

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

3.1. Comparaisons directes « bio » - « conventionnel »

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

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

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

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

Tableau 2

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

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

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

bio : exploitations converties au bio en 2010

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

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

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

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

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

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

Tableau 3

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

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

Champ : données brutes de l'échantillon.

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

Tableau 4

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

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

Champ : données brutes de l'échantillon.

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

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

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

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

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

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

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

3.2.1. Estimation du score de propension

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

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

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

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

Tableau 5
Modèles de régression logistique

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

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

Tableau 5 (suite)
Modèles de régression logistique

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

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

Tableau 5 (suite et fin)

Modèles de régression logistique

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

Note de lecture : cc = commercialisation en circuit court.

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

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

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

Tableau 6

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

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

Champ : données brutes de l'échantillon.

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

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

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

Tableau 6 bis

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

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

Champ : données brutes de l'échantillon.

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

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

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

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

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

Tableau 7

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Tableau 8

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

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

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

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

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

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

Tableau 9

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

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

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

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

nombre d'exploitations concerné par cette restriction.

Tableau 10

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

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

Champ : données brutes de l'échantillon.

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

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

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

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