

ÉCOLE POLYTECHNIQUE
MASTER 1 EPP
CHAMBRU Cédric

RAPPORT DE STAGE DE RECHERCHE

Évaluation des effets propres de la conversion à l'agriculture biologique sur l'emploi

RAPPORT NON CONFIDENTIEL

Option : Département d'économie
Champ de l'option : Économie internationale et politique économique
Directeur de l'option : Patrick Artus
Directeur de Stage : Ghislain Geniaux
Dates du stage : 11 Avril – 12 Août 2011
Adresse de l'organisme : UR 767 SAD Ecodéveloppement
Inra PACA
Domaine Saint-Paul
Site Agroparc
84914 Avignon

Résumé

À partir d'un échantillon de 124 994 observations entre 2002 et 2009, nous évaluons les effets propres de la conversion à l'agriculture biologique dans la région Paca. Nous utilisons pour cela les variables suivantes : le nombre d'ETP, le nombre de salariés différents employés annuellement par une exploitation et le chiffre d'affaires. Les effets sont calculés à partir d'une procédure d'estimation par appariement sur les scores de propension et une autre procédure d'estimation en doubles différences sur fonction noyau. Tous les effets moyens estimés sont positifs et significatifs. Ainsi, la première méthode aboutit à un supplément estimé de 0,92 ETP par exploitation après conversion à l'agriculture biologique. Le nombre de salariés est en augmentation de 2,06 et le chiffre d'affaires moyen de 15 531 €. Des disparités existent selon les catégories ATEXA mais aussi selon la taille des exploitations. De fait, ce sont les exploitations de taille moyenne (20 à 50 ha) qui ont la propension la plus forte à générer des emplois lors de la conversion à l'agriculture biologique (+1,52 ETP).

Mots Clés : agriculture biologique, travail agricole, emploi, ETP, appariement, doubles différences.

Abstract

Using a sample of 124 994 observations from 2002 to 2009, this report evaluates the proper effect of conversion to organic farming on employment in the area of Provence Alpes Côte d'Azur (France). Estimations are based on three variables: full time equivalent, the number of employees hired in a year per farm and the turnover. Doubles differences with kernel matching and matching on the propensity score are the two methods used to proceed the estimation. All effects are found to be positive and statistically significant. Thus, organic farmers use in average 0.92 FTE more than conventionnal. They also employed about 2 more worker per year and their average turnover is 15 331 € higher. Yet, the types of culture and the size of farm have an impact on these effects. Surprisingly, the higher propension to create jobs is observed in middle size farm (20 to 50 ha) with a supplementary 1.52 FTE per farm.

Key words: organic farming, employment, farm labour, FTE, matching, double differences.

Présentation du stage

Ce stage s'est déroulé au sein du laboratoire d'Ecodéveloppement de l'Institut National de la Recherche Agronomique à Avignon. Il s'agit d'une unité de recherche pluridisciplinaire appartenant au département Sciences pour l'Action et le Développement (SAD). Elle regroupe notamment des agronomes, des écologues, des économistes, des entomologistes et des sociologues. Au moment de mon stage, elle comprenait 22 chercheurs, 3 doctorants et 10 stagiaires. Les principales thématiques de recherche sont orientées autour des processus d'écologisation de l'agriculture et de l'évaluation des politiques publiques intégrant des objectifs environnementaux.

Ce stage s'intègre dans le projet EPAB (Évolution des Performances et formes d'organisations innovantes dans les transitions vers l'Agriculture Biologique) qui s'inscrit dans le programme Agribio 3 notamment aux côtés du projet PEPP (Rôle de la Performance Economique des exploitations et des filières, et des Politiques Publiques, dans le développement de l'agriculture biologique en France). L'objectif du projet EPAB est d'apporter des éléments d'analyse permettant d'améliorer l'efficacité des politiques publiques de développement de l'agriculture biologique. Pour cela, l'impact de la transition vers l'agriculture biologique est analysé tant sur le plan de la performance agro-économique que sur les formes d'organisation du travail. C'est donc dans cette optique que s'est inséré mon stage qui portait sur l'analyse d'une série de données statistiques recueillies auprès de la Mutualité Sociale Agricole (MSA).

En plus de la gestion de plusieurs bases de données, j'ai notamment eu à réaliser une série de statistiques descriptives sur l'échantillon créé. Après la revue la littérature, le coeur du stage a porté sur la réalisation de plusieurs estimations des effets propres de la conversion à l'agriculture biologique l'emploi. Pour cela, plusieurs méthodes économétriques ont été appliquées au regard des différentes recommandations présentes dans les travaux d'évaluation du même type. Une partie de mon travail a aussi tourné autour de l'analyse des modèles de sortie et de survie en agriculture en lien avec le projet PEPP. Enfin, la dernière partie de mon stage a été dédiée à la rédaction des résultats de ce stage.

Ainsi, outre l'apprentissage de plusieurs outils (PostgreSQL, R, \LaTeX) nécessaires à la réalisation de ce stage, ces 14 semaines ont été l'occasion de mettre en pratique une partie des savoirs acquis, notamment en économétrie, durant ma scolarité. De plus, les échanges très enrichissants avec les autres membres du laboratoire¹ ont été l'opportunité de m'ouvrir sur les sciences agronomiques que je ne connaissais pas. Enfin, la découverte de la démarche scientifique à adopter pour réaliser un travail de recherche en économie a été un autre facteur positif de ce stage.

1. Je tiens par ailleurs à remercier toute l'équipe pour son accueil chaleureux. Un grand merci particulièrement à Naoufel Mzoughi, Servane Penvern et Natacha Sautereau pour leur participation à l'élaboration de ce rapport à travers leurs critiques constructives. Il me faut également remercier Ghislain Geniaux sans qui la réalisation de ce stage n'aurait pas été possible. Enfin, je ne dois pas oublier Guillaume Ollivier sans qui nombre de mes pauses déjeuners auraient été plus ternes.

Table des matières

1	Introduction	1
1.1	Enjeux et contexte	1
1.2	Travail et agriculture biologique : une revue de la littérature	1
1.3	Objectifs et hypothèses de base	3
2	Éléments de méthodologie et base de données	5
2.1	Base de données et traitement	5
2.2	Éléments de méthodologie	6
	Estimation en coupe transversale.	6
	L'estimation en doubles différences.	8
3	Description de l'échantillon	10
3.1	Variables socio-économiques	10
	Préambule.	10
	Structure juridique et catégorie ATEXA.	10
	Superficie.	14
	Département.	14
	Âge.	15
	Sexe.	15
3.2	Variables relatives à l'emploi	16
	Préambule.	16
	Nombre de salariés.	16
	Ratio CDD.	17
	Durée des contrats.	18
	Salaires.	18
	Revenu Professionnel.	20
	Distinction par la forme juridique	21
	Distinction selon la date de certification.	21
	Résumé.	22
4	Résultats	24
4.1	Préliminaires.	24
4.2	Estimation du score de propension.	24
4.3	Estimation en coupe pour l'année 2009	26
	Équivalent Temps Plein.	26
	Nombre de salariés.	27
	Chiffre d'affaires.	28
	Selon la taille des exploitations.	29
4.4	Estimation en doubles différences	29
5	Discussion et conclusion	31

Liste des tableaux

1	Panel d'études récentes sur les effets de la conversion à l'AB sur l'emploi	3
2	Procédure de calcul d'un estimateur en doubles différences	9
3	Description des variables	11
4	Répartition des exploitations selon leur catégorie ATEXA et leur type juridique en 2009	13
5	Nombre d'exploitations selon le sexe du chef d'exploitation	16
6	Part relative des exploitations employant au moins un salarié par an en 2009	17
7	RP et RP par ha selon la forme juridique et le mode d'exploitation en 2009	21
8	Superficie, nombre de salariés et RP selon la date de conversion et la catégorie ATEXA	22
9	Régression de la variable ab sur l'âge moyen et la superficie	25
10	Nombre de vrais 0 d'après les prédictions du modèle GAM	25
11	Estimation des effets propres de la conversion à l'AB sur le nombre d'ETP (méthode du score de propension)	27
12	Estimation des effets propres de la conversion à l'AB sur le nombre de salariés (méthode du score de propension)	28
13	Estimation des effets propres de la conversion à l'AB sur le chiffre d'affaires (méthode du score de propension)	28
14	Estimation des effets propres de la conversion à l'AB sur le nombre d'ETP selon la taille des exploitations (méthode des covariables)	29
15	Estimation des effets propres de la conversion à l'AB par la méthode des doubles différences	30
16	Procédure de MatchBalance sur une estimation du nombre d'ETP par appariement du score propension	37
17	Statistiques emploi selon le mode d'exploitation et la forme juridique en 2009	38
18	Nombre de salariés différents employés annuellement par exploitation selon la catégorie ATEXA et le département	39
19	Superficie moyenne en ha par exploitation selon la catégorie ATEXA et le département	40
20	Ratio CDD sur emploi total par exploitation selon la catégorie ATEXA et le département	41
21	Revenu professionnel total et par hectare en agriculture conventionnelle de 2002 à 2009 selon la catégorie ATEXA	42
22	Revenu professionnel total et par hectare en AB de 2002 à 2009 selon la catégorie ATEXA	43
23	Résultats modèle GAM sur le nombre de salarié déflaté	44
24	Estimation ETP suivant les différents paramètres utilisés dans la procédure d'appariement	44

Table des figures

1	Évolution de la part relative de l'AB (Nombre d'exploitations et SAU) entre 2002 et 2009	10
2	Répartition des exploitations selon leur catégorie ATEXA en 2002 et 2009	12
3	Répartition des exploitations selon leur type juridique en 2002 et 2009	12
4	Répartition départementale des exploitations en AB et de leur SAU en 2009	14
5	Densité de l'âge des exploitants selon le mode d'exploitation en 2009	15
6	Diagrammes en point de variables relatives à l'emploi en 2002 et 2009	19
7	Évolution du revenu professionnel par exploitation entre 2002 et 2009	20
8	Nombre moyen de salariés employés annuellement par une exploitation selon le mode d'exploitation en 2002 et 2009	23
9	Évolution du nombre moyen de salariés employés selon le mode d'exploitation en base 100 (2002)	24
10	Comparaison de la moyenne des scores de propension selon la catégorie ATEXA	26
11	Effet de la date de certification et l'année d'installation sur le nombre moyen de salariés déflaté en AB	35
12	Densité des covariables sup et age_moy selon le mode d'exploitation	36

1 Introduction

1.1 Enjeux et contexte

Le contexte actuel amène souvent à se poser des questions sur la durabilité de nos systèmes de production à travers notamment leurs impacts environnementaux. La filière alimentaire, dont l'agriculture est la base, fait partie intégrante de ces débats. Si l'agriculture biologique est souvent présentée comme un modèle de production permettant une meilleure sauvegarde de la biodiversité, ses rendements plus faibles que l'agriculture conventionnelle observés dans les pays développés sont souvent décriés. Cependant, son rôle dans la revitalisation des zones rurales à travers le maintien ou la création d'emplois est moins souvent mis en avant. En effet, le phénomène de déruralisation en France à la fin du siècle dernier a conduit à la disparition de plus 500 000 exploitations (Agreste, 2010). Cela s'est traduit par une baisse d'activité dans les zones rurales. La région Provence Alpes Côte d'Azur (Paca) ne fut pas une exception puisqu'ont disparu, entre 1988 et 2009, près de 25 000 exploitations. Les secteurs les plus touchés furent le maraîchage (-60 %) et l'arboriculture (-35 %) qui ont dû faire face à la concurrence croissante de produits venus de pays du Sud. De plus, ces secteurs très gourmands en main d'œuvre ont dû faire face à un déficit structurel de la demande de travail dans le domaine agricole (Gambino, 2009). L'agriculture provençale représentait près de 60 000 permanents (incluant les chefs d'exploitations et leurs conjoints) et 70 000 saisonniers en 2000, soit 12 % de la population active.

La région Paca peut toutefois afficher un certain dynamisme, notamment en agriculture biologique (AB). Le nombre d'exploitations en AB s'est accru de 29,8 % entre 2008 et 2009 puis de 26 % entre 2009 et 2010. La surface agricole utile (SAU) a augmenté successivement de 11,8 % puis 19,7 % sur la même période portant le total à 69 099 hectares (dont la SAU en conversion). La région se classe ainsi 4^{ème} en terme de SAU en AB ainsi qu'en nombre d'exploitations biologiques en 2010 mais surtout 1^{ère} en pourcentage de SAU consacrée à l'AB avec 10,5 % de la SAU totale (moyenne nationale de 3,1 %; Agence Bio, 2010). Ainsi, les filières viticoles, fruitières, caprines et plantes à parfum aromatiques et médicinales bio de la région PACA se rangent 2^{ème} en terme de volume de production en France. L'oléiculture provençale certifiée AB est leader national incontesté (60 % de la SAU nationale; Agence Bio, 2010). La région est aussi la plus grosse productrice de fruits et légumes de France en agriculture conventionnelle (AC). Les agriculteurs biologiques provençaux s'insèrent donc dans un secteur important pour la région Paca tant en terme de vecteurs d'activités que d'emplois ou de source de revenus.

1.2 Travail et agriculture biologique : une revue de la littérature

Le développement important de l'agriculture biologique au cours des deux dernières décennies a donné lieu à un nombre important de travaux. Au delà de l'évaluation de son impact sur l'environnement et la biodiversité, un pan de la littérature s'est orienté vers l'évaluation de ses impacts socio-économiques sur le monde rural.

Ainsi, il est assez largement reconnu que l'agriculture biologique tend à avoir des effets positifs sur la création d'emplois. Offerman (2000) répertorie une quarantaine d'études évaluant la quantité d'emplois par hectare utilisée en AB. L'ordre de grandeur donné est de 10 à 20 % d'emplois supplémentaires en AB par rapport à l'AC. Jansen (2000) dans une approche similaire trouve des résultats analogues qui

varient toutefois de manière importante selon le type d'exploitation. Les résultats d'un panel études plus récentes semblent indiquer la même chose (Table 1). Le caractère plus intensif du travail en agriculture biologique est considéré comme étant à l'origine de ce phénomène. Un groupe de facteurs apparaît de manière homogène dans la littérature pour expliquer ce surcroît de travail : la mécanisation moindre des exploitations biologiques, la diversification des activités, l'utilisation plus restreinte et réglementée de produits phytosanitaires², le manque d'expérience des exploitants dans l'utilisation de méthodes alternatives qui aboutit à une efficience réduite (MacRae, 2007). La hausse de la quantité de travail est analysée aussi bien en nombre d'équivalents temps plein supplémentaires par exploitation ou par hectare (Green, 2007 ; Latacz, 2002 ; Lobley, 2005 ; Offerman, 2000 ; Vérot, 1998 ;) que par la somme totale allouée aux coûts de travail (Granastein, 2003 ; McBride, 2007 ; Uematsu, 2011 ; Wynen, 1998). Par exemple, Morison (2005) extrapole sur la base de son étude que 93 000 emplois pourrait être créés si toutes les exploitations du Royaume-Uni utilisaient les méthodes de l'AB. 80 % de ces emplois seraient issus directement de l'AB alors que les 20% restant seraient à mettre sur le compte du développement d'activités annexes sur l'exploitation (transformation, vente). De la même manière, sur la base de son étude comparative menée en Bretagne sur 347 producteurs biologiques, Vérot (1998) estiment que 30 000 à 40 000 emplois seraient créés si tous les agriculteurs français se convertissaient à l'AB. Il intègre dans ces calculs toute la filière de production depuis les organismes de réglementation et de contrôle jusqu'aux activités de transformation et de distribution.

Toutefois, certains auteurs soulignent le caractère plus contrasté de cette propension de l'AB à générer des emplois à long terme. Par exemple, Cisilino & Madau (2007) montrent qu'en Italie l'écart entre exploitations conventionnelles et biologiques tend à se réduire grâce au cercle vertueux du partage des gains d'expérience. Les progrès de la recherche en AB sont également cités comme facteur participant à ce phénomène de rattrapage. D'autre part, il n'émerge pas de consensus sur les acteurs qui peuvent profiter des débouchés offerts par ce surplus de demande de travail. Par exemple, Vérot (1998) soutient que cela va participer à la pérennisation d'emplois déjà créés au niveau local. Au contraire, Lohr & Park (2009) et Latacz (2002) soulignent que cela favorise le développement des emplois saisonniers. Enfin, Lobley & al. (2009) et Neely & Escalante (2006) penchent plutôt en faveur de la création d'emploi non familiaux quand Wiltshire (1998) et Parrot & al. (2006) arguent que cela va créer tous types d'emplois indistinctement du caractère familial et du type de contrat. En outre, de nombreux articles soulignent que le développement de l'agriculture biologique a également des répercussions principalement négatives en terme d'emploi sur des industries en amont et en aval du secteur telle que la grande distribution et l'industrie (Mon, 2006 ; Morison, 2005 ; Offerman, 2000). De la même manière, Darnhofer (2005) souligne la nécessité de la diversification des activités des exploitations biologiques (la production de biogaz par exemple) pour maintenir un niveau d'emploi élevé dans les zones rurales. En effet, le rôle croissant pris par la grande distribution dans la diffusion des produits biologiques risque de se traduire par un tassement des marges des agriculteurs. Selon lui, la non utilisation des chaînes de vente directe entraînera la chute d'une partie des surprix des produits biologiques et impactera ainsi la plus value réalisée. Dès lors, elle ne serait plus suffisante pour compenser le surcoût lié à l'accroissement de travail. Cela conduirait à nouveau à

2. Le décret n° 81-227 du 10 Mars 1981 définit notamment l'AB comme une « agriculture n'utilisant pas de produits chimiques de synthèse ».

Etudes	Région	ETP par ha	ETP par exploitation	Nombre observations en AB
Cisilino & Madau (2007)	Italie		+ 11 %	799
Lobley & al. (2005)	Angleterre	+ 64 %	+ 39 %	302
Lobley & al. (2009)	Angleterre	+ 94 %		684
McRae (2007)	Amérique du Nord		+ 10 à 100 %	Panel d'études
Morison (2005)	Royaume Uni et Irlande	+ 14 %*	+ 135 %	1 144
Pimentel & al. (2005)	USA		+ 15 %	Non spécifié
Green & Maynard (2006)	Angleterre	+ 47 %	+ 31 %	1 018
Vérot (1998)	Bretagne	+ 33 %		347

*Correction de 40 exploitations de très grande taille faisant chuter ce ratio. Valeur brute : - 44 %

TABLE 1 – Panel d'études récentes sur les effets de la conversion à l'AB sur l'emploi

l'intensification de la production et à la course aux économies d'échelle donc à la taille (Darnhofer, 2005) ce qui a des effets négatifs sur l'emploi. En effet, Green & Maynard (2006), Lakner (2010) et Jansen (2000) remarquent en effet que les différences en terme d'emploi avec l'agriculture conventionnelle sont d'autant plus importantes dans les petites exploitations. Cela s'explique par la présence d'une intensité capitalistique moindre compensée par un surcroit de travail. Par conséquent, le nombre grandissant de conversions d'agriculteurs conventionnels disposant d'une SAU importante risque de se traduire par un effet moindre sur l'emploi.

Pour conclure cette revue de littérature, soulignons également que les différents types d'exploitation et leur caractère plus ou moins intensif ou extensif ne se traduisent pas par la même propension à créer du travail lors de la conversion en agriculture biologique (Lobley & al., 2009; McRae, 2007; Morison, 2005; Offerman, 2000). De ce fait, les effets de l'agriculture biologique sur l'emploi dans le moyen terme sont relativement incertains. Au niveau français, nous ne disposons pas à ce jour de suivi statistique globale, ni d'étude à grande échelle permettant d'apprécier les effets de la conversion à l'AB sur l'emploi à l'échelle des exploitations. De plus, dans les études citées, aucune ne visent à mesurer un effet propre de la conversion et des biais de sélection sont à craindre.

1.3 Objectifs et hypothèses de base

L'AB a un rôle important à jouer aussi bien à travers le service rendu à un bien public global, l'environnement, que par ses besoins accrus en main d'oeuvre. Un grand nombre d'analyses lui reproche

ce dernier aspect ne prenant en compte que les aspects purement productifs (les rendements sont souvent plus faibles en AB car l'usage des produits de fertilisation est également réduit) et financiers. Ainsi, le caractère de moteur de l'activité économique dans les zones rurales par la création de toute une filière de production (du certificateur au distributeur en passant par le conseiller) est rarement considéré. En France, la dernière analyse chiffrée du potentiel de l'AB en tant que gisement d'emplois remonte à 1998 (Vérot, 1998).

Par conséquent, l'objectif de ce rapport sera de déterminer les effets propres de la conversion à l'AB sur l'emploi. Nous nous limitons ainsi au domaine purement agricole pour analyser la capacité des producteurs biologiques à générer un surplus d'emploi par rapport à leurs homologues conventionnels.

Nos hypothèses sont donc les suivantes. Il existe un effet causal positif entre la conversion à l'AB et l'utilisation plus intensive de main d'oeuvre. Deuxièmement, cet effet diffère fortement selon le secteur d'activité des exploitations. Troisièmement, il existe un effet taille qui joue négativement sur la propension à créer des emplois en AB.

Pour répondre à ces hypothèses, nous considérerons la conversion à l'AB comme un traitement. Cela permet de constituer un groupe de témoin et un groupe de traité permettant ainsi la comparaison des valeurs moyennes des variables d'intérêt entre les producteurs biologiques et conventionnels. Nous utiliserons pour cela deux approches. Une mesure de l'effet causal de la conversion à l'AB sur l'emploi sera réalisée par une estimation des différences de valeurs moyennes des variables d'intérêt en utilisant les techniques d'appariement. En outre, nous compléterons cette estimation par une analyse sur une série temporelle. Pour cela, nous utiliserons une procédure d'estimation en doubles différences qui permet l'élimination des effets individuels et temporels.

La section 2 présente les données ainsi que la méthodologie adoptée pour évaluer les effets propres de la conversion sur l'emploi. La description des données est effectuée dans la section 3 suivie par la présentation des principaux résultats dans la section 4. Enfin, la section 5 propose une discussion de ces résultats accompagnée de quelques remarques conclusives.

2 Éléments de méthodologie et base de données

2.1 Base de données et traitement

Les données utilisées sont issues de 4 sources différentes. Le fichier des cotisants non salariés (CONTS) de la Caisse Centrale de Mutualité Sociale Agricole (CCMSA) regroupe l'ensemble des chefs d'exploitation de la région Paca, qu'il s'agisse d'une exploitation appartenant au champ agricole ou non, que le chef d'exploitation le soit à titre exclusif, principal, secondaire, cotisant solidaire... sur une base annuelle de 2002 à 2009. De même, la base des contrats salariés (SISAL) de la CCMSA regroupe l'ensemble des contrats de personnes cotisant à la MSA. Nous disposons donc d'informations socio-économiques et structurelles (forme juridique, type de culture) sur l'ensemble de l'agriculture provençale pour la période 2002 à 2009. Celles-ci sont complétées par une autre base de données nommée AB_PACA et constituée en interne à partir des informations des organismes certificateurs. Celle-ci inclue tous les agriculteurs certifiés biologiques par les organismes Ecocert et FQ-Ulase. Elle contient des informations d'ordre administratif sur ces derniers telle que la date de conversion. Enfin, des données d'ordre communale (densité de peuplement, distance à la première aire urbaine. . .) issues des données de recensement INSEE sont jointes à chaque observation.

L'analyse statistique que nous entendons mener concerne les producteurs agricoles en pleine activité. Par conséquent, l'ensemble des bénéficiaires d'un avantage vieillesse ne possédant pas de salariés ainsi que l'ensemble des cotisants solidaires sont retirés des bases de données. Les activités sortant du champs de la production agricole sont également retirées à partir de l'information sur la surface agricole (SAU>0) et des informations sur le type d'activité (code NAF ou ATEXA ³). Par exemple en 2009, sur un nombre total de de 20 463 cotisants à la MSA, 5 834 entreprises agricoles sont exclues faute de correspondre aux critères retenus. De plus, 45 exploitations supplémentaires sont retirées à cause de la valeur de leur revenu professionnel par hectare jugée irréaliste ou ayant une superficie risquant de biaiser l'échantillon (par exemple, une exploitation gagnait 2 526 000 € par ha, une autre ayant une superficie supérieur à 2 000 ha). Les échantillons pour les années 2002 et 2009 sont alors respectivement constitués de 16 249 exploitations, dont 570 sont en AB, et 14 584 exploitations, dont 824 en AB.

Pour des raisons de clarté, les exploitations sont regroupées au sein de 7 catégories ATEXA simplifiées : le maraîchage, l'arboriculture, la céréaliculture, la viticulture, les autres cultures spécialisées (incluant la poly culture), l'élevage, et enfin un dernier groupe regroupant les « autres » (Tableau 3).

Enfin, nous créons deux variables pour combler les manques de la base de données. L'impossibilité de distinguer un salarié extérieur à l'exploitation du chef d'exploitation dans le nombre de salariés nous a amené à créer une variable chiffre d'affaires regroupant le montant total des salaires versés sur l'année et le montant d'assiette des revenus professionnels pour le calcul des cotisations. A également été créée une variable équivalent temps plein (ETP) sur la base du nombre total de jours travaillés annuellement dans l'exploitation afin d'avoir un estimateur similaire à celui présent dans la littérature.

3. La typologie ATEXA est établie par la Mutualité Sociale Agricole afin de classer les exploitations selon leur activité. Il y a 25 catégories couvrant tout le champ agricole.

Le code NAF est un code attribué à chaque entreprise par les services de l'INSEE en référence à la nomenclature des activités françaises (NAF) qui permet de déterminer l'activité principale exercée par l'entreprise.

2.2 Éléments de méthodologie

Nous rappelons que le but de ce rapport est de quantifier l'effet causal de la conversion à l'agriculture biologique sur plusieurs variables relatives à l'emploi. L'utilisation des méthodes d'évaluation des effets causaux en économie s'est largement développée cette dernière décennie et il existe dorénavant une quantité importante de travaux utilisant ces techniques dans des domaines variés.

Notre étude reprend deux approches différentes, à savoir l'estimation en doubles différences sur un panel cylindrique et l'estimation par comparaison de moyenne avec un contrefactuel en coupe transversale (année 2009). Notre démarche s'appuie essentiellement sur les recommandations et les procédures décrites dans Caliendo & Kopeing (2008) et Imbens and Wooldridge (2008)⁴. Notre attention se portera sur 3 variables relatives à l'emploi : le nombre d'équivalents temps plein (ETP), le nombre de salariés différents employés annuellement par exploitation et le chiffre d'affaires.

Estimation en coupe transversale. Nous sommes dans une situation où nous voulons évaluer les effets d'un traitement, la conversion à l'agriculture biologique, sur des variables d'intérêts Y dans un échantillon donné. Nous avons donc une situation binaire où chaque observation i est traitée ($D_i = 1$) ou non traitée ($D_i = 0$). L'effet du traitement pour chaque individu étant :

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0)$$

$Y_i(D_i)$ étant le résultat potentiel de l'expérience. Au regard de nos objectifs, l'estimateur le plus approprié est l'effet moyen du traitement dans la population des individus traités (« average treatment on the treated » ou ATT) :

$$\tau_{ATT} = E[Y(1)|D = 1] - E[Y(0)|D = 1]$$

Le premier obstacle à surmonter dans sa mise en place est celui du biais de sélection. En effet, l'effet causal est inobservable puisqu'il n'est possible pour un individu donné de l'échantillon de n'observer qu'un seul résultat (participation au traitement ou non traité). Il est donc impossible de comparer la situation de cet individu lorsqu'il est traité et lorsqu'il ne l'est pas. Une solution à ce problème existe à travers les procédures d'appariement qui permettent la construction d'un contrefactuel pour chaque observation. Cela consiste à trouver pour chaque observation traitée, une ou plusieurs autres observations dans l'échantillon non traitées présentant un certain nombre de caractéristiques similaires. Ainsi, les différences observées sur la variable d'intérêt seront imputables à la réception du traitement puisque les individus sont *ceteris paribus* analogues. Toutefois, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle ou CIA (Lechner, 2002), aussi appelée « strong ignorability » (Rosebaum & Rubin, 1983) se doit d'être vérifiée pour qu'une telle procédure puisse être implémentée. Cette hypothèse stipule que toutes les variables X influençant à la fois l'affectation au traitement et le résultat potentiel, se doivent d'être observées c'est à dire que :

$$Y(0), Y(1) \perp D | X$$

4. Voir aussi Fougère (2007) qui propose également un très bon résumé en français des différentes méthodes d'évaluations micro-économétriques.

Even & Klein (2008) effectuent également un très bon résumé en français dans leur article évaluant les contrats aidés.

En outre, il n'est pas raisonnable de vouloir réaliser des appariements sur toutes les variables X incluses dans un jeu de données car cela aboutirait à un nombre d'appariement très faible. Une solution a été proposée par Rosebaum & Rubin (1983) à travers l'utilisation de « balancing function » en lieu et place des covariables. La notion de « balancing function » fait référence à une fonction $b(x)$ dont la distribution conditionnelle des covariables observées x étant donné $b(x)$ est la même pour le groupe de traitement et les contrefactuels. Le score de propension, qui n'est autre que la probabilité de recevoir le traitement étant donné un certain nombre de caractéristiques observables X , est un exemple de ce type de fonction. Rosebaum et Rubin (1983) ont montré que si les covariables X respectaient l'hypothèse CIA alors le score de propension basé sur ces covariables la respectait aussi, rendant possible l'estimation.

$$Y(0), Y(1) \perp D | P(X)$$

Une fois l'ensemble de ces conditions vérifiées, il est possible de procéder à l'estimation du score de propension. Nous nous trouvons dans une situation où la variable dépendante est binaire donc tous les modèles de choix discrets peuvent être utilisés. Nous optons donc pour l'usage de la fonction logit qui sera testée à travers un modèle additif généralisé (GAM)⁵.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_i x_i + s_m(f_m(x_m)) + u_i$$

À ce stade, la difficulté consiste à choisir le bon nombre de covariables dans le calcul du score de propension. Rien dans la théorie ne détermine le nombre optimal de variables à utiliser pour effectuer les procédures d'appariement. Ainsi, ces dernières doivent être choisies non seulement au regard de la théorie économique mais aussi de leur significativité statistique (Imbens, 2004). Par ailleurs, la sélection d'un trop grand nombre de variables peut aboutir à une sur-paramétrisation du modèle qui a pour conséquence une augmentation de la variance des scores de propension. De plus, choisir une variable qui n'est que faiblement corrélée avec le résultat et la variable de traitement peut réduire la précision de l'estimation de l'effet causal. Aux vues de nos objectifs et de la revue de littérature, nous choisissons de nous contenter de seulement 3 variables pour les procédures d'appariement : une variable socio-démographique (l'âge des exploitants), une variable économique (la superficie) et une variable plus "structurelle" (la catégorie ATEXA des exploitations). À noter que nous disposons de peu de variables susceptibles d'expliquer le choix de la conversion à l'AB, qui dépend des caractéristiques individuelles des exploitants difficilement accessibles à l'analyse statistique.

Le choix de la procédure d'appariement est un autre facteur important dans le processus d'estimation. Nous en retenons deux au regard de leur pertinence accrue par rapport à nos objectifs. La première consiste à utiliser le score de propension sur des sous-échantillons (Heckman & al., 1998) ici découpés selon la catégorie ATEXA des exploitations. Comme présenté dans Heckman & al. (1998), l'appariement direct sur un vecteur de covariables en lieu et place du score de propension peut présenter certains avantages. Cela sera notre deuxième méthode. Ensuite, il reste à choisir la manière dont sera déterminée l'attribution

5. Celui-ci présente l'avantage d'améliorer la qualité de prédiction en utilisant des estimations de fonctions non paramétriques pour les variables indépendantes choisies. Cela permet d'obtenir des relations non linéaires entre les variables dépendantes et indépendantes. Voir Hastie & Tibshirani (1990) pour plus de détails.

du ou des contrefactuels à chaque individu traité. Il existe encore une fois plusieurs options définissant la méthode d'appariement : le plus proche voisin, l'utilisation d'un caliper, la stratification de l'échantillon, l'appariement avec fonction de noyau, l'utilisation de la pondération par les scores de propension. Nous utilisons essentiellement la méthode des plus proches voisins avec un caliper. Elle nécessite toutefois d'établir un compromis entre le remplacement ou non des contrefactuels dans le groupe témoin, le nombre d'appariement pour chaque individu traité et le seuil de tolérance choisi pour la distance maximum du score de propension ou des covariables. Nous ferons donc varier ces paramètres afin de contrôler la variance et le biais dans l'estimation de l'effet causal, qui jouent en sens inverse, pour d'obtenir les résultats les plus significatifs possibles.

Nous procédons ensuite à une vérification du support de la distribution du score de propension. De fait, chaque individu traité se doit d'avoir au moins un individu du groupe témoin dont le score de propension est proche du sien (Heckmann & al., 1998). Cela permet d'éviter d'obtenir un biais trop important lors de l'estimation de l'effet causal du traitement. L'utilisation d'un caliper faible permet de s'abstenir de cet état de fait en contre partie d'une réduction du nombre d'observations appareillées.

Enfin, nous contrôlons la qualité de la procédure d'appariement. Pour cela, il faut procéder à la comparaison des distributions des covariables avant et après appariement entre les deux groupes. Si une réduction significative de l'écart entre les deux moyennes est observée alors il n'y a pas lieu de remettre en cause la procédure d'appariement. Nous utilisons pour cela une procédure de « MatchBalance » décrite dans Sekhon (2011) avec une technique de bootstrap avec 300 répliques.

L'estimation en doubles différences. A cause du caractère faiblement explicatif du modèle logit de score de propension et de la remise en cause de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle (Imbens, 2004), le choix a été fait de procéder à une autre estimation de l'effet causal du traitement. La méthode utilisée ici est celle des doubles différences avec appariement sur une fonction noyau (Heckman & al., 1997) en utilisant un panel cylindrique ou complet c'est à dire où les observations sont présentes du début à la fin de l'échantillon. Celui-ci est par conséquent relativement réduit (8510 observations annuelles dont 447 traitées entre 2002 et 2009) puisque toutes les exploitations étant sorties de l'agriculture à un moment donné de la période ne sont pas comptabilisées. Un point important ici est le choix de la valeur paramètre de lissage (« bandwidth ») qui détermine la manière (amplitude) dont sera effectuée la pondération sur chaque observation. Il y a à nouveau un compromis à faire entre la variance de l'estimation et le biais qui sont affectés de manière opposée par la valeur du paramètre de lissage.

Le but de ce modèle est d'éliminer tous les effets fixes et/ou temporels inobservés impactant les variables potentielles de résultat et la variable de traitement (Fougère, 2007). Toutefois, cette méthode ne permet pas d'éliminer le biais de sélection puisqu'elle se focalise uniquement sur l'analyse des variables de résultats. Une hypothèse fondamentale pour la mise en place de ce modèle est le caractère supposé commun aux deux groupes des effets temporels au moins à la période finale et précédente. Autrement dit, nous supposons que si aucun individu n'avait reçu le traitement, les variables d'intérêts auraient tout de même variées dans le temps mais de manière analogue pour le groupe de traité et celui des contrefactuels.

	Avant traitement	Après traitement	Différence
Groupe traité	Y_{t1}	Y_{t2}	$\Delta Y_t = Y_{t2} - Y_{t1}$
Groupe témoin	Y_{c1}	Y_{c2}	$\Delta Y_c = Y_{c2} - Y_{c1}$
Différence			$\Delta\Delta Y = \Delta Y_t - \Delta Y_c$

TABLE 2 – Procédure de calcul d'un estimateur en doubles différences

Deux différences successives sont nécessaires pour cela élimant tour à tour effets fixes puis effets temporels. L'estimation de l'effet causal correspond donc à la différence des valeurs de la variable observée en début et en fin de période du groupe traité moins la différence de la variable observée en début et en fin de période du groupe témoin (Table 2).

Les analyses statistiques sont menées avec la version 2.11.1 du logiciel R et le package «Matching» (Sekhon, 2011) est utilisé pour les procédures d'appariement.

3 Description de l'échantillon

3.1 Variables socio-économiques

Préambule. La composition des échantillons varie de manière significative entre 2002 et 2009. La part absolue mais aussi relative du nombre d'exploitations certifiées AB n'a cessé de croître passant de 3,5 % à 5,6 %. De même, la part relative des AB en termes de SAU totale s'élève à 7,1 % en 2009 contre 5,3 % en 2002 (Figure 1). Toutefois en restant dans l'optique de la SAU mais au niveau des exploitations, l'évolution est inverse. La SAU moyenne par exploitation est en légère diminution pour les AB passant de 39 ha à 38 ha. A contrario, elle est en augmentation pour les agriculteurs conventionnels (AC) passant de 26 ha à 29 ha. Ceci débouche sur une réduction de l'écart de superficie moyenne par exploitation (9 ha ; Tableau 3⁶). Parmi les 824 exploitations en AB, 47 % sont entièrement bio, 6 % ont entre 50 et 99 % de leur superficie en bio et 6 autres pourcents ont entre 0 et 50 % de leur superficie en AB (l'information n'est pas disponible pour les 345 exploitations restantes).

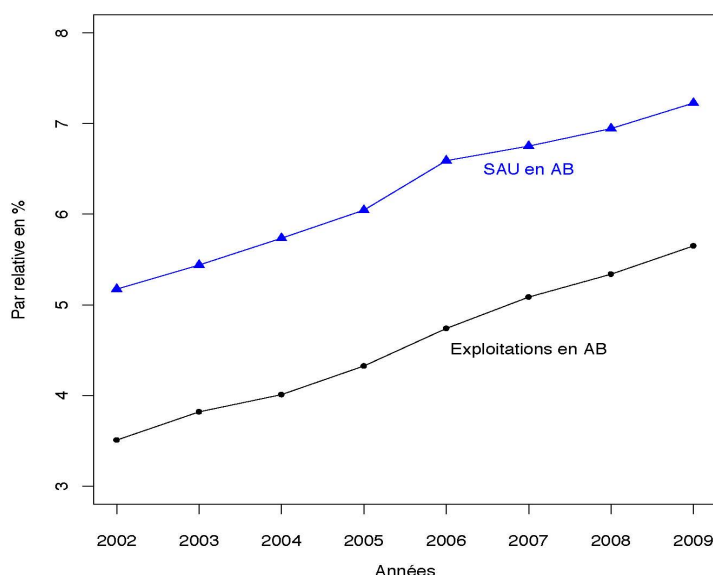


FIGURE 1 – Évolution de la part relative de l'AB (Nombre d'exploitations et SAU) entre 2002 et 2009

Structure juridique et catégorie ATEXA. L'agriculture provençale est constituée principalement d'exploitants individuels (71 %), d'EARL (12 %) et de pluralité d'exploitations (5 % ; Figure 3). Bien qu'une certaine régularité apparaisse du fait de la prépondérance des exploitations individuelles, la structure juridique globale est loin d'être uniforme et de nombreuses disparités apparaissent selon la catégorie

6. Les acronymes des types juridiques signifient respectivement : Exploitation individuelle ; Groupement Agricole d'exploitation en Commun ; Exploitation Agricole à Responsabilité Limitée ; Société Civile Exploitation Agricole ; Groupement Foncier Agricole ; Société Anonyme et Société à Responsabilité Limitée ; Société de Fait ; Autres Sociétés et Pluralité d'Exploitations ; Pluralité d'Exploitations.

Intitulé	Description	AB		AC	
ab	Nombre d'exploitations	824		13 760	
age_moy	Age moyen	47 ans 10 mois		49 ans 5 mois	
sup	Superficie moyenne	38,2		29,3	
atexa_expfac	Catégorie ATEXA				
	<i>Arbo</i> Arboriculture	111	13,5 %	1 344	9,8 %
	<i>AutCult</i> Autres types de cultures	35	4,2 %	257	1,9 %
	<i>Autres</i> Autres exploitations	6	0,7 %	374	2,7 %
	<i>Cereal</i> Céréaliculture	106	12,9 %	1 567	11,4 %
	<i>Eleva_poly</i> Élevage	170	20,7 %	3 173	23,1 %
	<i>Maraichage</i> Maraîchage	120	14,6 %	2 846	20,7 %
	<i>Viti</i> Viticulture	276	33,5 %	4 199	30,5 %
type_expfac	Forme juridique				
	<i>Exp ind</i>	474	57,5 %	9 862	71,6 %
	<i>GAEC</i>	45	5,5 %	584	4,2 %
	<i>EARL</i>	156	18,9 %	1 629	11,9 %
	<i>SCEA</i>	65	7,9 %	539	3,9 %
	<i>GFA</i>	0	0 %	32	0,2 %
	<i>SA_SARL</i>	13	1,6 %	168	1,2 %
	<i>Soc_fait</i>	2	0,2 %	85	0,6 %
	<i>Aut_soc</i>	17	2,1 %	130	0,9 %
	<i>Plus_exp</i>	52	6,3 %	731	5,3 %
id_dep	Département				
	<i>04</i> Alpes de Haute Provence	146	17,7 %	1 603	11,6 %
	<i>05</i> Hautes Alpes	91	11,0 %	1 535	11,1 %
	<i>06</i> Alpes Maritime	50	6,1 %	953	6,9 %
	<i>13</i> Bouche du Rhône	143	17,3 %	3 011	21,8 %
	<i>83</i> Var	112	13,6 %	2 720	19,7 %
	<i>84</i> Vaucluse	282	34,2 %	3 938	28,6 %
nb_sal	Nombre moyen de salariés dif-	10,6		8,4	
	férents par an				
etp	Equivalent temps plein	3,6		2,7	

TABLE 3 – Description des variables

ATEXA des exploitations (Tableau 4⁷). Par exemple, l'élevage est surreprésenté dans les GAEC où il représente 44 % des exploitations alors que sa part totale dans l'agriculture ne dépasse pas 23 % (Figure 2). Inversement, il se retrouve minoritaire dans la majorité des autres formes juridiques à l'exception

7. Le tableau se lit comme suit : en 2009, 917 exploitations représentent 63 % des arboriculteurs et 8,8 % des exploitations individuelles.

des exploitations individuelles. De même, les viticulteurs constituent 41 % des GFA, 44 % des sociétés de fait, 56 % des SCEA et des autres sociétés ; sa part dans le nombre total des exploitations n'étant que de 31 %. Cette répartition des structures juridiques n'a que très peu évolué depuis 2002. Le seul mouvement notable est la part en baisse au niveau global des exploitations individuelles (-5,9 %) au profit du développement des pluralités d'exploitations (+3 %) dont le nombre absolu a augmenté de 384 et des EARL (+249 exploitations).

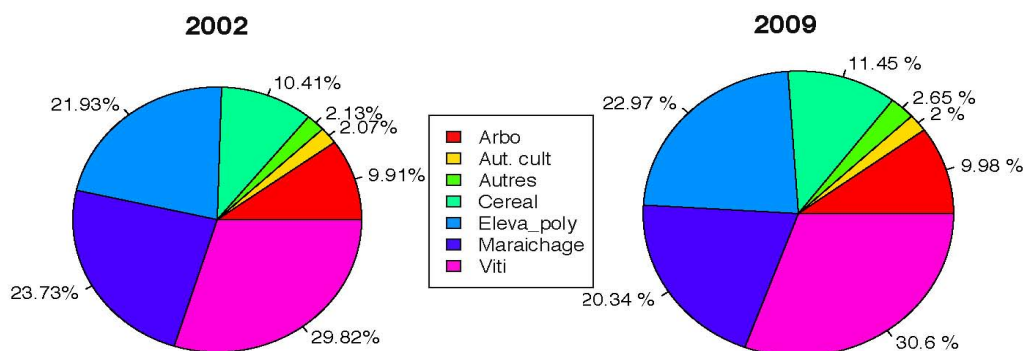


FIGURE 2 – Répartition des exploitations selon leur catégorie ATEXA en 2002 et 2009

Considérant maintenant uniquement l'AB, les exploitants individuels sont toujours la forme juridique majoritaire mais avec « seulement » 58 % des exploitations. La part des EARL et des SCEA est plus importante avec respectivement 19 % et 6,6 %. Ainsi, les producteurs biologiques ont tendance à utiliser davantage des formes sociétaires que les conventionnels. L'ensemble des autres types juridiques est également davantage représenté. Les rapports de force entre les types juridiques au sein des catégories ATEXA n'en restent pas moins similaires. Ceci amène donc à penser que certaines structures juridiques sont plus ou moins adaptées à l'exercice de certaines activités agricoles. L'utilisation de deux tests de Chi 2 donne deux *p-value* inférieures à 2.2×10^{-16} ce qui conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation entre le type juridique et respectivement le mode production et la catégorie ATEXA. Ainsi, les exploitations sont tout autant structurées en fonction du type de culture qu'en fonction du mode de production.

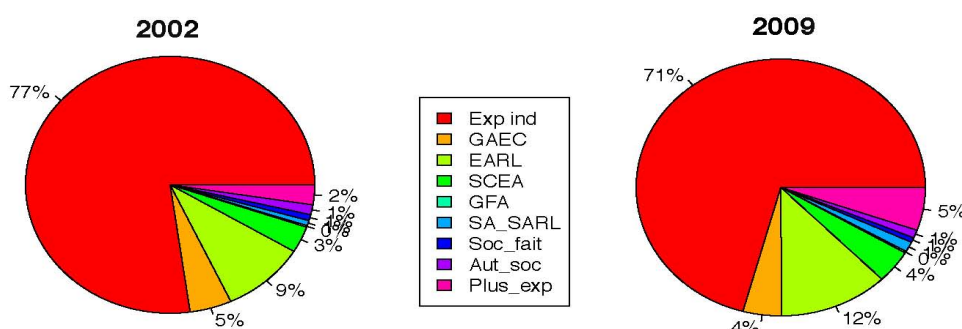


FIGURE 3 – Répartition des exploitations selon leur type juridique en 2002 et 2009

 Count
 Row Percent
 Column Percent

Observations in Table: 14583

cat	colns9\$type_expfac	Exp ind	GAEC	EARL	SCEA	GFA	SA_SARL	Soc fait	Aut_soc	Plus_exp	Row Total
Arbo	917	72	278	64	4	19	6	11	84	1455	
	63.024%	4.948%	19.107%	4.399%	0.275%	1.306%	0.412%	0.756%	5.773%	9.977%	
	8.872%	11.447%	15.574%	10.596%	12.500%	10.556%	6.897%	7.483%	10.728%		
AutreCult	204	15	32	11	0	6	3	4	17	292	
	69.863%	5.137%	10.959%	3.767%	0.000%	2.055%	1.027%	1.370%	5.822%	2.002%	
	1.974%	2.385%	1.793%	1.821%	0.000%	3.333%	3.448%	2.721%	2.171%		
Autres	219	6	54	15	1	31	1	4	48	379	
	57.784%	1.583%	14.248%	3.958%	0.264%	8.179%	0.264%	1.055%	12.665%	2.599%	
	2.119%	0.954%	3.025%	2.483%	3.125%	17.222%	1.149%	2.721%	6.130%		
Cereal	1213	54	185	70	10	10	9	20	102	1673	
	72.504%	3.228%	11.058%	4.184%	0.598%	0.598%	0.538%	1.195%	6.097%	11.472%	
	11.736%	8.585%	10.364%	11.589%	31.250%	5.556%	10.345%	13.605%	13.027%		
Illeva_poly	2686	277	147	59	2	28	16	13	115	3343	
	80.347%	8.286%	4.397%	1.765%	0.060%	0.838%	0.479%	0.389%	3.440%	22.924%	
	25.987%	44.038%	8.233%	9.768%	6.250%	15.556%	18.391%	8.844%	14.687%		
Maraichage	2204	85	417	47	2	40	14	12	145	2966	
	74.309%	2.866%	14.059%	1.585%	0.067%	1.349%	0.472%	0.405%	4.889%	20.339%	
	21.324%	13.514%	23.361%	7.781%	6.250%	22.222%	16.092%	8.163%	18.519%		
Viti	2893	120	672	338	13	46	38	83	272	4475	
	64.648%	2.682%	15.017%	7.533%	0.291%	1.028%	0.849%	1.855%	6.078%	30.686%	
	27.990%	19.078%	37.647%	55.960%	40.625%	25.556%	43.678%	56.463%	34.738%		
Column Total	10336	629	1785	604	32	180	87	147	783	14583	
	70.877%	4.313%	12.240%	4.142%	0.219%	1.234%	0.597%	1.008%	5.369%		

TABLE 4 – Répartition des exploitations selon leur catégorie ATEXA et leur type juridique en 2009

Superficie. La superficie moyenne des exploitations connaît de nombreuses disparités selon le type juridique et la catégorie ATEXA. La céréaliculture et l'élevage, avec presque 60 ha par exploitation, disposent de la plus large superficie moyenne. A l'opposé, le maraîchage dispose d'une superficie moyenne par exploitation de 6,9 ha. Pareillement, les SA et SARL ont tendance à regrouper les plus petites exploitations (16 ha) suivies des exploitations individuelles (25 ha) alors que les GAEC (90 ha) et les GFA (52 ha) ont une taille bien plus importante. Dans la même optique, les exploitations organisées en société ont une superficie moyenne de 51 ha alors que les exploitations sous forme individuelles se contentent de 26 ha incluant une forte disparité entre les AB (33 ha) et les AC (25 ha; Tableau 17). Les formes sociétaires sont ainsi en moyenne toujours de taille supérieure aussi bien en AB qu'en AC. En outre, la SAU moyenne par exploitation a augmenté de 3 ha depuis 2002, pour atteindre 30 ha en 2009. Alors que la tendance générale est à la stabilité de la SAU depuis 2002 (+0,8 %), la croissance importante du nombre de producteurs biologiques a permis une hausse de 41,8 % de la SAU totale en AB.

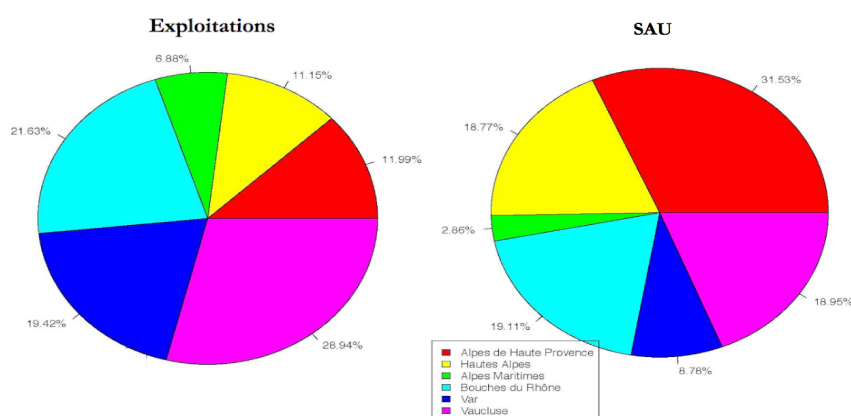


FIGURE 4 – Répartition départementale des exploitations en AB et de leur SAU en 2009

Département. En terme de répartition géographique, le plus grand nombre d'exploitations se trouve dans le Vaucluse (29 %), puis dans les Bouches du Rhône (22 %) et le Var (20 %). Cependant, la superficie moyenne des exploitations est nettement supérieure dans les Alpes de Haute Provence et les Hautes Alpes qui représentent au total 50,3 % de la SAU (219 168 ha répartis sur 23 % des exploitations de Paca) alors que le Var et le Vaucluse avec 48 % des exploitations ne détiennent que 27,7 % de la SAU (120 837 ha; Figure 4). Concernant le nombre d'exploitants biologiques, s'ils sont les plus nombreux en absolu dans le Vaucluse (282 exploitations) que dans les Alpes de Haute Provence (146 exploitations), leur part relative est inversée (6,7 % des exploitations contre 8,3 %) dans ces deux départements. De plus, il est possible de voir que la répartition des cultures au niveau régional est assez marquée. La viticulture se concentre principalement dans le Vaucluse (57 % des exploitations régionales) et le Var (34 %). Le département des Bouches du Rhône regroupe à lui seul plus de 30 % des exploitations régionales de maraîchage, d'arboriculture et de céréaliculture. Au niveau de l'AB, les Alpes de Haute Provence et les Hautes Alpes concentrent très peu d'exploitations viticoles et maraîchères mais un grand nombre d'exploitations ayant une activité d'élevage qui représentent plus ou moins la moitié des exploitations départementales (Tableau 16). Cette répartition permet d'expliquer une partie des fortes variations observées en terme de superficie au niveau départemental.

Âge. Toujours sur la période 2002-2009, un vieillissement des agriculteurs est observé en dépit de la réduction de la dispersion de la moyenne d'âge notamment avec la disparition d'une partie des exploitants d'environ 60 ans. En dépit de cette homogénéisation, des disparités subsistent. Les producteurs biologiques ont connu un vieillissement important passant d'un âge moyen de 44 ans et 4 mois à 47 ans et 10 mois et ce malgré l'apparition de 254 nouveaux exploitants. De même, la moyenne d'âge des conventionnels est en augmentation de 1 ans et 4 mois portant l'âge moyen à 49 ans et 5 mois (Figure 5). Il faut néanmoins retenir que l'analyse porte uniquement sur les exploitations en activité ne considérant pas les « exploitants retraités », ce qui diminue considérablement l'âge moyen des exploitants. A noter également que si les exploitants biologiques sont toujours plus jeunes en moyenne, l'écart avec leurs homologues conventionnels s'est resserré. Les producteurs biologiques en exploitation individuelle sont également plus jeunes que leurs homologues au sein des formes sociétaires. Le contraire est vrai pour les agriculteurs conventionnels. Nous constatons également un écart important à la moyenne globale pour les GFA (56 ans) et les SA/SARL (42 ans) qui ne représentent toutefois qu'un nombre très faible d'exploitations (1,4 %).

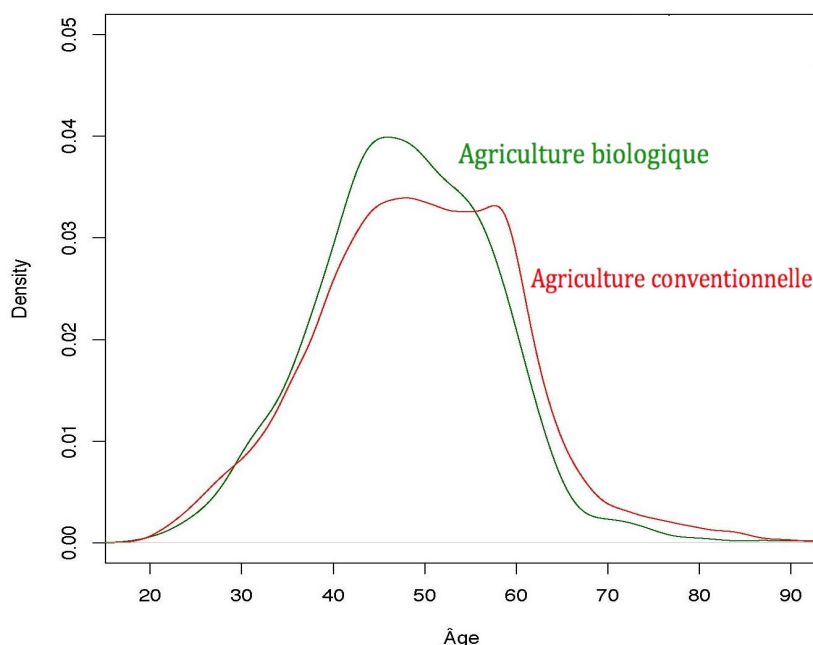


FIGURE 5 – Densité de l'âge des exploitants selon le mode d'exploitation en 2009

Sexe. Analysant le sexe des chefs d'exploitation, il apparaît que la part relative des exploitations « mixtes » est presque deux fois plus importante en AB (7,9 %). Toutefois, la part des femmes chefs d'exploitations en AB est moins importante qu'en AC (20 % contre 24 %). Celles-ci disposent également d'une SAU moyenne inférieure à leurs homologues masculins mais emploient plus de salariés et obtiennent un revenu professionnel largement moindre. A contrario, les exploitations « mixtes » exploitent en moyenne 30 ha de plus que la moyenne tout en employant un nombre de salariés inférieur (Tableau 5).

	Nombre d'exploita- tions	Nombre d'exploita- tions AB	Superficie Moyenne par exploitation AB (en ha)	Nombre moyen de salariés par exploitation AB	Revenu professionnel
Chef d'ex- ploitation masculin	10 230	591	37.02	10.54	12 759
Chef d'ex- ploitation féminin	3 591	167	30.50	11.87	1 070
Exploitation mixte	661	66	68.29	8.55	20 158
Total	14584	824	38.20	10.57	11019

TABLE 5 – Nombre d'exploitations selon le sexe du chef d'exploitation

3.2 Variables relatives à l'emploi

Préambule. Comme indiqué par l'évolution du nombre d'exploitations et de la SAU, l'AB a connu une trajectoire bien différente de l'AC sur la période étudiée. Cela se retrouve aussi dans les statistiques relatives à l'emploi. Avant de débiter, quelques précisions sur la démarche adoptée sont nécessaires. Lorsqu'il est fait référence à un nombre moyen par exploitation (salariés par exemple), seules sont prises en compte les exploitations ayant effectivement une valeur strictement positive pour la variable concernée. Ainsi en 2009, 6 474 exploitations ont employé au moins une personne dans l'année, le nombre moyen de personnels employés par exploitation sera alors basé sur ces 6 474 exploitations et non sur le total des 14 584. Remarquons ici la présence d'un important problème méthodologique. Il est impossible de distinguer dans les données un salarié extérieur à l'exploitation d'un chef d'exploitation se salariant. Ainsi, le nombre de salariés peut être amené à être légèrement surestimé dans les formes sociétaires⁸.

Nombre de salariés. Entre 2002 et 2009, le nombre de salariés différents employés par exploitation a augmenté de 792 unités passant de 4 360 à 5 148 chez les producteurs biologiques. Néanmoins, une fois pris en compte la croissance du nombre d'exploitations, nous observons que le nombre moyen annuel de personnel salarié par exploitation a chuté de 2,5 unités entre 2002 et 2009. Cela peut provenir d'une amélioration progressive de l'efficacité technique des exploitations biologiques (Jansen, 2000 ; Neely & Escalante 2006) mais aussi de la différenciation des catégories ATEXA des exploitations plus récemment converties. Au total, 488 exploitations en AB, soit 59 %, ont employées au moins une personne en 2009. Dans le même temps, le nombre de salariés total en AC a décliné de 63 863 unités à 50 257 unités. Au niveau des exploitations, cela se traduit par une chute de 1 unité. Nous ne contrôlons ni l'évolution de la

8. La catégorie ATEXA « Autres » ne sera jamais analysée du fait du très petit nombre d'observations présentes et donc de sa faible représentativité.

taille des exploitations ni la durée moyenne des contrats dans les analyses infra.

L'analyse par forme juridique montre que 76 % de ces contrats sont réalisés par des exploitations ayant une forme individuelle. Toutefois, seulement 41 % d'entre elles emploient effectivement au moins un salarié alors que ce chiffre se porte à 62 % pour les exploitations ayant une forme sociétaire. Les formes individuelles emploient en moyenne 2,6 salariés pour les producteurs biologiques et 2,2 salariés pour les conventionnels. Ce chiffre s'élève respectivement à 6 et 4,3 salariés pour les formes sociétaires. Ainsi, les formes sociétaires semblent à favoriser l'emploi salarié (Agreste, 2010). Dans l'ensemble, moins de une exploitation sur deux a effectivement recours à une main d'oeuvre extérieure (Tableau 6).

	Formes individuelles	Formes sociétaires	Total
AB	53.0 %	78.9 %	59.1 %
AC	40.1 %	60.8 %	43.5 %
Total	40.8 %	62.2 %	44.5 %

TABLE 6 – Part relative des exploitations employant au moins un salarié par an en 2009

L'analyse par catégorie ATEXA montre qu'une forte réduction a eu lieu en arboriculture bio avec la disparition moyenne de près de 6 individus par exploitation. Une baisse, certes moins importante, a également eu lieu chez les maraîchers et les viticulteurs bio alors que la céréaliculture et les autres cultures bio emploient un plus grand nombre de salariés par exploitation par rapport à 2002 (Tableau 18). Cette augmentation peut par contre être mise en relation avec la hausse du ratio de CDD sur l'emploi total, respectivement de 7 et 3 points. Cela indique un plus grand turn-over de la main d'oeuvre chez les céréaliers biologiques et les autres cultures. L'augmentation de la taille moyenne de ces exploitations sur la période est un autre paramètre qui rentre en compte (Tableau 19). A noter que le nombre moyen de personnes différentes employées par exploitation et le ratio de CDD sur l'emploi total dans l'élevage et les autres cultures se situe à un niveau inférieur à celui des AC, en 2009 comme en 2002. La superficie moyenne par exploitation plus grande en AB est cohérente avec l'idée d'une activité plus extensive. Les arboriculteurs emploient en moyenne le plus de personnes différentes sur une année avec un total de 15, suivis par les viticulteurs biologiques avec 14 salariés (Tableau 18).

D'autre part, seul 366 exploitations (487 en 2002), dont 22 en AB, ont recours à des aides familiaux mineurs ou majeurs déclarés. Représentant seulement, 2,5 % des observations de l'échantillon, cette variable sera par la suite négligée dans l'analyse des variables relatives à l'emploi.

Ratio CDD. Une plus grande précarité du travail est observée en AB puisque le ratio du nombre de CDD sur le nombre total de contrats⁹ est supérieur de 1,3 point à celui de l'agriculture conventionnelle. Cet écart est même en augmentation (+0,3 point) par rapport à 2002. Néanmoins, il existe de grandes

9. Ce ratio correspond au nombre de CDD divisé par la somme des CDD et des CDI. Ainsi, les contrats OMI (Office des Migrations Internationales) ne sont pas comptabilisés.

disparités suivant le type d'exploitation ainsi que l'emplacement géographique de celle-ci. Ainsi, les Alpes Maritimes avec un ratio de 57 % de CDD disposaient en 2009 du plus petit ratio régional. A l'opposé, le Vaucluse avec un taux supérieur à 90% est un des endroits où l'emploi temporaire est le plus fort et ce à cause du type d'exploitation présent sur ce département. Le maraîchage et la céréaliculture concentrent les plus fortes augmentations de ces ratios chez les AB sur la période de 2002 à 2009 avec des hausses respectives de 12 et 7 points (Tableau 20). Les autres cultures en AB ont le ratio le plus faible avec « seulement » 64 %. De manière générale, 17,7 % des exploitations emploient au moins un salarié en CDI. Ce ratio est de 40,8 % lorsque sont seules considérées les exploitations employant au moins une personne. Les formes sociétaires emploient plus souvent au moins une personne en CDI, qui pourrait être le chef d'exploitation (Tableau 17).

Durée des contrats. Par ailleurs, la durée moyenne d'un contrat à l'embauche est une autre variable importante nécessaire à la compréhension de l'emploi dans l'agriculture provençale. Si cette dernière n'a pas que très peu évolué depuis 2002, elle comporte de très minimes disparités entre les exploitants biologiques (109 jours) et conventionnels (112 jours). Dans les deux cas, la médiane se situe en dessous de la moyenne (23 et 35 jours de moins) ce qui indique un nombre restreint de contrats ayant une durée fortement supérieure à la moyenne (les CDI). La durée moyenne des contrats est homogène parmi les différents types de culture allant de 107 jours en moyenne dans les autres cultures à 115 dans le maraîchage. De plus, les exploitants AB ont toujours une durée de contrat moyenne plus faible que leurs confrères en AC et ce notamment pour les exploitants d'autres cultures (-20 jours ; Figure 6). Enfin, la forme juridique des exploitations apporte un dernier éclairage en faisant apparaître une différence de 21 jours dans la durée des contrats entre les formes sociétaires et individuelles (Tableau 17). Le nombre de contrats moyens par an par exploitation est plus ou moins stable selon le type de culture avec une valeur oscillant autour de 10 aussi bien AB qu'en AC. Ce chiffre est toutefois en baisse de 1,3 unité par rapport à 2002. Ceci est à mettre en lien avec la diminution du nombre de salariés par exploitation. A noter un maximum de 14 contrats pour les autres cultures bio et son contraire à 8 unités dans l'élevage biologique.

Salaires. Les salaires non déflatés ont suivi une évolution contrastée. En effet, le montant total versé annuellement a plus que doublé en AB, notamment à cause de la hausse importante du nombre d'exploitation, et crû de plus de 60 % en AC¹⁰. Cependant, le montant total moyen des salaires par exploitation a augmenté seulement d'environ 35 % chez les producteurs biologiques et de 56 % chez les agriculteurs conventionnels. L'évolution du salaire moyen journalier non déflaté apporte un éclairage. En AB, il n'a augmenté que de 11 € entre 2002 et 2009 alors que celui des salariés en AC s'est accru de 22 €. Il s'élève dorénavant dans les deux cas à 48 € en 2009. Ces éléments s'ajoutent à la remarque supra soulignant la décroissance plus importante du nombre d'individus salariés annuellement par exploitation en AB pour expliquer la croissance moindre du montant total des salaires par exploitation. Néanmoins, ce montant

10. La prise en compte de l'inflation (+14 % depuis 2002 selon l'IPCH d'Eurostat) débouche seulement sur une atténuation de l'amplitude des mouvements décrits.

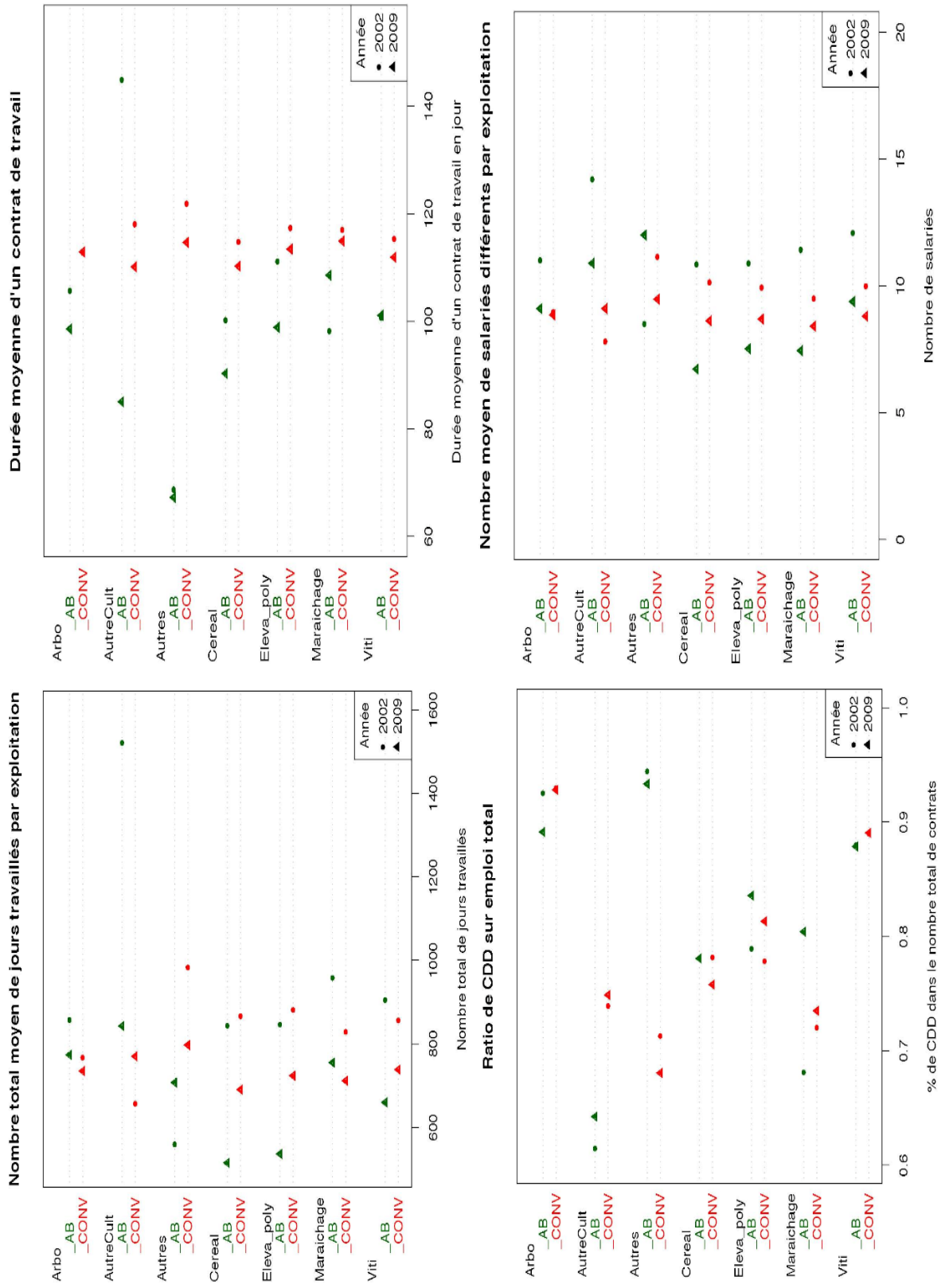


FIGURE 6 – Diagrammes en point de variables relatives à l'emploi en 2002 et 2009

reste nettement inférieur en AC (45 690 € contre 62 290 € en AB 2009). Ces évolutions ont été accompagnées par une diminution forte du nombre de jours travaillés moyens par exploitation en AC (-108 jours) mais encore plus importante pour les producteurs biologiques (-272 jours ; Figure 6). L'ensemble de ces évolutions s'est déroulé de manière assez homogène de 2002 à 2009 avec pour chacune des variables une légère amélioration lors de l'année 2006. Ainsi, le montant total des salaires versés n'a cessé d'augmenter alors que le nombre de jours moyens travaillés par exploitation a diminué.

Revenu Professionnel. Pour ce qui concerne l'analyse des revenus agricoles, nous utiliserons le montant d'assiette des revenus professionnels utilisés pour le calcul des cotisations de l'année N (ici abrégé en revenu professionnel ou RP). Celui-ci est constitué par la moyenne triennale des revenus professionnels des trois dernières années. Nous rappelons également que l'échantillon ne contient pas le plus petit et le plus grand millième en terme de RP à l'hectare afin limiter l'influence des valeurs extrêmes. Ainsi, le RP moyen à l'hectare est de 1 965 € pour les agriculteurs conventionnels en 2009 (1 961 € en 2002) et 1 625 € pour les agriculteurs biologiques (1 263 € en 2002). Après avoir fortement chuté jusqu'en 2007 (RP moyen par exploitation réduit respectivement de moitié et de 20 % atteignant 6 255 € pour les AB et 7 870 € pour les conventionnels), le RP est reparti à la hausse depuis mais reste inférieur à son niveau initial (Figure 7). Lorsque les catégories ATEXA sont prises en considération, l'évolution du RP moyen par exploitation entre 2002 et 2009 n'en reste pas moins très disparate si bien qu'aucune tendance ne se dégage tant chez les AC que chez les AB. Notons toutefois qu'à ce niveau là, le maraîchage et l'arboriculture en AB s'en sortent le mieux et sont restés plus à l'abris de la chute de 2006 puisqu'ils conservent un bénéfice par hectare supérieur à celui du conventionnel. Les viticulteurs en AB ont quant à eux doublé leur revenu à l'hectare. A contrario, les exploitations spécialisées dans les autres cultures bio ont vu leur RP à l'hectare divisé par un facteur six sur la période, le RP de leurs homologues céréaliers est passé de -4 636 € à 3 877 € (Tableau 21 et 22).

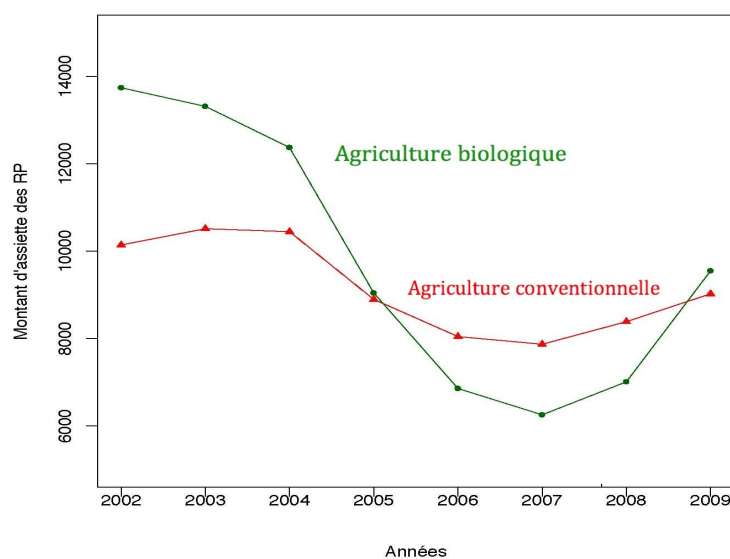


FIGURE 7 – Évolution du revenu professionnel par exploitation entre 2002 et 2009

Distinction par la forme juridique La prise en considération du type juridique des exploitations apporte un éclairage supplémentaire. Il apparaît ainsi que le montant annuel des salaires versés par exploitation est similaire alors même que les formes sociétaires emploient en moyenne une personne supplémentaire. De plus, le ratio de CDD sur le nombre total de contrat est en moyenne plus élevé de 7 points pour les formes individuelles (85 %) à durée de contrat identique ce qui indique une plus grande précarité des travailleurs. Par ailleurs, le RP par exploitation est plus de 2 fois supérieur dans les formes sociétaires tout comme la superficie moyenne (51 ha contre 26 ha pour les formes individuelles), sans qu’aucune disparité ne soit observée entre exploitants biologiques et conventionnels. Cependant, la divergence est réduite si le RP à l’hectare est analysé (facteur 1/2). Dès lors, les agriculteurs conventionnels individuels ont un RP à l’hectare 64 % plus élevé que leurs homologues en AB ce qui implique un écart de rentabilité non négligeable. Au contraire, les formes sociétaires en AB ont un RP moyen par hectare de 3 260 € contre 2 564 € pour les conventionnels (Tableau 7). De manière générale, le montant du RP moyen par exploitation s’est fortement dégradé pour toutes les exploitations et en particulier pour les formes sociétaires avec une chute de plus de 30 % du RP par rapport au niveau de 2002 aussi bien chez les AB que chez les AC.

Mode d’exploitation	Forme juridique	RP	RP par ha
CONV	Individuelle	7 529	1 846
CONV	Sociétaire	16 589	2 563
AB	Individuelle	7 680	1 121
AB	Sociétaire	15 620	3 260

TABLE 7 – RP et RP par ha selon la forme juridique et le mode d’exploitation en 2009

Distinction selon la date de certification. La prise en compte de l’antériorité de la conversion en AB permet d’observer des disparités en terme de structure des exploitations. Ainsi, les arboriculteurs biologiques depuis 2002 emploient nettement plus de salariés différents que leurs homologues en AB installés avant 2002 ou que les arboriculteurs conventionnels. De manière générale, le nombre de salarié varie fortement selon la période de certification et la catégorie ATEXA alors qu’un certain uniformisme apparaît chez les producteurs conventionnels (Figure 8). De plus, les certifiés en conversion ont une superficie moyenne d’environ 42 ha, c’est à dire environ plus de deux fois supérieure à la superficie des exploitations installées directement en AB (19 ha). De même, le RP des producteurs installés après 2002 est près de 66 % moins élevé que celui de leurs homologues. Nous remarquons de la même manière que le RP moyen des plus récemment convertis (14 900 €) est largement supérieur à celui de leurs homologues. Cela semble confirmer l’hypothèse d’une conversion à l’AB pour des motifs économiques (Geniaux & al., 2010). Seul le maraîchage semble inverser cette tendance. La SAU exploitée par les anciens AB est plus petite, le nombre de salarié est inférieur mais le RP est en revanche moins élevé (Tableau 8). Les producteurs convertis depuis 2002 ont aussi le ratio de CDD sur le nombre total de contrats le plus élevé avec 88,6 % contre 78,4 % pour les agriculteurs installés après 2002.

	Superficie			Nombre de salariés			Revenu professionnel		
	Conversion avant 2002	Conversion après 2002	Installation après 2002	Conversion avant 2002	Conversion après 2002	Installation après 2002	Conversion avant 2002	Conversion après 2002	Installation après 2002
Arbo	19,5	28,7	10,2	8,1	6,9	18,5	11 964	21 870	-7 456
AutCult	47,1	97	NA	15,5	4,9	NA	5 063	9 223	NA
Autres	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Cereal	74,2	83,5	51,2	6,1	8,7	4,3	5 750	11 466	12 120*
Eleva_poly	84,6	68,6	34	8,3	6,7	6,6	6 959	7 386	3 774
Maraichage	7,7	10,7	3,9	6,5	12,7	4,7	16 841	12 928	4 943
Viti	18,1	28,1	11,8	8	10,8	7,4	4 239	16 697	3 848
Moyenne	43,3	41,04	18,73	7,9	9,2	7,9	8 489	14 900	3 483**

Notes : NA n'est pas renseigné car la quantité d'information disponible n'est pas suffisante pour ce type d'exploitation

* Chiffre corrigé par le retrait d'une exploitation ayant un déficit de 475 640 €. RP non corrigé : -22 724 €

** Chiffre corrigé par le retrait d'une exploitation ayant un déficit de 475 640 €. RP non corrigé : 201 €

TABLE 8 – Superficie, nombre de salariés et RP selon la date de conversion et la catégorie ATEXA

Résumé. Les exploitations biologiques provençales occupent une place croissante dans le paysage agricole provençal mais leur rôle n'en reste pas moins contrasté. Les producteurs en AB tendent à exploiter des superficies supérieures à leurs homologues en AC au sein de structures juridiques associatives. L'arboriculture et les autres cultures non spécialisées sont les types de culture qui regroupent la plus grande proportion d'exploitations biologiques. Le département du Vaucluse concentre à lui seul 34 % des exploitations certifiées de la région Paca. Pour la majorité des caractéristiques observées concernant l'emploi (nombre d'individus employés, salaires versés, revenus professionnels...), les agrégats en AB sont en croissance au niveau régional tirés par l'augmentation conséquente du nombre d'exploitations. Ceux-ci sont toutefois en diminution par rapport à 2002 à l'échelle des exploitations, à l'exception du ratio de CDD (la durée des contrats étant stable à 109 jours) sur l'emploi total qui est en augmentation de 1,4 point. Cela indique donc un accroissement du travail précaire à travers un turn-over renforcé des salariés agricoles. Les exploitations biologiques ont en moyenne légèrement plus recours au CDD pour des durées de travail légèrement plus faibles. Enfin, les exploitants convertis depuis 2002 sont ceux qui s'en sortent le mieux disposant d'une surface cultivable supérieure à la moyenne, obtenant le plus grand RP total tout en employant plus de personnes différentes annuellement.

Après cet aperçu statistique de l'agriculture provençale, plusieurs variables émergent comme étant importantes pour la poursuite de l'analyse des effets propres potentiels de l'agriculture biologique sur l'emploi. La prise en considération de la catégorie ATEXA, de la superficie des exploitations ainsi que l'âge¹¹ seront donc les variables que nous utiliserons lors des différentes procédures d'estimations de l'effet causal.

11. Nous n'utilisons pas la forme juridique en plus de la catégorie ATEXA car cela aboutirait à un nombre d'appariement encore plus faible et donc à une significativité moindre des estimations.

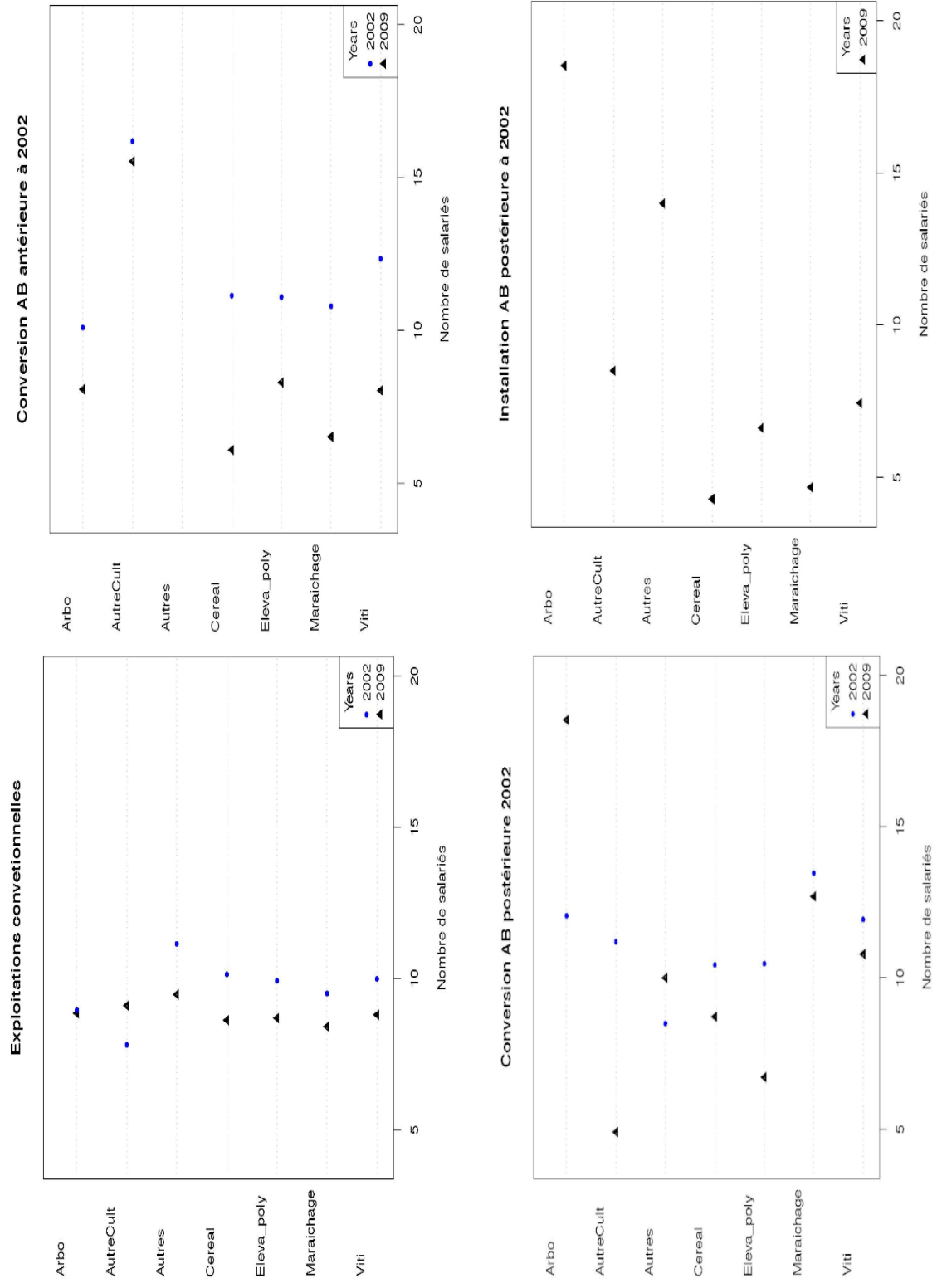


FIGURE 8 – Nombre moyen de salariés employés annuellement par une exploitation selon le mode d'exploitation en 2002 et 2009

4 Résultats

4.1 Préliminaires.

Nous nous attardons tout d'abord sur l'évolution du nombre de salariés en AB et en AC entre 2002 et 2009. L'année 2002 servant de base 100, nous calculons pour chacun des modes d'exploitation les variations de cette variable à laquelle il a été retiré le trend général de croissance. De manière attendue au regard de leur poids prépondérant dans l'échantillon, les agriculteurs conventionnels gardent une valeur moyenne proche de la base 100. Au contraire, il apparaît que le nombre moyen de salariés différents employés annuellement dans les exploitations biologiques varie fortement sur cette période (Figure 9). Nous utilisons un modèle GAM avec 6 variables explicatives à savoir : la catégorie ATEXA, la forme juridique, l'âge du chef d'exploitations, la superficie, l'année de certification à l'AB et l'année d'installation (Tableau 23). Le modèle a un degré de prédiction relativement bon pour un modèle aussi parcimonieux puisque 40.8 % des variations de la variable d'intérêt sont expliquées. Toutes les variables indépendantes ont un effet statistiquement significatif. La superficie a un effet strictement linéaire positif sur le nombre de salariés. L'effet de la date de certification et de la date d'insatllation est non linéaire alors que l'âge n'a pas d'effet jusqu'à 58 ans (Figure 11).

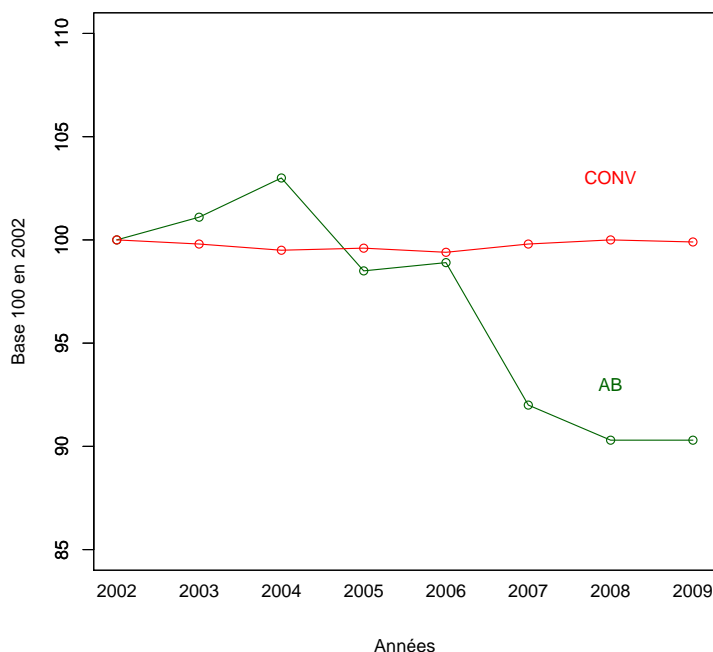


FIGURE 9 – Évolution du nombre moyen de salariés employés selon le mode d'exploitation en base 100 (2002)

4.2 Estimation du score de propension.

Concernant l'estimation du score de propension, nous avons utilisé un modèle semi-paramétrique de type GAM. Le pouvoir prédictif du modèle est très faible ($R^2 = 0.00412$; Tableau 9) et celui-ci n'augmente pas même lorsque nous rajoutons des variables pouvant expliquer la conversion à l'AB. Ceci était toutefois

Parametric coefficients :

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
(Intercept)	-2.85004	0.03706	-76.91	<2e-16 ***

Approximate significance of smooth terms :

	edf	Ref.df	Chi.sq	p-value	R-sq.(adj) = 0.00412
s(sup)	2.173	2.568	27.86	2.13e-06 ***	Deviance explained = 1.07%
s(age_moy)	2.815	3.440	30.65	1.81e-06 ***	n = 14584

Signif. codes : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

TABLE 9 – Régression de la variable ab sur l'âge moyen et la superficie

attendu dans la mesure les déterminants à la conversion de l'AB sont multiples (Geniaux et al., 2010) et où nombre d'entre eux ne sont pas retranscrit sous forme de variables dans notre base de donnée. Nous considérons les erreurs de type I et II comme aussi importantes l'une que l'autre. Par ce procédé, nous obtenons un taux de prédiction de l'ordre de 10 % concernant le nombre d'exploitations en AB. Ce nombre est certes faible mais ceci est dû au faible nombre de variables présentes dans l'échantillon capables de prédire effectivement la conversion. Néanmoins, le caractère aléatoire de la distribution des variables inobservées influençant la conversion ne remet pas en cause l'hypothèse CIA et permet tout de même d'utiliser la procédure du score de propension.

	FAUX	VRAI	
0	13 013	744	94.5 %
1	743	81	9.8 %
	94.5 %	10.8 %	89.7 %

TABLE 10 – Nombre de vrais 0 d'après les prédictions du modèle GAM

Comme le modèle est peu discriminant, nous obtenons une distribution de la densité des scores de propension relativement similaires entre les deux groupes pour chaque catégorie ATEXA ¹². Les producteurs biologiques ont une probabilité de recevoir le traitement légèrement plus forte mais n'en restent pas moins comparables aux exploitants conventionnels. La décision de conversion à l'AB est très aléatoire et les caractéristiques observables des exploitations ne sont pas susceptibles d'expliquer statistiquement ce phénomène : à ce titre l'appariement à partir des score de propension même faiblement discriminant peut se justifier. Il en va de même pour l'appariement sur covariables puisque l'âge et la superficie moyenne ont également des densités voisines pour chacun des groupes (Figure 10 et 12).

Les différentes méthodes d'appariement donnent des résultats similaires tous très significatifs

12. 1 : arboriculture, 2 , autres cultures, 3 : autres, 4 : céréaliculture, 5 : élevage, 6 : maraîchage, 7 : viticulture.

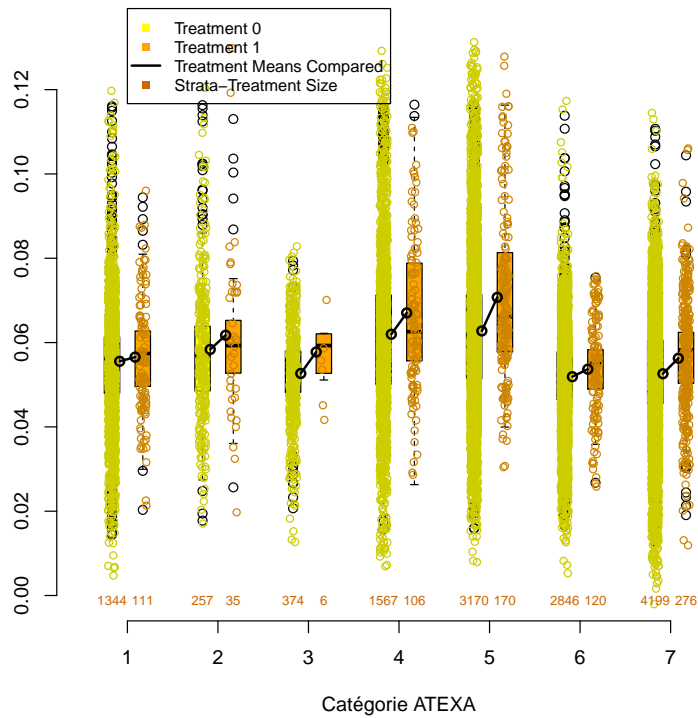


FIGURE 10 – Comparaison de la moyenne des scores de pension selon la catégorie ATEXA

(Tableau 24)¹³. Nous utilisons la méthode des plus proches voisins avec un caliper de 0.05, le remplacement des observations utilisées pour un appariement précédent, un ajustement du biais (Abadie, 2006) et une pondération par la distance de Manahalobis. Nous rappelons que nous faisons varier le caliper et le nombre d'observations appariées dans les résultats qui suivent (en gardant au moins 50 % des observations traitées) afin d'obtenir des estimations aussi significatives que possible. Nous comparerons les résultats obtenus entre l'appariement sur le score de pension (PSM) et celui sur les covariables (CVM).

Le contrôle de l'efficacité des appariements est vérifié par une procédure de Matchbalance avec un bootstrap de 300 réplifications. Nous remarquons effectivement une réduction de l'écart des moyennes entre groupe traité et groupe témoin pour chaque covariable. Par conséquent, la procédure d'appariement fonctionne de manière satisfaisante.

4.3 Estimation en coupe pour l'année 2009

Équivalent Temps Plein. L'AB tend de manière générale à utiliser entre 0,84 (CVM) et 0,92 (PSM) ETP supplémentaire par exploitation. L'effet le plus important et le plus significatif est visible en viticulture (+1,99 ETP) et céréaliculture (+1,79 ETP) alors que les catégories autres et autres cultures présentent une estimation négative mais non significative (Tableau 11). L'arboriculture est dans une si-

13. La procédure de base est celle du plus proche voisin sans caliper ni pondération, avec remplacement des observations et ajustement du biais. Nous essayons à chaque fois de faire varier un paramètre

tuation contrastée puisqu'un changement de signe est observé entre les deux méthodes d'appariement, l'estimation étant d'un côté faiblement significative, de l'autre pas du tout.

ETP	M	Caliper	Treated obs.	Matched obs.	Est.	Ecart-type	T-stat	p.value
Arbo	M=10	0.01	111	53	0.58	0.31	1.862	0.0628
AutresCult	M=10	0.05	35	20	-0.41	0.36	-1.130	0.2586
Autres	M=1	0.05	6	4	-6.63	2.69	-2.462	0.0138
Cereal	M=5	0.01	106	80	1.69	0.67	2.53	0.0114
Eleva_poly	M=10	0.01	170	127	0.11	0.08	1.501	0.1333
Maraichage	M=10	0.005	120	68	0.83	0.36	2.312	0.0207
Viti	M=5	0.05	276	270	1.99	0.28	7.015	2.296e-12
Moyenne	M=5	0.05	824	797	0.92	0.15	6.242	4.33e-10

TABLE 11 – Estimation des effets propres de la conversion à l'AB sur le nombre d'ETP (méthode du score de propension)

Nombre de salariés. La conversion à l'AB a un effet positif sur le nombre de salariés différents employés annuellement par exploitation. L'ordre de grandeur statistiquement significatif à 1 %, est de 2,06 (PSM) à 2,09 (CVM) employés supplémentaires par exploitation par rapport à l'AC. Seule l'arboriculture indique un effet négatif significatif (-2,37 salariés ; PSM). La viticulture avec des effets estimés entre 4,63 (CVM) et 6,01 (PSM) salariés en plus en AB ayant le plus gros surplus de main d'œuvre (Tableau 12).

Mettant ces chiffres en relation avec les précédents, nous remarquons que l'arboriculture biologique utilise à la fois plus d'ETP et moins de salariés différents que leurs homologues en AC. Cela semble indiquer une plus grande stabilité du travail sur leur exploitation. L'effet inverse est observé en viticulture. En dépit d'un nombre supérieur d'ETP en AB, le nombre de salariés différents est trois fois supérieur au surplus d'ETP. Cela indique par conséquent une plus grande rotation de la main d'œuvre. Nous remarquons le même phénomène mais dans une mesure moindre en maraîchage et en céréaliculture. L'élevage malgré un nombre important d'observations n'a pas de différence significative aussi bien en terme d'ETP que de nombre de salariés.

Nombre de salariés	M	Caliper	Treated obs.	Matched obs.	Est.	Ecart-type	T-stat	p.value
Arbo	M=20	0.05	111	87	-2.37	1.11	-2.131	0.0331
AutresCult	M=10	0.05	35	26	0.55	0.57	0.9534	0.3404
Autres	M=1	0.05	6	4	-12.18	5.49	-2.220	0.00295
Cereal	M=5	0.01	106	80	2.66	0.89	2.972	0.0114
Eleva_poly	M=10	0.005	170	81	-0.13	0.21	-0.611	0.5415
Maraichage	M=10	0.005	120	68	1.38	0.55	2.484	0.01299
Viti	M=5	0.05	276	270	6.01	0.79	7.595	3.086e-14
Moyenne	M=5	0.05	824	797	2.06	0.36	5.721	4.33e-10

TABLE 12 – Estimation des effets propres de la conversion à l’AB sur le nombre de salariés (méthode du score de propension)

Chiffre d’affaires. L’effet moyen de la conversion à l’agriculture biologique sur le chiffre d’affaires est estimé à environ 13 899 € (CVM) à 15 531 € (PSM). Ces estimations sont statistiquement significatives à 1 % comme pour la viticulture ou l’effet est encore une fois le plus prononcé (entre 26 868 € et 45 744 € supplémentaires de chiffre d’affaires). La céréaliculture biologique a en moyenne un chiffre d’affaires inférieur à celui de la céréaliculture conventionnelle mais les différences ne sont pas significatives. La conversion chez les arboriculteurs impacte négativement leur chiffre d’affaires (-12 766 €; Tableau 13).

La décomposition du chiffre d’affaires indique que le montant total des salaires est également plus élevé en AB (+11 611 €) sauf pour l’arboriculture où l’effet est à nouveau négatif et statistiquement significatif. Quant au revenu professionnel, nous ne trouvons jamais de différence significative aussi bien au niveau globale qu’en décomposant par catégorie ATEXA.

Chiffre d’affaires	M	Caliper	Treated obs.	Matched obs.	Est.	Ecart-type	T-stat	p.value
Arbo	M=3	0.005	111	73	8 351	9 733	0.858	0.3909
AutresCult	M=3	0.1	35	31	4 154	5 029	0.8259	0.4088
Autres	M=1	0.1	6	6	-215 696	86 432	-2.496	0.0125
Cereal	M=2	0.005	106	87	-3 284	4 889	-0.6718	0.5017
Eleva_poly	M=1	0.01	170	169	2 217	1 722	1.287	0.198
Maraichage	M=5	0.002	120	51	32 200	14 038	2.294	0.0218
Viti	M=5	0.05	276	270	45 744	8 201	5.577	2.441e-08
Moyenne	M=5	0.05	824	797	15 531	3 951	3.930	8.478e-05

TABLE 13 – Estimation des effets propres de la conversion à l’AB sur le chiffre d’affaires (méthode du score de propension)

Selon la taille des exploitations. Décomposant maintenant l’effet de la conversion à l’AB selon la taille des exploitations, nous observons que l’effet propre le plus important sur le nombre d’ETP se trouve chez les exploitants ayant une superficie entre 20 et 50 ha (+1,52 ETP). L’effet est seulement de 0,89 ETP dans les petites exploitations et encore plus faible dans les exploitations de taille intermédiaire (+0,52 ETP). Toutes les estimations sont significatives à 1 % sauf celles pour les très grandes exploitations (Tableau 14).

ETP	M	Caliper	Treated obs.	Matched obs.	Est.	Ecart-type	T-stat	p.value
sup < 5 ha	M=5	0.01	149	125	0.89	0.31	2.865	0.0041
5 < sup < 20	M=2	0.01	304	275	0.52	0.16	3.263	0.0011
20 < sup < 50	M=5	0.01	203	161	1.52	0.39	3.94	8.1514e-05
sup > 50 ha	M=5	0.01	168	108	0.24	0.2	1.207	0.2274
Moyenne	M=3	0.01	824	712	0.69	0.14	5.077	3.8355e-07

TABLE 14 – Estimation des effets propres de la conversion à l’AB sur le nombre d’ETP selon la taille des exploitations (méthode des covariables)

4.4 Estimation en doubles différences

La méthode d’estimation en doubles différences donne aussi des valeurs positives aux effets propres de la conversion à l’AB sur nos variables d’intérêts. Ainsi, suivant la valeur du paramètre du lissage, l’effet est estimé entre 0,11 et 0,15 ETP supplémentaire par exploitation en AB. Notons toutefois que ces résultats ne sont pas significatifs au seuil de 10 %. Dans la continuité, nous obtenons un effet positif de 0,4 salarié supplémentaire employé annuellement par exploitation chez les producteurs biologiques. Cependant, ce chiffre est à nouveau non significatif avec un *t-stat* maximum de 1,332. Enfin, l’estimation du supplément de chiffre d’affaires réalisé par le groupe traité s’élève à environ 15 000 € en moyenne, estimation statistiquement significative à 1 % (Tableau 15).

Les tests de contrôle (t-test et ks-test¹⁴) nous amènent à rejeter l’hypothèse nulle d’absence de différence entre groupe traité et groupe témoin pour les variables d’âge et de superficie. La variable ATEXA se trouve dans une situation ambivalente. En effet, l’hypothèse nulle est acceptée dans la moitié des catégories à savoir pour la céréaliculture, l’élevage, et la viticulture. Conformément aux attentes, le ratio des variances des groupes traité et témoin augmente en parallèle avec la valeur du paramètre de lissage. Ceci est valable pour toutes les covariables.

14. Ce test a pour but de déterminer le degré de similitude entre deux jeux de données. Il calcule pour cela la déviation verticale maximale D entre les fonctions de densités cumulées de chaque groupe pour une variable donnée. La *p-value* donne la probabilité d’observer cet écart si l’hypothèse nulle est vérifiée.

Variables	Bandwidth	Est.	Ecart-type	T-stat
ETP	0.01	0.108	0.148	0.734
	0.05	0.145	0.148	0.979
	0.10	0.145	0.148	1.028
Nombre de salariés	0.01	0.403	0.321	1.259
	0.05	0.420	0.321	1.310
	0.10	0.427	0.321	1.332
Chiffre d'affaires	0.01	14 117	4 890	2.887
	0.05	15 519	4 904	3.160
	0.10	15 408	4 910	3.138

TABLE 15 – Estimation des effets propres de la conversion à l'AB par la méthode des doubles différences

5 Discussion et conclusion

Les deux méthodes d'estimation donnent des résultats similaires sur les variables observées. Cependant, l'ordre de grandeur des effets estimés diffère légèrement pour le nombre d'ETP et le nombre de salariés différents employés annuellement par exploitation. Nous estimons exactement le même effet pour le chiffre d'affaires.

Les procédures d'appariement sur le score de propension ou sur les covariables tendent à donner des résultats plus significatifs que l'estimation en doubles différences. L'effet de la conversion à l'AB sur le nombre de salariés différents employés annuellement est toujours supérieur à celui sur le nombre d'ETP. Il faut noter toutefois que les effets estimés pour ces variables ne sont pas significatifs lorsque la procédure des doubles différences est utilisée. Nous avons ici un nombre réduit d'observations du fait de l'utilisation d'un sous échantillon regroupant seulement les observations présentes de 2002 à 2009. Nous pouvons tout de même en déduire que si l'AB crée effectivement un nombre accru d'emplois, celle-ci fait également place à un plus grand turn-over de la main oeuvre. Ceci est vrai pour toutes les catégories ATEXA sauf l'arboriculture où le nombre de salariés employés après conversion est en baisse. Cette dernière remarque est en accord avec le ratio de CCD observé puisqu'il est inférieur chez les arboriculteurs biologiques avec un taux de 89 % en 2009 (le ratio de CDD en AC est 93 %; Tableau 20). De même, le ratio CDD observé en céréaliculture laissait présager le phénomène inverse, ce qui est vérifié par les estimations. Aucune conclusion ne peut être tirée pour les catégories autres culture et autres. Cela provient du fait de la faiblesse du nombre d'observations qui retirent toute significativité aux estimations effectuées. La catégorie ATEXA où l'effet de la conversion sur l'emploi est le plus important est la viticulture avec en moyenne 1,99 ETP supplémentaires par exploitation. Cela est conforme aux attentes par rapport aux indications données dans la revue de littérature qui prévoyait un effet d'autant plus fort dans les secteurs les plus intensifs en travail. Cependant, les chiffres de la céréaliculture sont surprenants puisque la conversion aboutit également à des effets positifs importants aussi bien en terme d'ETP (+1,69) que de nombre de salariés (+2,66). Ce type d'exploitation pourtant réputé moins intensif en main d'oeuvre et plus intensif en capital en accord avec les statistiques sur la surface utilisée. L'élevage qui rentre dans la même catégorie (exploitation extensive en surface) ne permet d'observer que de faibles différences jamais significatives entre les deux groupes ce qui est conforme aux attentes. Il nous faut rappeler que d'une manière générale, la proportion d'exploitations employant au moins un salarié par an en 2009 est plus élevée chez les producteurs biologiques (59 % des exploitations). Enfin, nous regrettons l'absence de données pour les agriculteurs conventionnels concernant la présence d'activité de transformation ou de vente sur l'exploitation. En effet, nous n'avons point pu vérifier la proportion d'emplois supplémentaires directement liée à l'AB et celle issue d'activités connexes. Morison (2005) donne des chiffres de l'ordre de 80 % et 20 %.

Pour la variable chiffre d'affaires constituée par le revenu professionnel et le montant total des salaires versés, l'effet estimé est de l'ordre de 15 000 € pour les deux méthodes. Nous rappelons qu'il est regrettable ici de ne pas avoir eu des données plus détaillées afin de pouvoir distinguer les salariés extérieurs des chefs d'exploitation se salariant. Encore une fois, l'effet le plus important revient à la viticulture avec 45 000 € supplémentaires par exploitation suivi par le maraîchage. Ce supplément est à mettre principalement sur le compte d'une utilisation plus intensive en main d'oeuvre. Cependant, pour la

viticulture, la différence de cépage et d'appellation peut *ceteris paribus* aussi jouer un rôle très important pour expliquer la différenciation du chiffre d'affaires autrement que par mode d'exploitation. Nous n'avons pas eu l'opportunité de contrôler ce dernier effet.

En outre, notre estimation du nombre d'ETP suivant la taille des exploitations donne un résultat contre-intuitif et contraire aux résultats précédemment présentés dans la littérature. En effet, bien que la conversion à l'AB ait un effet positif sur toutes les types d'exploitation, celui-ci est plus marqué dans les exploitations de taille moyenne (20 à 50 hectares) avec 1,52 ETP supplémentaires estimés chez les producteurs biologiques. L'effet moyen est légèrement moins important que celui trouvé lors des analyses par catégories ATEXA mais n'en reste pas moins positif et significatif. Ainsi, les très petites exploitations (moins de 5 ha) pourtant intensives en main d'oeuvre utilisent « seulement » 0,89 ETP supplémentaire après conversion. Cela ne peut pas s'expliquer par un accroissement de la main d'oeuvre familiale puisque que la part relative des exploitations ayant recours à des aides familiaux est relativement similaire entre les deux groupes (respectivement 2,6 et 2,7 %). La catégorie ATEXA n'est pas suffisante également car la proportion de viticulteurs et d'arboriculteurs est la plus importante dans les exploitations de 5 à 20 ha alors que l'effet estimé de la conversion sur le nombre d'ETP y est le plus faible. Nous avons vu précédemment que les formes sociétaires employaient en moyenne plus que les formes individuelles. Mais encore une fois, la répartition observée est la même avec environ 22 % de forme sociétaires dans chaque catégorie ce qui ne permet pas d'expliquer la différence estimée du nombre d'ETP.

Finalement, nous trouvons que l'effet propre de la conversion à l'AB sur l'emploi est positif pour chacune de nos variables d'intérêt. L'estimation par appariement en coupe sur l'année 2009 donne de meilleurs résultats que celle en doubles différences. Les agriculteurs biologiques emploient plus d'ETP que leurs homologues conventionnels mais aussi encore plus de salariés différents. Le travail y est donc moins stable. Toutefois, ils sont aussi plus nombreux à employer au moins un salarié par an. Enfin, la conversion à l'AB se traduit par un chiffre d'affaires plus élevé ce qui est imputable en partie à une utilisation plus intensive de la main d'oeuvre puisque le revenu professionnel observé est en moyenne plus faible chez les producteurs biologiques. Conformément à nos hypothèses, des disparités apparaissent suivant les types d'exploitation. Par contre, les résultats trouvés concernant le rôle de la taille des exploitations est en contradiction avec la littérature. Des recherches plus approfondies à l'échelle de toute la filière agro-alimentaire sont nécessaires pour vérifier si les effets positifs sur l'emploi issus de la conversion à l'AB perdurent au delà de la production. De plus, l'utilisation d'une échelle géographique plus vaste permettrait de confirmer ou d'infirmer les résultats exposés ci dessus.

Références

- [1] Agence Bio. L'agriculture biologique, chiffres clés. *Rapport institutionnel*, 2010.
- [2] A. Abadie, G.W. Imbens. Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects. *Econometrica* Vol. 74, No. 1 : 235–267, January 2006.
- [3] Service de la statistique et de la prospective. Graph Agri France 2010. *Rapport institutionnel*, Ministère de l'Agriculture et de la Pêche, 2010.
- [4] S.O. Becker, A. Ichino. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *The Stata Journal* Number 4 : 358–377, 2002.
- [5] M. Caliendo, S. Kopeinig. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys* Vol. 22, No. 1 : 31–72, 2008.
- [6] F. Cisilino, F.A. Madau. Organic and conventional farming : a comparison analysis through the Italian fadn. *Proceedings of the Seminar (CD-ROM)*, 2007.
- [7] I. Darnhofer. Organic farming and rural development : Some evidence from Austria. *Sociologia Ruralis*, 45(4) : 308–323, 2005.
- [8] K. Even, T. Klein. Les contrats et stages aidés : un profit à moyen terme pour les participants ? Les exemples du CIE, du CES et du Sife. *Économie et statistique* No 408–409, 2007.
- [9] D. Fougère. Les méthodes micro-économétriques d'évaluation. *Note d'études et de recherche, Banque de France*, 2007.
- [10] M. Gambino. Pourquoi l'agriculture et le secteur agroalimentaire manquent-ils de main-d'oeuvre ? *Note de veille, Prospective et Évaluation*, No 21, 2009.
- [11] G. Geniaux, L. Latruffe, J. Lepoutre, N. Mzoughi, C. Napoléone, C. Nauges, J. Sainte-Beuve et N. Sautereau. Les déterminants de la conversion à l'AB : une revue de la littérature économique. *Projets INRA AgriBio3, Institut National de la Recherche Agronomique* 2010.
- [12] D. Granatstein. Tree fruit production with organic farming methods. *Wenatchee Center for Sustainable Agriculture and Natural Resources, Washington State University*, 2003.
- [13] Michael Green. Organic farming : the benefits for employment and rural communities in the UK. *1st Congress on Organic Agriculture in Turkey*, 2007.
- [14] T. Hastie, S. Tibshirani. General Additive Models. *Journal of American Statistical Association*, Vol. 82, No 398 : 361–386, 1987.
- [15] J.J. Heckman, H. Ichimura, P.E. Todd. Matching as an econometric evaluation estimator : Evidence from evaluating a job training programme. *Review of Economic Studies*, Vol 64 : 605–654, 1997.
- [16] J.J. Heckman, H. Ichimura, P.E. Todd. Matching as an Econometric Evaluation Estimator. *Review of Economic Studies*, Vol. 65 : 261–294, 1998.
- [17] G.W. Imbens, J.M. Wooldridge. Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation. *IZA Discussion Paper No. 3640*, 2008.
- [18] K. Jansen. Labour, livelihoods and the quality of life in organic agriculture in Europe. *Biological agriculture and horticulture*, 17(3) : 247–278, 2000.
- [19] S. Lakner. Efficiency cluster in organic grassland farming in Germany : a methodological and practical implications. *116th Seminar, Parma, Italy*. European Association of Agricultural Economists, 2010.

- [20] U. Latacz-Lohmann, A. Renwick. An economic evaluation of the organic farming scheme. *Proceedings of the UK Organic Research 2002 Conference*, 311–312, 2002.
- [21] M. Lobley, A. Butler, M. Reed. The contribution of organic farming to rural development : An exploration of the socio-economic linkages of organic and non-organic farms in England. *Land Use Policy*, 26(3) : 723–735, 2009.
- [22] M. Lobley, M. Reed, A. Butler, P. Courtney, M. Warren. The impact of organic farming on the rural economy in England. *Final Report to DEFRA. CRR Research Report*, No 11, 2005.
- [23] L. Lohr, T.A. Park. Labor pains : Valuing seasonal versus year-round labor on organic farms. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 34(2) : 316–331, 2009.
- [24] R.J. MacRae, B. Frick, R.C. Martin. Economic and social impacts of organic production systems. *Canadian Journal of Plant Science*, 87(5) : 1037, 2007.
- [25] R. Maynard, M. Green. Organic works. *Providing more jobs through organic farming and*, 2006.
- [26] W.D. McBride, C.R. Greene. A comparison of conventional and organic milk production systems in the US. *2007 Annual Meeting, Portland, Oregon TN*. American Agricultural Economics Association, 2007.
- [27] P.N. Mon, D.W. Holland. Organic apple production in Washington state : An input–output analysis. *Renewable Agriculture and Food Systems*, 21(02) :134–141, 2006.
- [28] J. Morison, R. Hine, J. Pretty. Survey and analysis of labour on organic farms in the UK and Republic of Ireland. *International Journal of Agricultural Sustainability*, 3(1) :24–43, 2005.
- [29] C.E. Neely, C.L. Escalante. Determinants of the organic farmers’ demand for hired farm labor. *2006 Annual meeting, July 23-26, Long Beach, CA*. American Agricultural Economics Association, 2006.
- [30] F. Offermann, H. Nieberg. Economic performance of organic farms in Europe. of Hohenheim, Institut für Landwirtschaftliche Betriebslehre, 2000.
- [31] N. Parrott, J.E. Olesen, H. Høgh-Jensen. Certified and non-certified organic farming in the developing world. *Global development of organic agriculture : challenges and prospects* : 153–179, 2006.
- [32] D. Pimentel, P. Hepperly, J. Hanson, D. Douds, R. Seidel. Environmental, energetic, and economic comparisons of organic and conventional farming systems. *BioScience*, 55(7) : 573–582, 2005.
- [33] P.R. Rausembaum, D.B. Rubin The central role of the propensity score in observational studies for causal effects *Biometrika*, Vol. 70, Issue 1 : 41–55, 1983.
- [34] F.I.M. Santos, T.A. Park, C.L. Escalante. The impact of labor constraints on the farm performance. *2009 Annual Meeting, Atlanta, Georgia*. Southern Agricultural Economics Association, 2009.
- [35] J.S. Sekhon Multivariate and Propensity Score Matching Software with Automated Balance Optimization : The Matching Package for R *Journal of Statistical Software*, Volume 42, Issue 7, 2011.
- [36] A. Shreck, C. Getz, G. Feenstra. Social sustainability, farm labor, and organic agriculture : Findings from an exploratory analysis. *Agriculture and Human Values*, 23(4) : 439–449, 2006.
- [37] D. Vérot. Agriculture biologique : évaluation d’un gisement d’emplois. Fédération Nationale d’Agriculture Biologique des régions de France, Juin 1998.
- [38] V. Wiltshire, E. Jones, T. Jenkins. Green job creation in the UK. *The awareness campaign for green job creation in the European Union, the awareness campaign for green job creation in the European Union*, 1998.
- [39] E. Wynen. Organic agriculture in Denmark : Economic impacts of a widespread adoption of organic management. *Rapport. Statens Jordbrugs-og Fiskerioekonomiske Institut*, 1998.

Annexes

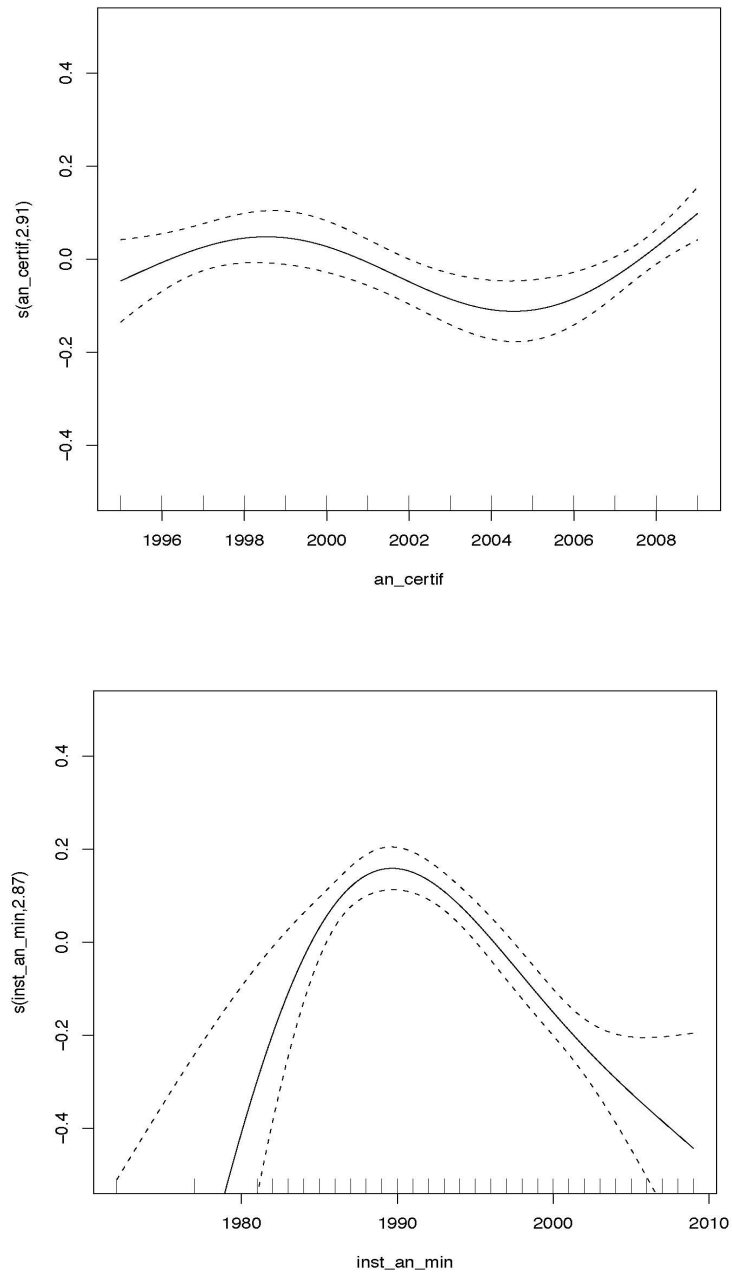


FIGURE 11 – Effet de la date de certification et l'année d'installation sur le nombre moyen de salariés déflaté en AB

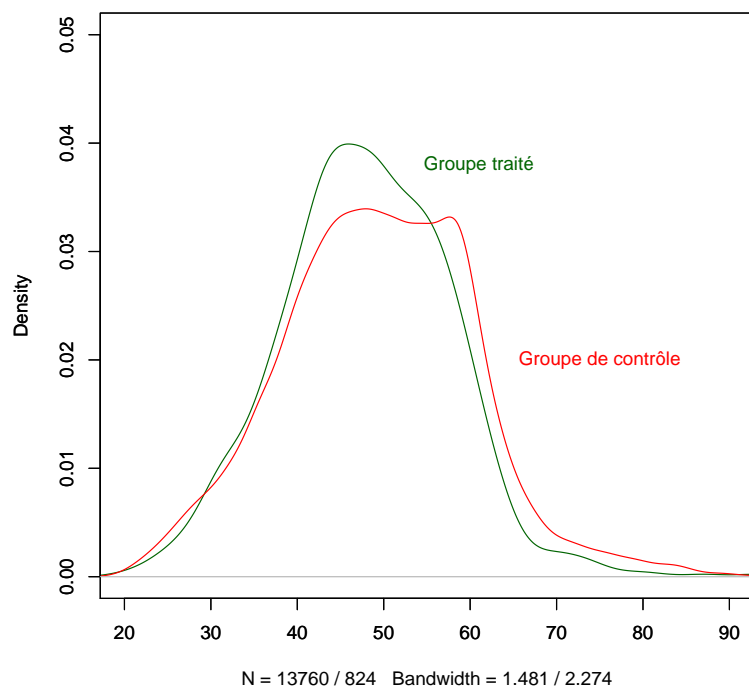
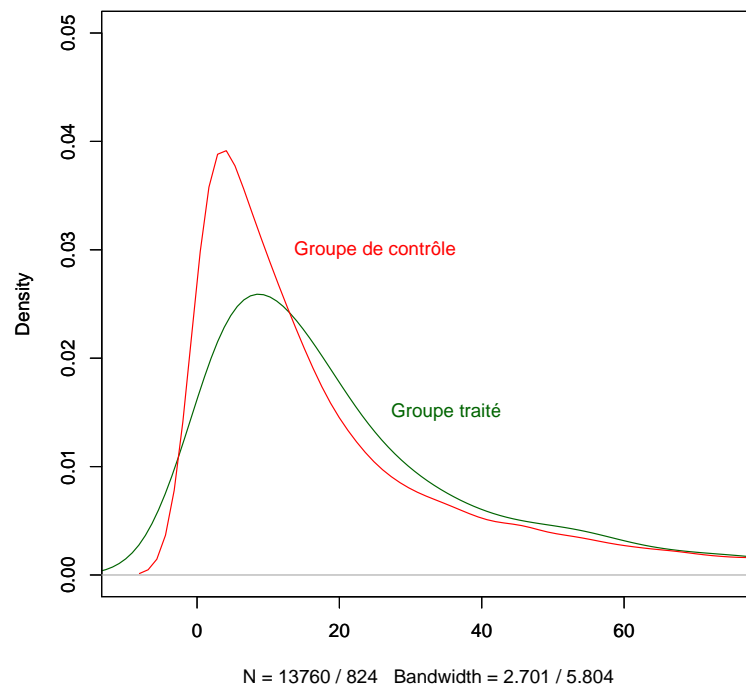


FIGURE 12 – Densité des covariables sup et age_moy selon le mode d'exploitation

TABLE 16 – Procédure de MatchBalance sur une estimation du nombre d'ETP par appariement du score propension

Département	Nombre AB	SAU totale en ha	SAU bio en ha	% SAU bio	Superficie moyenne par AB en ha	% Exploitation consacrée au maraîchage	% Arbo	% Cereal	% Viti	% Autres Cultures	% Elevage _poly	% Autres	Nombre d'individus différents employés annuellement	% cdd dans le nombre total de contrats
Alpes de Haute Provence	146	137 387	10 080	7,3	69	7,5	6,2	29,5	0,7	9,6	45,9	0,7	6,1	82,8
Hautes Alpes	91	81 782	5 867	7,2	64	7,7	9,9	12,1	1,1	2,2	65,9	1,1	7,7	93,9
Alpes Maritimes	50	12 448	841	6,8	17	46	18	4	4	8	20	0	4,9	76
Bouches du Rhône	143	83 252	6 443	7,7	45	27,3	25,9	16,8	19,6	2,8	7,7	0	10	75,4
Var	112	38 256	1 728	4,5	15	17,9	9,8	3,6	56,2	1,8	10,7	0	8,8	81,5
Vaucluse	282	82 581	6 526	7,9	23	7,1	12,8	7,8	64,2	3,2	3,5	1,4	9,5	90,8
Paca	824	435 706	31 485	7,23	38,04	14,57	13,49	12,88	33,5	4,26	20,61	0,72	8,41	84,89

TABLE 17 – Statistiques emploi selon le mode d'exploitation et la forme juridique en 2009

Mode d'exploitation	Nombre d'exploitations (A)	Exploitation ayant au moins 1 salarié		Exploitation ayant au moins 1 contrat CDI			Durée moyenne d'un contrat	Nombre ETP annuel par exploitation	Superficie moyenne par exploitation (ha)
		Absolu (B)	Relatif	Absolu	Relatif à A	Relatif à B			
Ind_CONV	11 491	4 607	40,1%	1 565	13,6%	34,0%	108	2,16	25,2
Soc_CONV	2 269	1 380	60,8%	780	34,4%	56,5%	130	4,35	50,6
Ind_AB	630	334	53,0%	125	19,8%	37,4%	103	2,58	33,5
Soc_AB	194	153	78,9%	100	51,5%	65,4%	124	5,96	53,6
Total	14 584	6 474	44,4%	2 570	17,6%	39,7%	112	2,74	29,9

TABLE 18 – Nombre de salariés différents employés annuellement par exploitation selon la catégorie ATEXA et le département

	Alpes de Haute Provence		Hautes Alpes		Alpes Maritimes		Bouches du Rhône		Var		Vaucluse		Paca	
	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002
Arbo_AB	17,0	31,2	13,3	10,5	NA	NA	15,4	20,7	5,9	34,0	17,8	20,4	9,1	11,0
Arbo_CONV	24,3	29,6	21,9	21,2	2,5	2,2	11,7	12,7	5,7	4,6	16,2	18,1	8,9	9,0
AutreCult_AB	3,7	1,5	NA	5,0	5,8	3,0	7,7	11,0	2,5	10,0	1,7	1,0	10,9	14,2
AutreCult_CONV	1,0	6,7	1,0	2,3	4,2	7,1	8,8	8,2	4,1	7,0	5,8	5,0	9,1	7,8
Autres_AB	8,0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	4,0	19,5	12,0	8,5
Autres_CONV	4,3	2,0	19,8	3,0	5,6	6,0	4,6	6,3	6,9	9,9	10,6	14,8	9,7	14,1
Cereal_AB	5,4	3,3	1,5	NA	NA	NA	4,5	5,2	23,7	NA	20,8	16,0	6,7	10,8
Cereal_CONV	6,1	6,2	10,7	9,2	1,2	1,7	3,9	3,8	4,7	5,6	6,0	7,0	8,6	10,1
Eleva_poly_AB	1,9	4,4	1,7	2,6	1,8	1,0	1,8	3,4	2,4	4,2	6,0	4,7	8,7	10,9
Eleva_poly_CONV	3,8	4,7	3,6	3,0	1,8	2,0	3,0	3,0	4,1	4,2	6,0	7,9	7,5	9,9
Maraichage_AB	7,8	NA	6,7	2,0	5,5	4,5	6,6	8,8	4,5	2,8	4,7	4,0	7,4	11,4
Maraichage_CONV	9,4	40,9	5,7	10,4	2,8	3,6	6,1	7,4	4,5	5,5	9,4	10,1	8,4	9,5
Viti_AB	NA	8,0	NA	NA	NA	NA	17,0	20,2	NA	18,6	NA	14,3	9,4	12,1
Viti_CONV	11,0	14,4	NA	19,8	16,0	6,6	24,7	8,4	15,1	9,5	12,4	9,3	8,8	10,0
Moyenne	8,9	13,3	12,3	12,5	3,2	3,7	7,4	8,2	7,6	8,0	9,7	10,7	8,56	9,15

Notes : NA n'est pas renseigné car la quantité d'information disponible n'est pas suffisante pour ce type d'exploitation

TABLE 19 – Superficie moyenne en ha par exploitation selon la catégorie ATEXA et le département

	Alpes de Haute Provence		Hautes Alpes		Alpes Maritimes		Bouches du Rhône		Var		Vaucluse		Paca	
	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002
Arbo_AB	40	47	36	35	4	2	25	30	8	5	22	22	22	27
Arbo_CONV	45	45	39	35	5	5	18	19	7	7	19	18	22	21
AutreCult_AB	58	68	25	9	81	1	22	22	4	4	72	73	55	52
AutreCult_CONV	78	85	18	16	3	13	17	17	5	4	35	30	36	35
Autres_AB	23	NA	7	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	11	35	12	35
Autres_CONV	5	3	21	5	1	1	3	4	3	3	12	12	6	6
Cereal_AB	69	60	74	78	4	2	130	99	33	23	37	40	74	66
Cereal_CONV	91	85	41	44	15	16	57	50	44	41	36	30	56	52
Elevage_AB	85	77	75	86	35	15	63	118	15	24	65	49	71	73
Elevage_CONV	83	79	53	47	42	23	44	48	18	18	25	23	55	50
Maraichage_AB	16	99	15	20	5	4	7	14	4	2	8	9	8	8*
Maraichage_CONV	40	51	19	28	2	2	9	9	3	3	10	10	7	8
Viti_AB	41	36	63	NA	9	NA	48	29	20	22	19	20	22	21
Viti_CONV	48	55	55	33	8	7	25	27	16	16	18	17	18	18
Moyenne	79	76	50	45	12	7	29	25	13	13	20	18	30	27

Notes : NA n'est pas renseigné car la quantité d'information disponible n'est pas suffisante pour ce type d'exploitation
 * 3 exploitations maraichères de plus de 100 ha ont été retirées. Superficie moyenne non corrigée : 14,69 ha

TABLE 20 – Ratio CDD sur emploi total par exploitation selon la catégorie ATEXA et le département

	Alpes de Haute Provence		Hautes Alpes		Alpes Maritimes		Bouches du Rhône		Var		Vaucluse		Paca	
	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002
Arbo_AB	0,94	0,92	1	1	NA	NA	0,84	0,88	0,8	0,92	0,94	0,95	0,89	0,93
Arbo_CONV	0,95	0,95	0,99	0,97	0,25	0,27	0,91	0,92	0,85	0,71	0,96	0,96	0,93	0,93
AutreCult_AB	0,67	NA	NA	NA	0,62	NA	0,71	NA	0,75	NA	0,5	0,94	0,64	0,61
AutreCult_CONV	0,85	0,5	1	0	0,31	0,44	0,65	0,56	0,52	0,64	0,94	0,89	0,75	0,72
Autres_AB	0,8	0,58	NA	1	NA	0,33	NA	0,91	NA	0,57	1	0,5	0,91	0,94
Autres_CONV	0,89	0,93	0,75	1	0,53	0,52	0,44	0,7	0,66	0,54	0,84	0,78	0,72	0,71
Cereal_AB	0,94	1	1	NA	NA	NA	0,53	0,61	0,91	NA	0,8	0,79	0,78	0,71
Cereal_CONV	0,87	0,8	1	1	0,62	0,57	0,55	0,64	0,84	0,84	0,85	0,91	0,76	0,78
Elevag_poly_AB	0,78	0,8	0,91	0,7	1	0,67	0,61	0,85	0,8	0,67	1	1	0,8	0,79
Eleva_poly_CONV	0,88	0,8	0,94	0,9	0,9	0,73	0,65	0,65	0,75	0,67	0,8	0,88	0,83	0,78
Maraichage_AB	0,65	NA	1	0,92	0,67	0,61	0,8	0,69	0,79	0,63	0,93	0,69	0,8	0,68
Maraichage_CONV	0,91	0,87	0,98	0,78	0,48	0,45	0,78	0,81	0,63	0,53	0,88	0,9	0,73	0,72
Viti_AB	0,67	0,77	NA	NA	1	NA	0,76	0,74	0,82	0,82	0,91	0,91	0,88	0,88
Viti_CONV	0,86	0,84	1	0,78	0,61	0,59	0,66	0,64	0,86	0,85	0,92	0,92	0,89	0,89
Moyenne	0,89	0,85	0,96	0,92	0,57	0,48	0,75	0,78	0,79	0,73	0,91	0,92	0,84	0,83

Notes : NA n'est pas renseigné car la quantité d'information disponible n'est pas suffisante pour ce type d'exploitation

TABLE 21 – Revenu professionnel total et par hectare en agriculture conventionnelle de 2002 à 2009 selon la catégorie ATEXA

		2 002	2 003	2 004	2 005	2 006	2 007	2 008	2 009
CONV									
Arbo	RP	10 917	12 573	13 789	11 320	6 850	10 730	11 284	15 220
	RP_ha	635	834	782	717	606	738	808	893
AutresCult	RP	9 699	8 949	6 721	6 429	7 848	7 386	5 864	6 170
	RP_ha	3 539	4 360	3 100	3 788	3 754	3 604	3 319	2 834
Autres	RP	25 260	24 674	22 836	18 814	16 603	13 091	10 321	11 181
	RP_ha	10 753	10 517	9 856	9 766	10 358	9 209	8 049	8 608
Cereal	RP	8 964	9 116	9 185	8 402	7 135	6 406	7 620	9 707
	RP_ha	429	439	422	344	349	262	287	282
Eleva_poly	RP	5 114	5 535	5 772	5 584	5 755	5 326	5 415	5 485
	RP_ha	887	1 018	938	754	787	651	781	1 019
Maraichage	RP	12 003	12 619	12 333	10 116	11 008	10 624	10 959	11 034
	RP_ha	4 664	4 865	4 820	4 725	4 907	5 111	5 309	5 410
Viti	RP	11 411	11 295	11 111	8 743	7 641	7 001	8 118	8 075
	RP_ha	782	800	770	622	611	584	670	673
Moyenne	RP	10 142	10 513	10 445	8 896	8 045	7 870	8 385	9 023
	RP_ha	1 961	2 071	1 963	1 859	1 869	1 821	1 872	1 965

TABLE 22 – Revenu professionnel total et par hectare en AB de 2002 à 2009 selon la catégorie ATEXA

AB		2 002	2 003	2 004	2 005	2 006	2 007	2 008	2 009
Arbo	RP	17 057	17 501	20 958	15 923	7 875	9 041	10 141	13 719
	RP_ha	677	667	634	484	255	381	463	709
AutresCult	RP	4 046	6 070	5 349	5 919	5 273	6 874	2 375	6 049
	RP_ha	3 266	1 427	1 212	1 074	766	868	111	553
Autres	RP	38 367	33 691	29 964	30 319	17 552	-240	7 715	9 120
	RP_ha	1 057	969	1 164	1 374	813	1 207	1 154	1 982
Cereal	RP	-4 636	3 661	6 451	4 699	1 799	1 844	749	3 877
	RP_ha	-33	52	196	198	122	173	109	145
Eleva_poly	RP	6 560	6 622	6 616	6 239	7 552	6 790	6 631	6 549
	RP_ha	701	628	463	1 252	1 198	921	877	456
Maraichage	RP	14 986	10 749	12 779	10 742	11 126	9 792	10 940	13 316
	RP_ha	3 765	2 831	2 542	3 339	2 638	2 930	2 946	3 954
Viti	RP	24 082	20 938	15 652	9 068	6 168	4 837	7 164	10 716
	RP_ha	1 130	926	1 055	357	262	882	989	2 396
Moyenne	RP	13 738	13 312	12 370	9 043	6 857	6 255	7 010	9 550
	RP_ha	1 263	1 005	988	1 027	821	1 057	1 037	1 625

Parametric coefficients :

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
(Intercept)	2.218425	0.036704	60.441	<2e-16 ***
AutreCult	-2.094115	0.161229	-12.988	<2e-16 ***
Autres	-0.07541	0.22441	-0.336	0.7369
Cereal	-1.513515	0.075142	-20.142	<2e-16 ***
Eleva_poly	-2.669334	0.093753	-28.472	<2e-16 ***
Maraichage	-0.717792	0.066902	-10.729	<2e-16 ***
Viti	-0.08173	0.03867	-2.114	0.0346 *
Société	0.670878	0.033182	20.218	<2e-16 ***

Approximate significance of smooth terms :

	edf	Ref.df	F	p-value	R-sq.(adj) = 0.408
s(age_moy)	2.955	2.998	148.369	< 2e-16 ***	Deviance explained = 42.9%
s(sup)	4.702	4.948	119.712	<2e-16 ***	n = 5672
s(an_certif)	2.873	2.987	3.744	0.0107 *	
s(inst_an_min)	2.928	2.995	30.463	<2e-16 ***	

Signif. codes : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

TABLE 23 – Résultats modèle GAM sur le nombre de salarié déflaté

	M	# Obs. traitées	# Obs. appairellées	Est.	Ecart-type	T-stat	p.value
Manahalobis	M=1	824	824	0.84	0.1649	5.09	3.50e-07***
	M=5	824	824	0.9209	0.1512	6.09	1.1e-09***
Inverse PSM	M=1	824	824	0.8312	0.1655	5.02	5.12e-07***
	M=5	824	824	0.9214	0.1512	6.09	1.1e-09***
Sans remplacement	M=1	824	824	0.8781	0.2004	4.38	1.18e-05***
	M=5	824	824	0.8974	0.1986	4.51	6.23e-06***
Sans BiasAdj	M=1	824	824	0.8402	0.1649	5.09	3.48e-07***
	M=5	824	824	0.9209	0.1512	6.09	1.1e-09***
caliper=0.05	M=1	824	819	0.8659	0.1643	5.26	1.37e-07***
	M=5	824	797	0.9174	0.147	6.24	4e-10***
CVM	M=1	824	676	0.8383	0.1613	5.19	2.01e-07***
	M=5	824	433	0.5828	0.0989	5.89	3.8e-09***

Signif. codes : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

TABLE 24 – Estimation ETP suivant les différents paramètres utilisés dans la procédure d'appariement