

Evaluation d'impact et analyse coût-bénéfices de la seconde vague de l'Expérimentation Territoires Zéro Chômeur de Longue Durée (ETZCLD)

Cyprien Batut^{*}, Quentin Daviot[†], Laura Khoury[‡], Willy Lin[§] et Sara
Signorelli[¶]

Rapport final - Septembre 2025



Ce rapport a été réalisé par la société Eval-Lab dans le cadre du marché d'évaluation quantitative de l'expérimentation TZCLD, lancé par le Haut-Commissariat à la stratégie et au plan sous l'égide du comité scientifique d'évaluation TZCLD.

Ce travail a été financé par le Haut-commissariat à la stratégie et au plan. Comme l'ensemble des travaux lancés sous l'égide du comité scientifique de l'expérimentation TZCLD, il a fait l'objet d'un suivi assuré par la Dares et le Haut-commissariat à la stratégie et au plan au titre du secrétariat du comité.

^{*}Chercheur affilié à la Chaire Travail PSE et à Eval-Lab.

[†]Président Eval-lab

[‡]Professeur Junior à l'Université Paris-Dauphine—PSL

[§]ENSAE

[¶]Professeur Junior à l'École Polytechnique—CREST.

Table des matières

1	Synthèse	4
2	Introduction	5
2.1	L'Expérimentation Territoire Zéro Chômeur de Longue Durée (ETZCLD) et le contexte de l'évaluation	5
2.2	Questions de recherche et étapes de l'évaluation	6
2.3	Revue de littérature et effets attendus	8
2.4	Résultats de l'évaluation	10
3	Description des bénéficiaires du programme	12
3.1	Données mobilisées	12
3.2	Premiers éléments de description des territoires	14
4	Méthodologie de l'évaluation de l'impact de l'ETZCLD sur les trajectoires professionnelles des bénéficiaires	19
4.1	Modèle empirique	19
4.2	Appariement	23
4.2.1	Appariement territorial	23
4.2.2	Appariement individuel	26
5	Résultats	30
5.1	Analyse par double appariement	30
5.2	Comparaison avec l'Insertion par l'Activité Economique	37
5.3	Effets de bord internes	40
6	Quels coûts évités et recettes supplémentaires pour les finances publiques du fait de la participation des bénéficiaires à l'expérimentation ?	44
6.1	Comment estimer les coûts évités et recettes supplémentaires pour les finances publiques du fait de la participation des bénéficiaires ?	44
6.2	Le modèle de microsimulation TAXIPP et son utilisation dans l'analyse de l'ETZCLD	45
6.3	Résultats	49
6.3.1	Cas types	49
6.3.2	Microsimulation	50
6.3.3	Comment comprendre ces résultats	52
7	Conclusion	55
	References	57
A	Graphiques et Tableaux Additionnels	Appendix - 1
A.1	Graphiques	Appendix - 1
A.2	Tableaux	Appendix - 11

Liste des abréviations

Ateliers et Chantiers d'Insertion - ACI
Allocation aux Adultes Handicapés - AAH
Comités Locaux pour l'Emploi - CLE
Déclarations Sociales Nominatives - DSN
Entreprises à But d'Emploi - EBE
Établissement Public de Coopération Intercommunale - EPCI
Fichier Historique des Salariés - FHS
Fichier National des Allocataires - FNA
Insertion par l'Activité économique - IAE
Minima sociaux, Droits d'assurance chômage et parcours Salariés - MiDAS
Mouvements de main-d'œuvre - MMO
Prime d'Activité - PA
Personnes Privées Durablement d'Emploi - PPDE
Quartiers Prioritaires de la Ville - QPV
Revenu de Solidarité Active - RSA
Territoire Zéro Chômeurs de Longue Durée - TZCLD
Expérimentation Territoire Zéro Chômeurs de Longue Durée - ETZCLD

1 Synthèse

L'Expérimentation Territoires Zéro Chômeur de Longue Durée (ETZCLD), instaurée par la loi en 2016 et prolongée en 2020, vise à résorber le chômage de longue durée en proposant aux personnes durablement privées d'emploi (PPDE) des contrats à durée indéterminée dans des Entreprises à But d'Emploi (EBE). Ces EBE, implantées sur des territoires définis, ont pour objectif le développement d'activités socialement utiles et non concurrentielles, adaptées aux profils des bénéficiaires de l'expérimentation, et sont notamment financées par la contribution au développement de l'emploi (CDE)¹. À noter que nous désignons comme *bénéficiaires de l'ETZCLD* les personnes durablement privées d'emploi qui deviennent salariées en EBE. Cette évaluation porte principalement sur la seconde vague de l'expérimentation, lorsque celle-ci a été étendue à 50 territoires supplémentaires, tout en intégrant autant que possible les données et leçons de l'évaluation de la première vague².

L'analyse s'articule en trois volets : une première partie descriptive, permettant de caractériser les bénéficiaires et les territoires concernés par l'expérimentation ; ensuite, une évaluation d'impact sur les trajectoires individuelles (emploi, type de contrat, revenu) des bénéficiaires et une étude des effets de bord de l'expérimentation sur les non-bénéficiaires au sein des territoires concernés ; et enfin une analyse coûts-bénéfices à partir du modèle de microsimulation *TAXIPP*, qui a été développé par l'Institut des Politiques Publiques, pour analyser les coûts évités et recettes additionnelles pour la puissance publique du fait de l'expérimentation et estimer son coût net moyen par bénéficiaire.

Les résultats montrent un effet fort et immédiat de l'expérimentation sur le retour à l'emploi (77% des bénéficiaires n'auraient pas retrouvé un emploi en l'absence de celle-ci), qui reste élevé après deux ans (62% des bénéficiaires n'auraient pas retrouvé un emploi en l'absence de l'expérimentation deux ans après leur potentielle entrée en EBE). Sur l'ensemble de la période d'étude, l'effet moyen est de 74 %. La participation à l'expérimentation augmente en particulier le retour à l'emploi stable : en l'absence de celle-ci, quasiment aucun des bénéficiaires n'aurait eu accès à un CDI. Cet effet perdure dans le temps, puisque 77% des bénéficiaires n'auraient pas eu accès à un CDI deux ans après le début de l'expérimentation sans celle-ci. En moyenne, sur ces deux ans, et en grande partie du fait de leur entrée dans l'emploi, les bénéficiaires en retirent un salaire brut plus élevé de 1 076 € par mois, tandis que leurs allocations chômage et RSA diminuent respectivement de 180 € et 107 € en moyenne. Au total, à partir des sources de revenu

1. La CDE est une ressource pérenne des EBE gérée par le Fonds d'expérimentation (ETCLD). Elle vise à couvrir une partie des charges de l'entreprise, en complément de leur chiffre d'affaire.

2. Le nombre de nouveaux territoires a été étendu à 83 en 2025. Il convient de noter que la période couverte par les données ne nous permet d'observer que 46 de ces territoires nouvellement inclus.

accessibles dans les données administratives, le passage dans une EBE permet un doublement en moyenne du revenu total mensuel des bénéficiaires : il passe de 700 € à environ 1 500 €.

De plus, l'ETZCLD permet un maintien en emploi plus durable que les dispositifs de l'Insertion par l'Activité Economique (IAE), et notamment les Ateliers et Chantiers d'Insertion (ACI). Deux ans après l'entrée dans le programme, la proportion de bénéficiaires en emploi est supérieure de 40 points de pourcentage chez les bénéficiaires de l'expérimentation par rapport aux bénéficiaires des ACI. Toutefois, les ACI constituent un meilleur tremplin vers des CDD ou CDI hors contrats aidés, mais ces effets restent faibles en valeur absolue. Par ailleurs, l'évaluation ne met pas en évidence d'effet de bord significatif sur les non-bénéficiaires, suggérant que l'expérimentation n'engendre ni de concurrence excessive sur le marché local ni de création soutenue d'emplois au-delà des embauches directes dans les EBE.

La microsimulation réalisée à l'aide de *TAXIPP* révèle par ailleurs que les coûts évités et recettes additionnelles du fait de l'ETZCLD s'élèvent en moyenne à 8 093 € par personne sur les 12 mois suivant l'entrée en EBE, soit de quoi couvrir 51% de ses coûts bruts. Cette estimation ne prend toutefois pas en compte le coût social du chômage, ni les dépenses publiques pour l'expérimentation en plus de la CDE, ni les possibles effets de rétroaction de l'expérimentation sur le marché du travail, les territoires d'expérimentation et les familles des bénéficiaires.

2 Introduction

2.1 L'Expérimentation Territoire Zéro Chômeur de Longue Durée (ETZCLD) et le contexte de l'évaluation

La loi n° 2016-231 du 29 février 2016, dite d'expérimentation territoriale visant à résorber le chômage de longue durée, dispose que, pour une durée de cinq ans, est mise en place, dans au plus dix territoires, une expérimentation visant à réduire fortement le chômage de longue durée. Cette expérimentation doit permettre à des demandeurs d'emploi d'être embauchés en contrat à durée indéterminée (CDI) par des entreprises à but d'emploi (EBE) pour exercer des activités économiques pérennes, et non concurrentes de celles déjà présentes sur le territoire.

L'expérimentation consiste à recruter des « personnes privées durablement d'emploi » (PPDE) volontaires dans le cadre d'activités socialement utiles et non concurrentes, c'est-

à-dire dans des emplois qui n'auraient pu être créés spontanément par le marché du travail local et qui n'engendrent donc pas une augmentation de la concurrence pour les entreprises existantes. Le financement de l'expérimentation est pensé comme reposant sur les prestations sociales économisées, qui seraient sinon versées à ces personnes, et sur la génération d'un chiffre d'affaires par les EBE. Les dépenses évitées et les gains générés devraient ainsi permettre de financer ces emplois avec un coût moindre pour la collectivité. Les EBE doivent, conformément à la loi d'expérimentation, être dans le secteur de l'économie sociale et solidaire, mais peuvent disposer de statuts d'association ou d'entreprise.

Par ailleurs, la loi de 2016 stipule que les EBE doivent recruter toute personne éligible et volontaire, désignée par les Comités Locaux pour l'Emploi (CLE) sur les territoires d'expérimentation, sans opérer de sélection fondée sur les compétences. Cela implique de concevoir des activités suffisamment diversifiées et modulables pour s'adapter à une grande variété de profils.

Dans ce cadre, l'expérimentation Territoires Zéro Chômeur de Longue Durée (ETZCLD) propose un CDI, avec un temps de travail choisi et une activité adaptée aux compétences et aspirations des personnes privées d'emploi depuis plus d'un an, et résidant depuis au moins six mois sur le territoire concerné.

La loi n°2020-1577 du 14 décembre 2020 prolonge l'expérimentation pour une durée de cinq ans, l'étend à 50 territoires supplémentaires et prévoit la possibilité d'habiliter, à titre dérogatoire, d'autres territoires par décret en Conseil d'État. Les principes fondateurs de l'expérimentation restent inchangés : développement d'activités socialement utiles, absence de concurrence avec les entreprises locales, embauche en CDI à temps choisi de tous les PPDE volontaires, et financement partiel par la mobilisation des dépenses sociales converties en revenu d'activité au bénéfice des EBE.

Cette évaluation porte principalement sur cette seconde vague de l'expérimentation, tout en intégrant, autant que possible, les territoires de la première vague dans l'analyse. Nous nous intéressons en particulier aux individus PPDE devenant salariés dans une EBE de janvier 2021 à décembre 2023 dans les TZCLD habilités sur la même période.

2.2 Questions de recherche et étapes de l'évaluation

Ce travail d'évaluation cherche à répondre à plusieurs questions :

- Quelle est la situation des bénéficiaires sur le marché du travail jusqu'à deux ans après leur entrée dans le dispositif, en comparaison à une situation fictive sans l'ex-

- périmentation ? En particulier, observe-t-on un effet sur leur revenu, la stabilité de leur emploi en EBE, ou encore un éventuel tremplin vers d'autres formes d'emploi ?
- Comment l'efficacité des TZCLD (Territoires Zéro Chômeurs Longue durée) en matière de retour à l'emploi, notamment non subventionné, se compare-t-elle à celle d'autres dispositifs publics d'aide à l'emploi, en particulier l'Insertion par l'Activité économique (IAE) ?
 - Le programme génère-t-il des effets sur l'emploi et le revenu des non-bénéficiaires résidant dans les territoires concernés par l'expérimentation (des *effets de bord*) ?
 - Quels sont les coûts évités et recettes additionnelles générées par la puissance publique du fait de la participation des bénéficiaires à l'expérimentation ?

Pour répondre à ces questions, ce travail se décline en trois étapes. Une première étape vise à décrire le profil des territoires participants et des salariés des EBE. Nous réalisons pour cela des statistiques descriptives permettant de décrire les profils des bénéficiaires directs du programme et des personnes privées durablement d'emploi plus généralement. L'objectif de cette première analyse est de juger du ciblage du programme, comment se différencient les bénéficiaires du demandeur d'emploi moyen, mais aussi du type de territoires qui en bénéficient et mieux comprendre ce qui les caractérise.

Dans un second temps, nous évaluons l'impact de l'ETZCLD sur les trajectoires des bénéficiaires ainsi que ses effets de bord sur les territoires concernés, en nous interrogeant notamment sur sa contribution potentielle à leur revitalisation économique. Cette analyse repose sur une comparaison entre les individus ou territoires bénéficiaires et des unités témoins similaires, à l'aide d'une méthode de double appariement par score de propension. Les effets temporels dynamiques sont ensuite estimés à l'aide d'une méthode en doubles différences (voir Section 4 pour plus de détails).

S'agissant de la comparaison avec l'Insertion par l'Activité économique (IAE), nous confrontons directement les trajectoires des bénéficiaires de l'ETZCLD à celles des bénéficiaires de l'IAE dans des territoires non concernés par l'expérimentation, en analysant l'évolution du taux d'emploi et des salaires au cours des deux années suivant l'entrée dans les dispositifs. La relative similarité des publics ciblés par ces deux politiques permet une comparaison directe.

Enfin, la troisième partie de l'évaluation s'appuie sur les effets causaux estimés de l'ETZCLD sur le taux d'emploi et les salaires, intégrés dans le modèle de microsimulation socio-fiscale de l'Institut des Politiques Publiques, *TAXIPP*, pour en estimer le coût net par bénéficiaire. Ce modèle, accessible via le Centre d'Accès Sécurisé aux Données (CASD), permet de calculer de manière précise les prestations sociales économisées ainsi que les recettes fiscales générées. Il est important de noter que certaines prestations sociales, telles

que la prime d'activité, peuvent augmenter avec le retour à l'emploi. Le recours à la microsimulation permet justement de tenir compte de l'ensemble de ces effets, positifs ou négatifs, dans l'évaluation économique du dispositif.

2.3 Revue de littérature et effets attendus

Ce travail s'inscrit dans une large littérature sur les politiques actives sur le marché du travail, dont les programmes de garantie d'emploi, tels que l'ETZCLD, font partie. Les politiques actives sur le marché du travail désignent les programmes mis en place par les administrations publiques sur le marché du travail pour encourager les chômeurs à retrouver un emploi. Elles visent le plus souvent à améliorer les opportunités d'emploi pour les chômeurs et l'adéquation entre les emplois vacants et ceux-ci. La littérature économique sur le sujet conclut à des effets généralement positifs sur l'emploi, mais de taille modeste ([Behaghel et al., 2014](#); [Crépon et Van Den Berg, 2016](#)). Cependant, toutes les politiques actives sur le marché du travail n'ont pas le même effet. Les programmes d'aide à la recherche d'emploi ont souvent des effets positifs sur le retour à l'emploi, et dans une moindre mesure, sur la qualité de l'emploi retrouvé. L'effet des programmes de formation est plus incertain, même si ceux-ci peuvent s'avérer efficaces quand ils sont au niveau sectoriel ([Katz et al., 2022](#)). Les emplois aidés ont aussi généralement un effet positif, alors que les programmes d'emploi public direct ont dans certains cas des impacts négatifs ([Kluve, 2010](#)). L'hétérogénéité des effets des politiques actives sur le marché du travail se retrouve aussi dans le type de public visé, avec des gains en termes d'emploi généralement plus marqués chez les femmes et les chômeurs de longue durée ([Card et al., 2017](#); [Caliendo et al., 2008](#); [Eppel et al., 2024](#)). Cependant, de nombreux travaux mettent en évidence le risque d'effets de déplacement. Un demandeur d'emploi bénéficiant d'un dispositif d'aide à l'emploi ou d'un accompagnement renforcé est susceptible d'occuper un poste qui, en l'absence de ces mesures, aurait été pourvu par un autre demandeur d'emploi non bénéficiaire. La prise en compte de ces effets de bord pourrait ainsi largement réduire l'effet net de ces politiques ([Crépon et al., 2013](#)).

Concernant plus particulièrement les programmes de garantie d'emploi, tels que l'ETZCLD, peu d'exemples se prêtent à l'évaluation en Europe. Un rapport de l'OIT ([ILO, 2021](#)), se proposant par exemple de recenser ceux-ci, ne retient que la France et l'Autriche en Europe, mais un programme similaire existe également en Hongrie depuis 2012. Une exception notable est [Kasy et Lehner \(2023\)](#), qui revient sur l'expérience autrichienne, le programme MAGMA, lancé en 2020. Leurs résultats démontrent un effet bénéfique du programme sur les conditions de vie matérielles des bénéficiaires. Comparant la municipalité concernée par le programme à un contrôle synthétique à la [Abadie et al. \(2010\)](#),

ils ne trouvent cependant pas d'effet de bord au-delà de la chute du chômage provoqué mécaniquement par le programme.

Au-delà des effets sur l'emploi, les politiques actives sur le marché du travail sont susceptibles d'affecter d'autres dimensions, comme le bien-être. En effet, une large littérature a démontré les conséquences sociales du chômage. Parmi les motivations explicites de l'ETZCLD, les possibles conséquences du chômage sur le bien-être, la santé ou encore la délinquance jouent un rôle important. Le programme pourrait être déficitaire au niveau individuel, mais rentable au niveau collectif si l'on prend ces effets en compte. Un avis du CESE en 2016 ([Conseil économique, social et environnemental, 2016](#)) estimait ainsi que les coûts du chômage n'étaient pas que financiers, ce que confirme la littérature académique. S'il existe une corrélation négative forte entre chômage et santé, le lien causal reste disputé ([Brand, 2015](#)). Une revue de la littérature académique révèle toutefois que l'effet existe bel et bien en moyenne, mais qu'il est relativement faible et fortement hétérogène ([Picchio et Ubaldi, 2024](#)). En revanche, les liens entre délinquance et chômage ([Fougère et al., 2009](#); [Schnepel, 2018](#); [Britto et al., 2022](#)), et entre bien-être et chômage sont plus établis ([Clark, 2003](#); [Pohlan, 2019](#)). Certains articles démontrent même un lien direct entre les politiques actives sur le marché du travail, telles que des emplois aidés, et une réduction de la probabilité d'être incarcéré et la mortalité ([Gelber et al., 2016](#)).

Enfin, notre évaluation s'appuie également sur les rapports évaluant la première vague de l'ETZCLD. Comme la loi de 2020, la loi de 2016 a institué le principe d'une évaluation et a amené à la création d'un comité scientifique, présidé par Olivier Bouba-Olga, qui a publié un rapport intermédiaire en 2019 et un rapport final en 2021. Le premier comité scientifique est arrivé à la conclusion que les chômeurs bénéficiaires de l'expérimentation en ont majoritairement profité, notamment grâce à une meilleure situation professionnelle. D'après l'étude quantitative menée par la Dares, un peu plus de la moitié seulement des demandeurs d'emploi similaires dans les territoires témoins non traités était en emploi sur la même période et de plus, moins de la moitié en CDI. Cette différence de situation sur le marché du travail se matérialise aussi par des revenus plus élevés, une amélioration des conditions matérielles de vie des bénéficiaires et de leur santé. Les territoires concernés par l'expérimentation ne semblent par contre pas avoir bénéficié de celle-ci : l'évolution de variables d'intérêts concernant la situation professionnelle des résidents, leurs perceptions ou encore les problèmes rencontrés par le territoire (manque d'infrastructures, chômage...) ne diffèrent pas sensiblement entre ceux-ci et les territoires témoins auxquels ils ont été comparés.

L'évaluation commandée par le gouvernement à l'IGAS/IGF insiste quant à elle sur le financement du programme. Son objectif était en effet d'établir « les coûts évités et les gains générés par la reprise d'un emploi par un chômeur de longue durée ». Le rapport

IGF/IGAS révèle notamment que le bénéfice de l'expérimentation pour les finances publiques a pu être surestimé *ex ante* car une proportion non négligeable des salariés des EBE, bien que remplissant les critères de « privation d'emploi » au sens de l'expérimentation, bénéficiait d'un revenu d'activité ou/et n'était pas bénéficiaire de l'ensemble des prestations sociales prises en compte à l'origine dans le calcul de ces gains. Le rapport note également que le coût par bénéficiaire de l'ETZCLD se rapproche en conséquence du coût de certaines structures de l'IAE, notamment les ateliers et chantiers d'insertion (ACI). Un enjeu de notre évaluation est ainsi de mesurer de façon la plus complète possible, avec les données disponibles, les dépenses évitées et gains générés par l'ETZCLD à l'aide du modèle de microsimulation *TAXIPP*.

Au vu de la littérature existante, nous pouvons formuler plusieurs hypothèses sur les effets attendus de l'ETZCLD. Dans leur récente revue des effets des politiques actives sur le marché du travail, [Le Barbanchon *et al.* \(2024\)](#) dégagent dix leçons pour améliorer l'efficacité de ces dispositifs. L'une d'entre elles est de cibler les politiques sur des publics spécifiques, comme les chômeurs de longue durée sur lesquels les effets de ces politiques sont généralement plus forts. Les résultats obtenus pour des dispositifs similaires à l'ETZCLD en Autriche, combinés au ciblage spécifique sur les chômeurs de longue durée correspondant au statut PPDE en France, laissent ainsi présager un impact significatif de l'expérimentation sur l'emploi et les salaires des bénéficiaires directs. Par ailleurs, l'expérimentation a été spécifiquement conçue pour ne pas générer d'effets de déplacement. La mesure des effets de bord sur les habitants non-bénéficiaires de territoires participant à l'expérimentation nous permettra de confirmer ou non l'existence de tels effets. Étant donné la conception de l'ETZCLD, ainsi que l'absence d'effets de redynamisation des territoires mesurés dans le cas autrichien, et dans la première vague de l'ETZCLD, nous pouvons nous attendre à des effets de bord proches de zéro. La section suivante présente les résultats de notre évaluation.

2.4 Résultats de l'évaluation

Une première analyse descriptive révèle que les TZCLD de la deuxième vague présentent un revenu moyen nettement inférieur à la moyenne nationale et des inégalités plus marquées. Le taux de bénéficiaires de minima sociaux y est environ trois fois plus élevé, et la densité de population y est également plus forte en moyenne. On y observe une surreprésentation des personnes seules, avec ou sans enfants. Ce profil suggère un ciblage cohérent de zones cumulant des difficultés socio-économiques et un éloignement durable de l'emploi, mais cache aussi des profils de territoires très différents qui intègrent des zones rurales couvrant plusieurs communes comme des quartiers urbains sensibles. Les individus béné-

ficiaires de l'expérimentation ont un âge moyen de 46 ans, ils sont à 18% des étrangers et à 55% de femmes, et le niveau d'éducation le plus représenté est le CAP/BEP (38% des bénéficiaires). Sur les 24 mois précédant leur entrée en EBE, ils ont passé en moyenne 20 mois sans aucun contrat de travail, dont 8 mois au RSA.

L'effet immédiat de l'expérimentation sur le retour à l'emploi est estimé à 77 points de pourcentage, ce qui signifie que 23% des bénéficiaires auraient été en emploi en l'absence du dispositif aux premiers mois de l'expérimentation. Cet effet décroît progressivement pour atteindre 62 points de pourcentage au bout de deux ans. L'effet est encore plus marqué lorsqu'on se concentre sur l'emploi en CDI : il atteint près de 100 points de pourcentage le premier mois, et reste supérieur à 77 points de pourcentage après deux ans. Sur l'ensemble de la période d'étude, l'effet emploi est en moyenne de 74 points de pourcentage pour les individus de la 2^{ème} vague de l'expérimentation et de 66 points de pourcentage pour les individus de la 1^{ère} vague. L'effet moyen sur le salaire est de 1 076 € par mois sur les deux années suivant l'entrée dans le dispositif. Parallèlement, les prestations sociales perçues diminuent en moyenne de 180 € par mois pour l'allocation chômage, et de 107 € pour le RSA. Si nous considérons la somme des revenus des individus du travail, du RSA et du chômage, le revenu total des individus augmente de 765 € en moyenne à leur entrée en EBE, soit plus du double de leur revenu total initial, qui était d'environ 700 €. Ce résultat souligne un impact important et positif sur le bien-être financier des participants.

Lorsque nous comparons l'efficacité de l'ETZCLD à celle de l'IAE, et en particulier aux ACI, le dispositif de l'IAE qui se rapproche le plus de l'ETZCLD, nous constatons que les bénéficiaires des ACI sortent plus rapidement de l'emploi. Deux ans après l'entrée dans le dispositif, la part des bénéficiaires de l'expérimentation encore en emploi est supérieure de 40 points de pourcentage à celle observée pour les bénéficiaires des ACI. En revanche, par rapport aux entrants en EBE, les bénéficiaires des ACI sont, après deux ans, 15 points de pourcentage plus nombreux à être en CDD hors contrat aidé, et 12 points de pourcentage plus nombreux à être en CDI hors contrat aidé. Cela suggère un effet tremplin légèrement plus marqué dans le cas des ACI. Toutefois, cet effet reste limité en valeur absolue, la majorité des bénéficiaires retournant au non-emploi à l'issue de la période.

Enfin, nous ne détectons pas d'effet de bord interne significatif sur les PPDE non-bénéficiaires résidant dans un territoire de l'ETZCLD. Cela suggère qu'il n'y a ni création nette d'emplois à grande échelle, ni effets d'éviction importants liés à une concurrence accrue sur le marché du travail local, ou que, s'ils existent, ces effets se compensent. A minima, cela signifie qu'il n'y a pas d'effets d'entraînement sur les volontaires se trouvant sur les listes d'attente des CLE. Il est également possible que, si un effet existe, il soit indétectable par nos méthodes car nous mesurons l'effet sur l'ensemble des PPDE non-bénéficiaires sans pouvoir nous restreindre aux volontaires uniquement.

Nous complétons notre analyse par un exercice de microsimulation à l’aide du modèle *TAXIPP*, afin d’estimer les coûts évités et les recettes additionnelles pour la puissance publique générés par l’expérimentation et d’informer une éventuelle analyse coût-bénéfice du programme. Les résultats indiquent que la participation à l’ETZCLD permet de compenser environ la moitié du coût brut du dispositif pour l’État, sous forme de recettes supplémentaires et de moindres prestations versées. Cette situation reflète le fonctionnement du système socio-fiscal français, dans lequel une part importante, mais pas la totalité, des gains de revenu d’activité est absorbée par les prélèvements obligatoires et la réduction des prestations sociales. Cependant, cette approche purement financière ne prend pas en compte d’autres dimensions de l’expérimentation : ses effets positifs potentiels sur le bien-être, la santé ou la cohésion sociale, ainsi que les possibles rétroactions sur le marché du travail ou sur les proches des bénéficiaires. Bien que difficiles à mesurer, ces facteurs pourraient influencer de manière notable l’évaluation coût-bénéfice globale du programme.

3 Description des bénéficiaires du programme

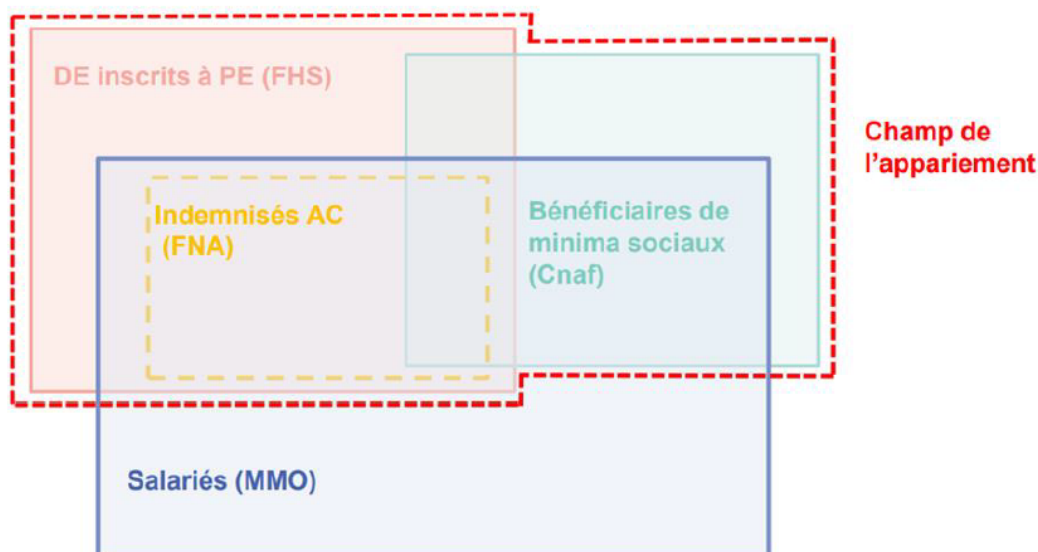
3.1 Données mobilisées

L’évaluation est réalisée à partir de l’appariement MiDAS (Minima sociaux, Droits d’assurance chômage et parcours Salariés) qui rassemble les informations sur les minima sociaux, les droits d’Assurance chômage et le parcours des salariés. MiDAS est un appariement mené par la Dares en collaboration avec France Travail et la Caisse nationale des allocations familiales (CNAF), permettant de reconstituer les trajectoires professionnelles des inscrits à France Travail et des allocataires des minima sociaux. Elle croise ainsi trois sources de données administratives :

1. Les données des Déclarations Sociales Nominatives (DSN) pour les contrats salariés.
2. Les données des Fichiers Historiques des Salariés (FHS) et des Fichiers Nationaux des Allocataires (FNA) de France Travail sur l’indemnisation et le suivi des demandeurs d’emploi.
3. Les données Allstat-FR6 de la CNAF sur les bénéficiaires des minimas sociaux.

Le champ de l’appariement couvre l’ensemble des demandeurs d’emploi inscrits à France Travail au moins un jour ou des foyers bénéficiaires d’au moins un mois de RSA, PA ou AAH (entre 2017 et 2024). L’évaluation est réalisée sur la 5^e vague de MiDAS, qui contient les DSN jusqu’en juin 2024, le FH-FNA jusqu’en juin 2024 et Allstat-FR6 jusqu’en décembre 2023. Le Graphique 1 ci-dessus permet de visualiser le champ de l’appariement.

GRAPHIQUE 1 – Champ de l'appariement MiDAS



Source : DARES

Ces données incluent ainsi depuis le FHS et le FNA des informations sur les caractéristiques des demandeurs d'emploi, leurs demandes d'emploi, leur historique d'indemnisation et leur indemnisation. Depuis Allstat-FR6, nous obtenons des informations sur les caractéristiques et la composition des ménages, leurs ressources trimestrielles et les minima sociaux (RSA, AAH) et la prime d'activité perçus. Et enfin, depuis la DSN, nous intégrons des informations sur les contrats salariés, y compris les dates de début et de fin des contrats, motif de rupture, nature du contrat, temps de travail, profession exercée. À noter que pour les besoins de cette évaluation, la Dares a ajouté des informations sur l'appartenance ou non des individus à l'ETZCLD et aux dispositifs d'IAE. Les individus bénéficiaires sont identifiés à partir des données issues de la DSN, à l'aide d'une variable permettant de repérer les contrats des PPDE passés dans les EBE. Une fois les bénéficiaires identifiés, nous utilisons en priorité les données France Travail et CNAF pour caractériser les individus bénéficiaires et leurs possibles témoins. Les DSN sont mobilisées pour estimer les effets sur l'emploi et les revenus du travail. À partir des données contenues dans ces deux bases, en agrégeant les informations pour un même individu, nous construisons un panel mensuel des individus observés dans MiDAS avec pour chaque mois leur position sur le marché du travail, leur salaire agrégé si cela s'applique et les aides qu'ils pourraient recevoir ainsi que toutes les variables utiles pour l'appariement (voir section 4.2).

La construction de notre échantillon principal est résumée dans le Tableau 1. La base de données MiDAS permet d'identifier 2 786 individus entrés en EBE avant janvier 2024³

3. Dans les données de la 5e vague de MiDAS, il n'est possible d'identifier les personnes embauchées

dans les territoires habilités lors des première et deuxième vagues de l’expérimentation. Parmi eux, nous retenons les 1 886 individus entrés en EBE à partir de janvier 2022, au moment du lancement de la deuxième vague. Nous restreignons en outre l’échantillon aux personnes présentes dans la base FHS de MiDAS, c’est-à-dire celles inscrites au moins une fois dans les fichiers de France Travail depuis 2017, afin de pouvoir les localiser plus précisément dans les frontières administratives utilisées pour l’appariement territorial. Cela réduit la taille de notre échantillon à 1 776 individus, dont 305 dans les territoires habilités lors de la première vague, et 1 471 dans les territoires habilités dans la deuxième vague.

TABLEAU 1 – Construction de l’échantillon d’étude

Étape	Nombre de bénéficiaires	Territoires Vague 1	Territoires Vague 2
Entrées en EBE avant janvier 2024	2 786	1 232	1 554
dont entrées à partir de janvier 2022	1 868	317	1 551
restriction à la partie DE-FHS de MiDAS	1 776	305	1 471

Sources : MiDAS (2024 T2). Champ : France entière, incluant les territoires d’outre-mer. Les individus uniques sont identifiés dans la base MiDAS via les fichiers DE-FHS et MMO-DSN.

3.2 Premiers éléments de description des territoires

Le profil des territoires et des bénéficiaires de l’ETZCLD a déjà été commenté dans la [note d’étape](#) publiée par le Comité scientifique à l’automne 2025 ([DARES et France Stratégie, 2024](#)). Ci-dessous, nous nous concentrons sur la description des territoires et des bénéficiaires sur lesquels se base notre étude. Le tableau ci-dessous (Tableau 2) décrit les territoires faisant partie de l’expérimentation (territoires “traités”) et les compare au reste de la France. Pour caractériser les TZCLD, nous mobilisons les données MiDAS, qui permettent d’identifier les individus dans la base qui résident dans un TZCLD, qu’ils soient bénéficiaires de l’expérimentation ou non, c’est à dire PPDE salarié dans une EBE ou pas. Ces données nous permettent d’avoir des informations sur le nombre de demandeurs d’emploi et leur âge moyen, ainsi que des informations sur les bénéficiaires de minima sociaux, les demandeurs d’emploi inscrits à France travail, et sur la composition familiale. Nous complétons ces données par des données géolocalisées des ménages issues de la base Filosofi 2019 qui permettent de reconstituer, au niveau territoire, le revenu moyen, le taux de pauvreté au seuil de 60% du revenu médian, la composition familiale et la densité. La géolocalisation des ménages nous permet de reconstituer la population d’habitants de chaque TZCLD, qu’ils soient salariés ou non d’EBE. Enfin, nous incluons également l’information en EBE que jusqu’à une certaine date.

sur la catégorie d'aire urbaine (en 8 niveaux) à laquelle appartient chaque territoire participant à l'ETZCLD⁴. Les variables issues de MiDAS sont mesurées en décembre 2021 pour l'ensemble des territoires, et les variables issues de Filosofi sont mesurées en 2019, année la plus récente disponible au moment de l'étude. Le reste de la France représente l'ensemble des territoires non traités. Les territoires non traités sont décomposés en trois unités géographiques distinctes, des QPV, communes et EPCI, car ces trois niveaux géographiques sont utilisés dans la procédure d'appariement (voir Section 4.2). Cela rend la comparaison avec les TZCLD plus difficile.

Dans le Tableau 2, si l'on se concentre sur la colonne des communes (colonne 5, "Reste de la France, Communes"), qui est l'unité géographique qui se rapproche le plus de la majorité des TZCLD, nous observons que les territoires traités en vague 2 (colonne 3, "TZCLD Vague 2") ont un revenu moyen annuel inférieur au reste de la France (20 402 € contre 25 483 € en moyenne), et des inégalités légèrement plus prononcées. Ainsi, le taux de bénéficiaires de minima sociaux (RSA, AAH ou PA) est près de trois fois plus élevé dans les TZCLD comparé au reste des communes. Les TZCLD sont aussi beaucoup plus denses en moyenne, même s'il existe une forte hétérogénéité de taille et de densité entre territoires, notamment entre ceux situés dans des zones rurales ou non. Enfin, la composition familiale est aussi légèrement différente dans les territoires traités, avec une sur-représentation des personnes seules avec ou sans enfants. Ce profil des TZCLD de la deuxième vague est cohérent avec la première évaluation de l'expérimentation qui préconisait de cibler des territoires qui concentrent une population en difficulté, plus susceptible de recevoir des minima sociaux, et de rencontrer des freins à l'emploi. Le Tableau 2 permet également de mesurer l'évolution du profil des TZCLD entre les deux vagues : les TZCLD de la deuxième vague apparaissent plus négativement sélectionnés que ceux de la première vague, comme l'illustrent le taux de pauvreté, le coefficient de Gini ou le taux de bénéficiaires des minima sociaux plus élevés.

4. Cette catégorisation a été faite en combinant la classification de l'Insee sur la base de la répartition de la population pour les 4 niveaux de territoires urbains, et la classification en aire d'attraction des villes 2020 pour les 4 niveaux de territoires moins peuplés. Nous obtenons donc 8 niveaux. La méthode utilisée pour les territoires les plus urbains repose sur l'agrégation de carreaux d'1 km^2 de densité équivalente en clusters (Beck *et al.*, 2023). Nous construisons cette classification d'abord au niveau QPV. Puis, pour le niveau EPCI, nous prenons la classification majoritaire dans l'EPCI.

TABLEAU 2 – Statistiques descriptives des territoires participant à l’ETZCLD et du reste de la France

Variables	TZCLD Toutes vagues	TZCLD Vague 1	TZCLD Vague 2	Reste de la France QPV	Reste de la France Communes	Reste de la France EPCI
Coefficient de Gini	0,347	0,315	0,352	0,432	0,345	0,357
Revenu moyen par UC	20304	19603	20402	11835	25483	24887
Taux de pauvreté	0,206	0,186	0,209	0,618	0,219	0,227
Population	9145	6195	9557	13839	34050	208860
Homme seul	0,168	0,152	0,170	0,168	0,149	0,151
Femme seule	0,204	0,175	0,208	0,196	0,193	0,196
Couple sans enfant	0,222	0,232	0,220	0,130	0,240	0,234
Couple avec enfant.s	0,236	0,278	0,230	0,237	0,265	0,261
Famille monoparentale	0,125	0,124	0,125	0,189	0,113	0,119
Famille complexe	0,045	0,039	0,046	0,081	0,040	0,040
Densité /km ²	3187	3602	3129	15526	2266	690
Age moyen des demandeurs d’emploi	39,5	39,1	39,5	40,5	40,8	40,4
Taux de croissance sur 2 ans du nombre de DEFM A	-0,115	-0,127	-0,114	-0,042	-0,059	-0,072
Total de DEFM A, moyenne par territoire	484,9	243,1	518,7	958,7	1518,9	8004,1
Total de DEFM A de longue durée, moyenne	159,9	77,6	171,4	355,8	532,8	2694,5
Taux d’allocataires du RSA	0,094	0,057	0,103	0,157	0,038	0,043
Taux d’allocataires de l’AAH	0,038	0,027	0,041	0,024	0,009	0,009
Taux d’allocataires de la PA	0,213	0,198	0,218	0,227	0,088	0,096
Taux de bénéficiaires de minima sociaux	0,294	0,249	0,308	0,325	0,115	0,126
Montant Moyen du RSA, moyenne par territoire	439,3	249,5	482,6	722,2	170,2	192
Montant Moyen de la PA, moyenne par territoire	330,4	311,8	344,5	200,2	67,2	73,4
Montant Moyen de l’AAH + Complément, moyenne	317,4	217	341	367,7	133,4	143,5
Densité : Urbain Très dense, Niv. 1	0,000	0,000	0,000	0,000	0,330	0,539
Densité : Urbain Très dense, Niv. 2	0,420	0,128	0,461	0,082	0,141	0,112
Densité : Semi-Urbain + Densité intermédiaire, Niv. 3	0,000	0,000	0,000	0,000	0,067	0,047
Densité : Semi-Urbain + Densité intermédiaire, Niv. 4	0,165	0,161	0,166	0,001	0,114	0,124
Densité : Peu dense ; TAAV : Aire de Paris et 700k hab. ou plus	0,038	0,180	0,018	0,494	0,055	0,040
Densité : Peu dense ; TAAV : Aires entre 50k et 700k hab.	0,087	0,401	0,043	0,374	0,154	0,081
Densité : Peu dense ; TAAV : Aire de moins de 50k hab.	0,032	0,049	0,030	0,049	0,073	0,044
Densité : Peu dense ; TAAV : Hors AAV	0,037	0,080	0,030	0,000	0,066	0,014
Nombre de territoires	57	11	46	1 313	27 921	353

Sources : Filosofi agrégé et ménages (2019), MiDAS (2024 T2). Champ : France entière, incluant les territoires d’outre-mer. Les variables provenant de MiDAS sont mesurées au 2021-12 pour l’ensemble des territoires. Les échantillons du Reste de la France excluent les territoires TZCLD.

Le tableau ci-dessous (Tableau 3) décrit les individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 2, et les compare à différentes populations de référence : (i) les bénéficiaires de l'IAE (colonne 2) ; (ii) les bénéficiaires de l'ACI (colonne 3) ; le reste des individus présents dans MiDAS et qui n'appartiennent à aucune des catégories précédentes (colonne 4). Cette dernière population correspond donc aux individus au moins une fois passés par le chômage ou les minima sociaux, à l'exclusion des bénéficiaires de l'ETZCLD ou de l'IAE. Les variables sont mesurées entre 30 et 6 mois avant l'entrée en EBE, IAE ou ACI⁵. La comparaison des bénéficiaires de l'expérimentation avec les bénéficiaires de dispositifs similaires tels que l'IAE et l'ACI révèle une certaine homogénéité entre les profils. Il existe toutefois des différences notables : les bénéficiaires de l'ETZCLD sont en moyenne plus âgés, recherchent davantage du temps partiel, ont perçu plus d'AAH et d'allocations chômage. Leur salaire avant l'expérimentation est situé entre le salaire de l'ensemble des bénéficiaires de l'IAE et celui de l'ACI. La part de femmes seules ou mariées avec enfants est aussi beaucoup plus importante parmi les bénéficiaires de l'ETZCLD.

La comparaison avec la population générale présente dans MiDAS suggère que les bénéficiaires de l'ETZCLD présentent bien plus de freins à l'emploi qu'un individu moyen passé par le chômage ou les minima sociaux au moins une fois, ce qui est compatible avec le ciblage de l'ETZCLD sur les chômeurs de longue durée. Les bénéficiaires de l'expérimentation ont connu deux fois plus d'épisodes de chômage, et 1,5 fois plus de mois sans aucun contrat de travail, ce qui est cohérent avec un total de salaire perçu beaucoup plus faible (4 771 € contre 19 668 €). Ils ont également un niveau de diplôme plus faible, et les femmes seules ou mariées avec enfants sont surreprésentées. Ainsi, le Tableau 3 fait apparaître un ciblage cohérent de l'ETZCLD vers un public particulièrement en difficulté sur le marché du travail.

5. Pour la population générale dans MiDAS, on mesure les variables au premier mois de la vague 2, en Janvier 2022.

TABLEAU 3 – Statistiques descriptives des bénéficiaires de l'ETZCLD et de populations de références

	Bénéficiaires de l'ETZCLD - vague 2	IAE	ACI	Population Générale dans MiDAS
% de non français	0,180	0,252	0,221	0,141
Temps partiel recherché	0,211	0,120	0,112	0,123
Salaire horaire brut recherché	24,64	24,39	22,18	44,66
Age moyen	46,5	36,6	37	39
Expérience sur le marché du travail, années	28,4	19,4	19,8	20,3
Somme totale d'allocations chômage perçues	5 782	3 514	3 303	3 528
Nombre de demandes auprès de France Travail	2,812	1,815	1,568	1,471
Nombre moyen de contrats par mois	0,249	0,302	0,186	0,519
Nombre de mois sans contrat	19,704	18,773	20,584	13,498
Nombre de mois avec un seul contrat	3,479	4,164	2,815	9,433
Nombre de mois avec plusieurs contrats	0,817	1,063	0,601	1,070
Somme totale du salaire perçu	4 771	6 672	3 944	19 668
Somme de RSA perçu	4 056	3 923	4 903	1 000
Somme de PA perçu	958	822	729	769
Somme de AAH perçu	1 255	527	577	358
Somme de CAAH perçu	44	7	7	8
Total minima sociaux	6 313	5 279	6 216	2 135
Nombre de mois avec RSA	7,807	7,446	9,260	1,960
Nombre de mois avec AAH	1,700	0,672	0,731	0,486
Nombre de mois avec PA	4,640	4,171	3,679	4,050
Mobilité recherchée : ≤ 15 min	0,198	0,182	0,195	0,137
Mobilité recherchée : entre 15 et 30 min	0,525	0,522	0,528	0,456
Mobilité recherchée : entre 30 min et 1 heure	0,256	0,272	0,255	0,369
Contrat recherché : CDI	0,892	0,872	0,881	0,859
Contrat recherché : CDD	0,101	0,121	0,111	0,128
Ménage : Homme seul, sans enfant	0,266	0,421	0,464	0,293
Ménage : Femme seule, sans enfant	0,152	0,150	0,137	0,212
Ménage : Homme marié, sans enfant	0,031	0,046	0,045	0,060
Ménage : Femme mariée, sans enfant	0,051	0,035	0,028	0,071
Ménage : Homme marié, avec enfant.s	0,101	0,100	0,099	0,118
Ménage : Femme mariée, avec enfant.s	0,196	0,099	0,079	0,143
Ménage : Homme seul, avec enfant.s	0,046	0,036	0,037	0,029
Ménage : Femme seule, avec enfant.s	0,157	0,114	0,112	0,075
Niveau d'études : Certificat d'études primaires	0,041	0,012	0,014	0,101
Niveau d'études : Brevet des collèges	0,074	0,026	0,027	0,091
Niveau d'études : CAP/BEP	0,375	0,361	0,369	0,262
Niveau d'études : Bac	0,188	0,167	0,153	0,230
Niveau d'études : Bac+2	0,097	0,044	0,042	0,126
Nombres d'individus uniques	1 471	226 080	95 590	22 561 857

Sources : MiDAS (2024 T2). Champ : France entière, incluant les territoires d'outre-mer. Les individus uniques sont identifiés dans la base MiDAS via les fichiers DE-FHS et MMO-DSN. Les variables sont mesurées en moyenne entre 2019 et 2021. Certaines catégories de niveau d'études ont été exclues car elles représentaient peu de personnes.

4 Méthodologie de l'évaluation de l'impact de l'ETZ-CLD sur les trajectoires professionnelles des bénéficiaires

4.1 Modèle empirique

L'analyse d'impact repose sur la comparaison entre les individus salariés des EBE (les *traités*) avec des individus *témoins*. L'une des difficultés principales de l'évaluation de l'impact de l'expérimentation est de distinguer son effet causal du biais de sélection. Le biais de sélection désigne le biais potentiellement introduit du fait que les populations salariées des EBE présentent des caractéristiques particulières, parfois inobservables aux yeux de l'évaluateur, qui peuvent induire un effet sur leurs trajectoires professionnelles qui ne serait pas dû à l'expérimentation. Par exemple, les participants à l'ETZCLD sont, par définition, des chômeurs de longue durée. Ils présentent ainsi un certain nombre de freins à l'emploi par rapport à un individu moyen non participant. Si nos données pourraient permettre de neutraliser l'effet d'un certain nombre de ces freins en incluant les variables correspondantes dans notre estimation (le niveau de diplôme par exemple), toutes ne sont pas observables dans nos données. Il est possible, par exemple, que les participants à l'expérimentation soient en moins bonne santé, en moyenne, qu'un individu non participant ayant le même niveau de diplôme et le même historique d'emploi. Nous allons ainsi avoir recours à des méthodes d'évaluation quasi-expérimentales pour réduire au maximum ce biais de sélection.

La méthode que nous adoptons est celle des doubles différences. Les doubles différences comparent le *changement* dans la trajectoire des individus *traités*, c'est-à-dire résidant dans un TZCLD et salariés en EBE, avant et après leur entrée en EBE, avec le *changement* dans la trajectoire des individus *témoins* avant et après l'entrée en EBE de l'unité traitée à laquelle ils sont associés. Cette méthodologie exploite la dimension longitudinale de nos données, et repose ainsi sur des hypothèses d'identification moins fortes : elle ne requiert pas que les individus témoins et traités soient exactement similaires avant le traitement pour neutraliser le biais de sélection, mais seulement qu'ils suivent des évolutions similaires dans les variables d'intérêt. Si l'on reprend l'exemple précédent, et que nous faisons l'hypothèse que les participants à l'ETZCLD sont en moins bonne santé, en moyenne, que les individus témoins, cela pourrait induire un biais de sélection négatif dans la mesure de l'effet de l'ETZCLD sur la probabilité d'être en emploi. Cependant, si nous faisons l'hypothèse que, en l'absence de l'ETZCLD, la santé des participants à l'expérimentation n'aurait pas *changé* différemment de l'état de santé des individus témoins, ou que ce changement n'aurait pas lieu exactement au moment de l'entrée en EBE, alors

le biais de sélection disparaît dans la méthode des doubles différences car il est stable dans le temps⁶. Cette méthode admet ainsi que certains facteurs inobservables dans nos données, comme l'état de santé, diffèrent entre traités et témoins, tant que ces facteurs inobservables suivent des *évolutions parallèles* entre individus traités et témoins autour de la date du traitement. Ainsi, l'hypothèse d'identification peut se formuler de la façon suivante : en l'absence du programme, les variables d'intérêts auraient évolué de la même façon dans le groupe de salariés des EBE que ce que l'on observe effectivement parmi les individus témoins. Nous détaillons plus bas comment est constitué le groupe d'individus témoins.

L'équation estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires pour évaluer l'effet de l'expérimentation est de la forme suivante :

$$Y_{i,j,l} = \sum_{k=-24}^{24} \beta_k \cdot 1\{l = k\} \cdot D_i + \gamma_i + \delta_j \times \lambda_l + \varepsilon_{i,j,l} \quad (1)$$

Où $Y_{i,j,l}$ est la variable d'intérêt pour le salarié i , dans le groupe de comparaison j , mesurée à l mois de distance par rapport à sa potentielle entrée dans l'EBE. $1\{l = k\}$ est une variable indicatrice égale à 1 si $l = k$ et zéro sinon, où k représente le nombre de mois de distance par rapport au moment du traitement et varie entre -24 et +24. D_i est une variable binaire égale à 1 si l'individu i va participer à l'ETZCLD et 0 sinon. $\gamma_i, \delta_j, \lambda_l$ sont des ensembles d'effets fixes au niveau individu, groupe de comparaison et temps relatif à la date de traitement. Les effets fixes individuels permettent de prendre en compte le fait que les salariés en EBE présentent des caractéristiques particulières inobservables qui pourraient influencer leur trajectoire d'emploi. Ils neutralisent l'effet de ces caractéristiques individuelles qui ne varient pas dans le temps. Les effets fixes de temps relatif au traitement interagissent avec les effets fixes du groupe de comparaison permettent de comparer chaque individu à son unité témoin propre. En exploitant l'entrée échelonnée dans le temps des individus dans les EBE, cette méthode permet de séparer l'effet du temps relatif au traitement de l'effet du temps calendaire commun aux unités traitées et témoins.

β_l estime ainsi l'effet de l'entrée dans le programme sur la variable d'intérêt l mois après celle-ci. Il s'agit donc d'une analyse causale reposant sur l'hypothèse que la trajectoire observée chez les individus témoins est un contrefactuel approprié pour les individus traités. Le choix de ces témoins est donc crucial. Nous retenons trois groupes témoins

6. Un changement différentiel de l'état de santé des individus traités et témoins *après* l'entrée en EBE pour des facteurs indépendants de l'ETZCLD pourrait amener à confondre l'effet de l'ETZCLD et de ces autres facteurs dans une régression par double différence statique. Cependant, l'examen de l'effet dynamique de l'ETZCLD nous permet de nous assurer que la divergence potentielle des trajectoires professionnelles des individus traités et contrôles a bien lieu au moment de l'entrée en ETZCLD.

différents.

1. Des individus témoins issus d'un double appariement au niveau du territoire et de l'individu. Ce double appariement, détaillé en section 4.2, permet d'abord de trouver des territoires comparables aux territoires d'expérimentation avant leur entrée dans le programme puis de trouver des individus similaires aux bénéficiaires du programme dans ces territoires appariés. Nous obtenons 305 individus témoins pour les individus traités dans les territoires habilités en vague 1 et 1 471 pour ceux dans les territoires habilités en vague 2.

2. Des individus entrés plus tardivement en EBE. Le double appariement se faisant uniquement sur des variables observables dans nos données, il ne peut pas garantir de corriger pour l'ensemble des biais de sélection possibles sur la base de caractéristiques inobservables. C'est pourquoi nous complétons ces résultats en utilisant les individus entrés plus tard dans l'ETZCLD comme individus témoins des salariés entrés tôt. Cette méthode, appelée *event study* (analyse événementielle), nous permet d'estimer l'effet de l'expérimentation sans avoir besoin d'unités témoins n'ayant jamais bénéficié du traitement. Elle a pour avantage de comparer des individus plus similaires, en particulier sur des caractéristiques inobservables comme la santé, puisqu'ils finissent tous par entrer dans l'ETZCLD. Cette approche présente toutefois deux limites : (i) étant donné le faible nombre de bénéficiaires, elle pourrait manquer de pouvoir statistique ; (ii) les effets à long terme sont plus difficiles à estimer. Cela est dû au fait que tous les individus entrant en EBE sur la période, il ne reste plus d'individus servant d'unités témoins à la fin de la période pour estimer des effets de plus long terme. Si cette méthode présente certaines limites, elle répond au potentiel problème de sélection sur des inobservables de la méthode par appariement, et est donc présentée comme un test de la solidité de cette dernière méthode. L'équation estimée dans ce cas varie légèrement de l'équation 1, et prend la forme suivante :

$$Y_{i,t,l} = \sum_{k=-24}^{24} \beta_k \cdot 1\{l = k\} \cdot D_i + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t,l} \quad (2)$$

où δ_t est un ensemble d'effets fixes de temps calendaire au niveau mois $\times$ année.

3. Des bénéficiaires de l'IAE. Enfin, nous définissons un troisième groupe d'individus témoins correspondant aux bénéficiaires de l'IAE afin de comparer l'effet des deux types de programmes, étant donné qu'ils ciblent des publics similaires (i.e. des personnes éloignées de l'emploi). Nous considérons les bénéficiaires de l'IAE identifiés dans MiDAS et résidant dans l'ensemble de la France à l'exception des territoires faisant partie de l'ex-

périmentation, c'est-à-dire 778 963 individus en IAE, dont 99 535 en Ateliers ou chantiers d'insertion (ACI). L'équation estimée dans ce cas varie légèrement de l'équation 1, et prend la forme suivante :

$$Y_{i,l} = \sum_{k=-24}^{24} \beta_k \cdot 1\{l = k\} \cdot D_i + \gamma_i + \lambda_l + \varepsilon_{i,l} \quad (3)$$

où D_i est égal à 1 si l'individu est un salarié en EBE, et 0 si l'individu participe à l'IAE. Notons que l'estimation de l'équation 3 repose sur une hypothèse d'identification différente, étant donné que le groupe de comparaison est constitué d'individus recevant eux aussi un traitement (l'IAE). L'hypothèse d'identification est que les individus salariés en EBE auraient suivi une trajectoire similaire aux individus entrés en IAE au même moment s'ils n'avaient pas bénéficié de l'ETZCLD mais de l'IAE à la place. Cette hypothèse implique que l'effet de l'IAE aurait été homogène sur les populations entrées dans l'ETZCLD ou dans l'IAE. Une fois encore, l'inspection des évolutions des variables d'intérêt avant l'entrée en EBE ou IAE permettra de vérifier la crédibilité de cette hypothèse.

Deux points d'attention communs aux différentes méthodes doivent être soulignés : (i) étant donné que les données issues de la DSN s'arrêtent en juin 2024, le panel d'analyse est par nature déséquilibré lorsque l'on examine les trajectoires des salariés en EBE sur deux ans après leur entrée. Certaines cohortes d'individus sont rentrées trop tard pour être observées sur toute la durée de l'analyse. Ce déséquilibre peut poser problème si les différentes cohortes sont fondamentalement différentes les unes des autres : l'évolution de β_l peut alors être expliquée en partie par un effet de composition, en particulier à l'extrémité de la période d'analyse. Nous traiterons ce risque en effectuant une analyse complémentaire sur les seules cohortes que l'on observe au moins deux ans après leur entrée en EBE (Graphique A8) ; (ii) la date de traitement n'est pas connue avec certitude dans la mesure où la plupart des futurs entrants dans les EBE sont déjà accompagnés et en attente d'une place en EBE avant leur entrée effective. Ils pourraient alors l'anticiper en réduisant leur offre de travail. Cela nous amènerait à surestimer l'effet du traitement. Il faut donc porter une attention particulière à l'évolution de β_l quand l est négatif et proche de 0. Par ailleurs, les territoires priorisant l'entrée en EBE de certaines personnes, la date d'entrée peut être corrélée avec les caractéristiques inobservables des salariés. Or ces caractéristiques ne sont par définition pas prises en compte dans l'appariement et peuvent donc différer entre les individus traités et non traités, ce qui peut introduire un biais dans l'analyse d'impact. L'utilisation des doubles différences et la vérification de l'hypothèse des tendances parallèles permet toutefois de limiter ce risque.

4.2 Appariement

La méthode d'appariement a pour objectif de définir une population témoin la plus similaire possible à la population traitée, afin de neutraliser le biais de sélection et de mesurer l'effet causal de l'ETZCLD. Elle se décline en deux étapes : un premier appariement au niveau des territoires et un second appariement au niveau des individus au sein des territoires appariés. Procéder ainsi permet à la fois d'améliorer la précision de l'appariement et de constituer un groupe témoin pour l'analyse au niveau individuel et au niveau territoire.

4.2.1 Appariement territorial

Trois points d'attention sont à relever pour la première étape d'appariement. Premièrement, le contour des territoires traités ne suit pas toujours des délimitations administratives habituelles. Il est ainsi impossible de définir des délimitations similaires pour les territoires du groupe témoin, ceux-ci suivant nécessairement une des délimitations administratives usuelles. Nous constituons ainsi une base d'unités témoins sur trois niveaux : le niveau QPV (quartier prioritaire de la ville), le niveau commune, et le niveau EPCI (établissement public de coopération intercommunale). Nous laissons ensuite l'algorithme d'appariement décider à quel niveau géographique chaque territoire traité sera apparié, en fonction du degré de similarité entre leurs caractéristiques. La deuxième difficulté, qui découle de la définition des TZCLD en dehors des délimitations administratives habituelles, réside dans le choix des variables à disposition pour l'appariement. L'information sur le statut de résidence en TZCLD n'existant que dans la base MiDAS, les variables que l'on peut calculer au niveau du TZCLD ne peuvent provenir que de MiDAS ou de la base Filosofi ménages qui contient les coordonnées géographiques de chaque ménage. Enfin, la dernière difficulté réside dans de potentiels effets de bord au-delà des communes TZCLD. Si l'ETZCLD génère de l'activité économique dans les communes environnant le territoire traité, cela signifie que ces communes environnantes ne constituent pas des communes témoins appropriées. Nous excluons donc l'ensemble des EPCI, communes et QPV appartenant à la même zone d'emploi qu'un TZCLD de l'échantillon de territoires témoins potentiels. Après avoir exclu ces territoires potentiellement partiellement traités, nous réalisons l'appariement en calculant un score de propension (i.e. la probabilité d'être traité) et en trouvant l'unité témoin qui minimise la distance au score de propension de chaque unité traitée. Ce score de propension est calculé à l'aide d'un algorithme de *random forest*, sur les variables suivantes :

- Bases MiDAS : Nombre de demandeurs d'emploi de catégorie A ; Nombre de demandeurs d'emploi de catégorie A de longue durée ; âge moyen ; évolution du nombre de demandeurs d'emploi de catégorie A sur 2 ans ; nombre de bénéficiaires

des minima sociaux ; montant moyen des allocations ; composition familiale. Les variables sont mesurées en novembre 2016 pour la vague 1 (à l’exception des variables CNAF qui ne sont pas incluses car elle ne sont disponibles qu’à partir de 2017), et en novembre 2021 pour la vague 2.

- Base Filosofi 2019 : revenu disponible moyen par unité de consommation, taux de pauvreté au seuil de 60% du niveau de vie médian, densité, taille de la population, coefficient de Gini
- Catégorie d’aire urbaine (8 valeurs)

La constitution de territoires témoins potentiels au niveau QPV, communes et EPCI nous contraint à nous limiter aux individus présents dans les bases FHS/FNA qui seules contiennent une variable binaire indiquant si un individu réside dans un QPV. Cela conduit à perdre 10% de notre échantillon d’individus traités (voir Tableau 1). Afin d’assurer une comparabilité deux à deux entre territoire traité et témoin, nous stratifions au préalable l’appariement par une variable binaire indiquant si le territoire est rural ou urbain. Les 11 territoires témoins de la vague 1 sont à 18% des QPV, 73% des EPCI et 9% des communes. Les 46 territoires témoins de la vague 2 sont à 22% des QPV, 26% des EPCI et 52% des communes.

Le Tableau 4 compare les caractéristiques des territoires traités et témoins pour la deuxième vague de l’expérimentation⁷. Les variables non comprises entre 0 et 1 ont été normalisées lors de la procédure d’appariement⁸. Le Tableau 4 indique que pour toutes les variables sélectionnées, les valeurs moyennes dans les territoires traités et contrôles sont très proches. Les seules différences significatives au seuil de 10% ou moins sont les variables liées à la population, au taux de pauvreté, au coefficient de Gini et à certaines catégories d’aires urbaines. Pour rappel, la méthode des doubles différences ne requiert pas que les territoires témoins soient similaires en tous points aux territoires traités. Elle fait l’hypothèse d’une similarité en *tendance* plutôt qu’en *niveau*. La présence de différences de niveaux sur quelques variables entre territoires témoins et traités ne remet ainsi pas en cause la validité de la stratégie d’identification par appariement.

Le graphique 2 représente la distribution des scores de propension pour les unités traitées et témoins de la vague 2⁹. Les distributions grise (témoins) et rouge (traités) apparaissent assez similaires, ce qui rassure sur la qualité de l’appariement. Le Graphique 3 montre quant à lui la distribution géographique des territoires témoins et contrôles sur le territoire français. Nous observons que les territoires traités et témoins ont des tailles variables,

7. Le Tableau A1 présente les mêmes statistiques pour les territoires de la première vague de l’expérimentation.

8. La normalisation est la suivante : $x_{\text{normalisé}} = \frac{x - \min(x)}{\max(x) - \min(x)}$.

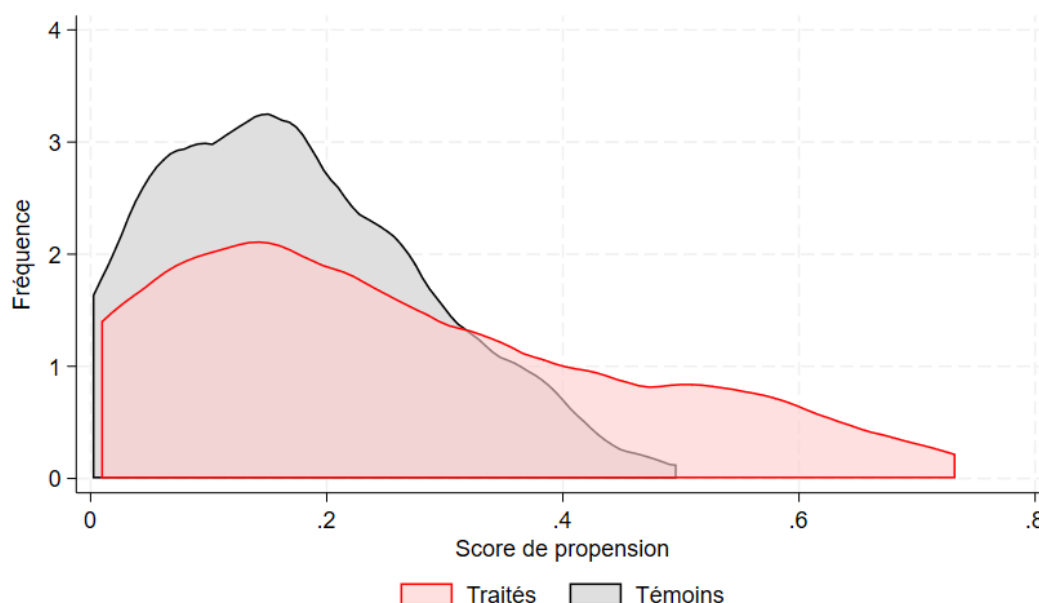
9. Le Graphique A1 montre la distribution des scores de propension pour les territoires de la vague 1 de l’expérimentation.

TABLEAU 4 – Tableau de balance au niveau territoire - vague 2

Variable	Traitement	Témoin	p-value
Coefficient de Gini	0,356	0,384	0,08
Revenu moyen par UC	0,168	0,156	0,24
Taux de pauvreté, seuil de 60%	0,22	0,361	0
Population	0,01	0,024	0,02
Homme seul	0,172	0,184	0,22
Femme seule	0,211	0,228	0,15
Couple sans enfant	0,217	0,204	0,33
Couple avec enfant.s	0,225	0,203	0,12
Famille monoparentale	0,127	0,138	0,24
Famille complexe	0,048	0,043	0,57
Age moyen des DE	0,429	0,427	0,85
Total DEFM A	0,014	0,03	0,22
DEFM A longue durée	0,012	0,031	0,27
Taux de croissance DEFM A	0,082	0,079	0,21
Allocataires RSA	0,022	0,04	0,24
Allocataires AAH	0,026	0,025	0,76
Allocataires PA	0,019	0,027	0,27
Montant RSA	0,024	0,045	0,25
Montant PA	0,02	0,029	0,32
Montant AAH+complément	0,027	0,025	0,7
Densité : Urbain Très dense Niv. 1	0	0,109	0,02
Densité : Urbain Très dense Niv. 2	0,457	0,37	0,4
Densité : Semi-Urbain Niv. 3	0,196	0,109	0,25
Densité : Semi-Urbain Niv. 4	0,13	0,022	0,05
Densité : Peu dense (50k–700k)	0,087	0,13	0,51
Densité : Peu dense (Paris +700k)	0,022	0,087	0,17
Densité : Peu dense hors AAV	0,065	0,065	1
Densité : Peu dense <50k hab.	0,043	0,109	0,24

Note : Echantillon des 46 TZCLD de la vague 2. Les variables non comprises entre 0 et 1 ont été normalisées de la façon suivante : $x_{\text{rescaled}} = \frac{x - \min(x)}{\max(x) - \min(x)}$. Les lignes sont en gras quand les différences entre territoires traités et témoins sont significatives.

GRAPHIQUE 2 – Distribution des scores de propension des territoires traités et témoins - vague 2



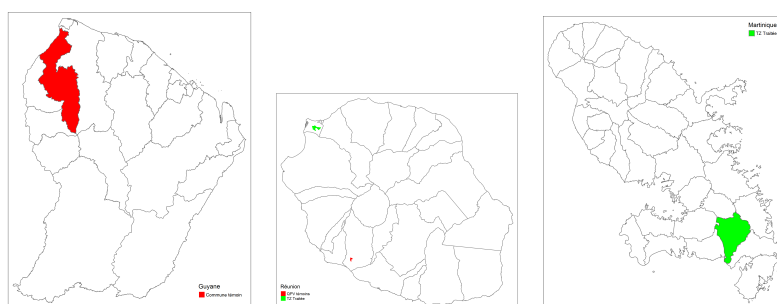
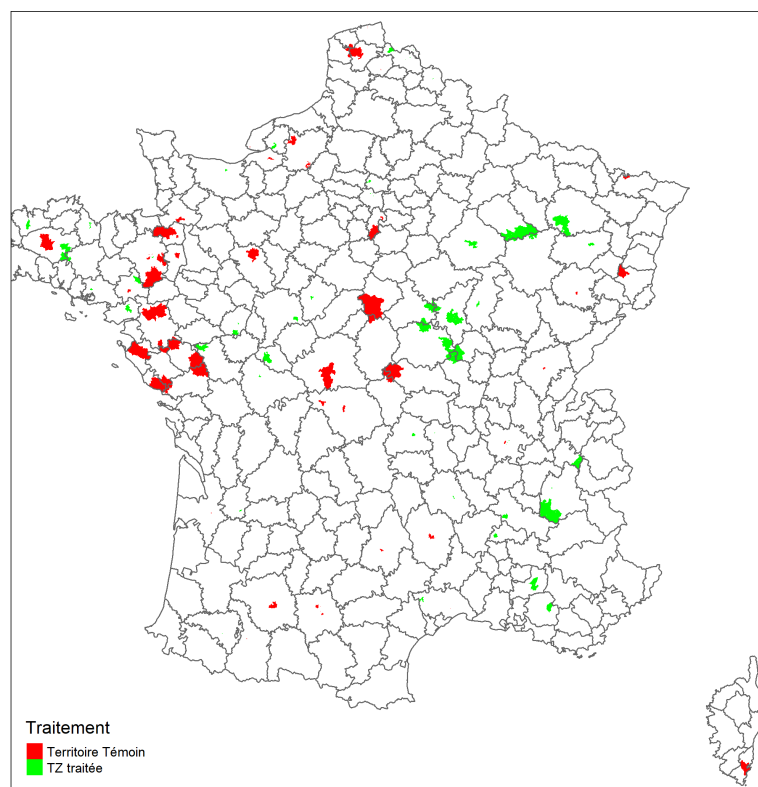
Note : Ce graphique montre la distribution du score de propension estimé par random forest pour les TZCLD traités et les territoires témoins appariés de la vague 2.

conformément à leurs délimitations hétérogènes, et sont répartis dans tout le territoire sans être trop à proximité les uns des autres.

4.2.2 Appariement individuel

Une fois la première étape d'appariement réalisée, la seconde étape consiste à identifier, au sein des territoires témoins appariés, les individus les plus similaires possibles aux individus salariés des EBE. La méthode d'appariement reprend la méthode utilisée au niveau territorial, à savoir l'estimation d'un score de propension par *random forest*. Les variables incluses pour estimer le score de propension sont calculées entre 30 mois et 6 mois avant l'entrée de chaque individu en EBE, et ce, pour éviter de mesurer les variables de l'appariement sur les quelques mois avant l'entrée en EBE où peuvent avoir lieu des effets d'anticipation. La transformation des données par contrat de travail de la DSN en un panel mensuel nécessite de faire certains choix. En particulier, lorsqu'un individu a plusieurs contrats de travail sur un même mois, les variables quantitatives (salaire, heures travaillées) sont additionnées, et un emploi principal est défini pour les variables qualitatives (type de contrat, PCS). L'emploi principal est défini comme celui ayant la plus haute rémunération. Les variables retenues pour l'appariement sont les suivantes :

GRAPHIQUE 3 – Carte des territoires traités et témoins - vague 2



Note : Cette carte montre la distribution géographique des TZCLD traités et des territoires témoins appariés de la vague 2.

- Variables démographiques : âge, sexe, niveau de diplôme, composition familiale, nationalité.
- Variables d’emploi mesurées entre 30 et 6 mois avant l’entrée dans l’ETZCLD : le nombre de mois avec 0, 1 et plusieurs contrats, le nombre moyen de contrats par mois, la somme du salaire perçu.
- Variables de chômage mesurées entre 30 et 6 mois avant l’entrée dans l’ETZCLD : nombre de demandes d’allocation, la somme des allocations chômage perçues, le type d’emploi recherché (métier, distance, temps de travail, salaire)
- Variables de minima sociaux : nombre de mois au RSA/AAH/PA entre 30 et 6 mois avant l’entrée dans l’ETZCLD ; somme des allocations perçues par type d’allocations.
- Autres variables caractérisant la situation sur le marché du travail : dernière PCS, expérience.

Le Tableau 5 compare les caractéristiques des individus traités et témoins, et fait ressortir en gras les valeurs pour lesquelles la différence de moyennes entre traités et témoins est significativement différente de zéro (avec une p-value inférieure à 0.1)¹⁰. Les individus traités et témoins diffèrent significativement sur un certain nombre de dimensions. Cependant, l’inclusion d’un très grand nombre de variables, si elle permet une meilleure prédiction du score de propension, rend plus difficile une similarité sur chacune des dimensions incluses. Enfin, pour rappel, la méthode des doubles différences ne requiert pas une similarité en niveau entre individus traités et témoins mais une similarité en tendance. L’inspection des tendances dans les variables d’intérêt des traités et témoins avant l’entrée en EBE permettra de vérifier si cette similarité en tendance est une hypothèse crédible.

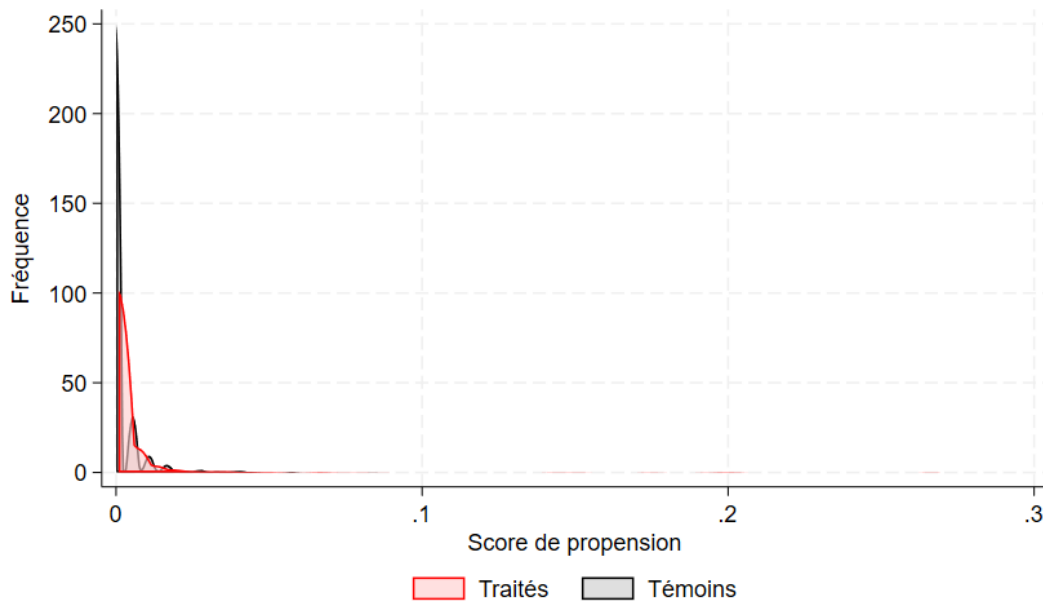
10. Le Tableau A2 montre les mêmes statistiques pour les individus de la vague 1 de l’expérimentation

TABLEAU 5 – Tableau de balance entre individus traités et témoins - vague 2

Variable	Traité	Témoin	p-value
% de femmes	0,556	0,526	0,1
% de non français	0,18	0,21	0,07
Expérience dans le ROME recherché, années	5,37	8,78	0
Temps partiel recherché	0,21	0,22	0,75
Salaire horaire brut recherché	24,64	39,80	0,03
Age moyen	46,5	50,0	0
Expérience dans le marché du travail, années	28,45	32,05	0
Somme totale d’allocations chômage perçues	5782,1	2233,7	0
Nombre de demandes auprès de France Travail	2,81	1,25	0
Nombre moyen de contrats par mois	0,25	0,05	0
Nombre de mois sans contrat	19,7	23,0	0
Nombre de mois avec un seul contrat	3,48	0,87	0
Nombre de mois avec plusieurs contrats	0,817	0,139	0
Somme totale du salaire perçu	4741	1408	0
Somme de RSA perçu	4055,9	674,8	0
Somme de PA perçu	958,4	238,4	0
Somme de AAH perçu	1254,7	345,4	0
Somme de CAAH perçu	44,2	17,5	0,01
Total minima sociaux	6313	1276	0
Nombre de mois avec RSA	7,807	1,348	0
Nombre de mois avec AAH	1,7	0,455	0
Nombre de mois avec PA	4,64	1,03	0
Ménage : Homme seul, sans enfant	0,266	0,248	0,27
Ménage : Femme seule, sans enfant	0,152	0,162	0,45
Ménage : Homme marié, sans enfants	0,031	0,085	0
Ménage : Femme mariée, sans enfants	0,051	0,128	0
Ménage : Homme marié, avec enfant.s	0,101	0,103	0,9
Ménage : Femme mariée, avec enfant.s	0,196	0,169	0,06
Ménage : Homme seul, avec enfant.s	0,046	0,038	0,31
Ménage : Femme seule, avec enfant.s	0,157	0,067	0
Mobilité recherchée : ≤ 15 min	0,198	0,223	0,09
Mobilité recherchée : 15-30 min	0,525	0,488	0,04
Mobilité recherchée : 30min-1h	0,256	0,27	0,38
Contrat recherché : CDI	0,892	0,885	0,56
Contrat recherché : CDD	0,101	0,112	0,31
Niveau d’études : Certificat d’études primaires	0,029	0,027	0,82
Niveau d’études : Brevet des collèges	0,064	0,071	0,42
Niveau d’études : CAP / BEP	0,375	0,333	0,02
Niveau d’études : Bac	0,188	0,203	0,29
Niveau d’études : Bac + 2	0,097	0,07	0,01

Note : Echantillon de 2942 individus issus des 46 TZCLD traités et des 46 territoires témoins de la vague 2. Les lignes sont en gras quand les différences entre territoires traités et témoins sont significatives. Certaines catégories sont exclues car elles représentaient peu de personnes.

GRAPHIQUE 4 – Distribution des scores de propension des individus traités et témoins - vague 2



Note : Ce graphique montre la distribution du score de propension estimé par random forest pour individus traités et les individus témoins appariés dans les TZCLD traités et les territoires témoins appariés de la vague 2.

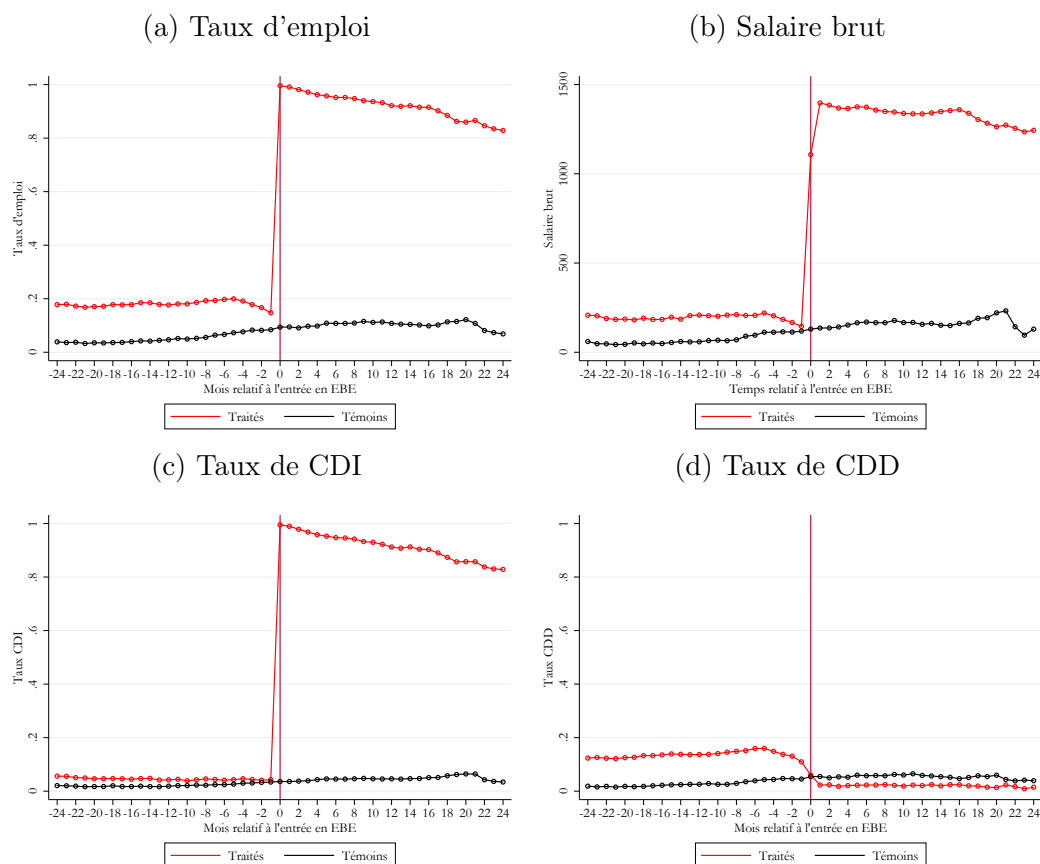
5 Résultats

5.1 Analyse par double appariement

Le Graphique 5 présente les moyennes des principaux indicateurs pour les individus traités par l'ETZCLD, ainsi que pour leurs témoins appariés, dans les TZCLD relevant de la deuxième vague de déploiement de l'expérimentation. L'axe des abscisses indique le temps (en mois) relatif à l'entrée en EBE de l'individu traité, et la ligne verticale pointillée marque le premier mois d'entrée en EBE. La fenêtre d'analyse retenue couvre 24 mois avant l'entrée en EBE, afin d'examiner la validité de l'hypothèse de tendances parallèles, ainsi que 24 mois après l'entrée en EBE, pour évaluer les effets à moyen terme. L'échantillon comprend au total 1 471 bénéficiaires, chacun apparié à un individu témoin selon notre double appariement, à la fois territorial et individuel. Le Graphique A3 en annexe illustre les mêmes moyennes pour les indicateurs d'emploi et de salaire, cette fois pour les individus des territoires traités lors de la première vague.

Malgré un taux d'emploi légèrement supérieur parmi les individus traités par rapport aux témoins avant l'entrée en EBE, les tendances observées sont globalement stables et parallèles, ce qui soutient la validité de notre stratégie d'estimation en doubles différences. On

GRAPHIQUE 5 – Evolution des moyennes chez les traités et les contrôles appariés - vague 2



Note : Echantillon des 1 471 individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 2 et des 1 471 individus témoins appariés. Le temps est mesuré en mois relatif à l'entrée en EBE.

observe toutefois un léger effet d'anticipation au cours des trois mois précédant l'entrée en EBE, probablement lié au fait que, dès cette période, les bénéficiaires peuvent anticiper leur participation au programme et pourraient dès lors cesser de travailler ou de chercher un autre emploi. Afin d'éviter que cet effet d'anticipation ne biaise nos estimations, nous retenons comme période de référence le mois T-11 dans les doubles différences dynamiques. Cela signifie que les coefficients issus de la double différence dynamique s'interprètent comme le changement dans la variable examinée par rapport au niveau en T-11. Il convient également de noter que l'appariement individuel a été réalisé sur la base des caractéristiques observables entre T-30 et T-6, soit bien avant la période d'anticipation, ce qui garantit la validité de l'appariement.

S'agissant des effets observés, par construction, la totalité des individus traités (100%) sont en emploi au moment de leur entrée en EBE. Ce taux diminue progressivement au fil du temps, pour atteindre environ 80% deux ans après l'entrée. Du côté des salaires, le salaire brut moyen au moment de l'entrée en EBE est d'environ 1 400 €, avant de décroître

légèrement pour se stabiliser autour de 1 250 € deux ans plus tard. Il est important de souligner que, bien que tous les individus traités soient embauchés au SMIC, certains ne prennent pas un emploi à temps plein (la quotité moyenne est de 0,73 équivalent temps plein, et la quotité moyenne effective de 0,67 ETP si l'on se concentre sur le seul emploi en EBE), ce qui explique un salaire brut moyen inférieur au SMIC à temps plein. Les tendances observées chez les individus dans les TZCLD de la vague 1 sont très similaires.

Les panneaux (c) et (d) du Graphique 5 distinguent l'effet sur l'emploi selon le type de contrat, entre CDI et CDD. De manière très nette, presque aucun individu — qu'il soit traité ou témoin — n'était en CDI avant l'entrée en EBE, ce qui rend l'effet observé sur l'emploi en CDI d'autant plus marquant. À l'inverse, environ 20% des individus traités étaient employés en CDD avant l'expérimentation, ce qui explique l'effet négatif observé sur la probabilité d'occuper un emploi en CDD après l'entrée dans l'ETZCLD.

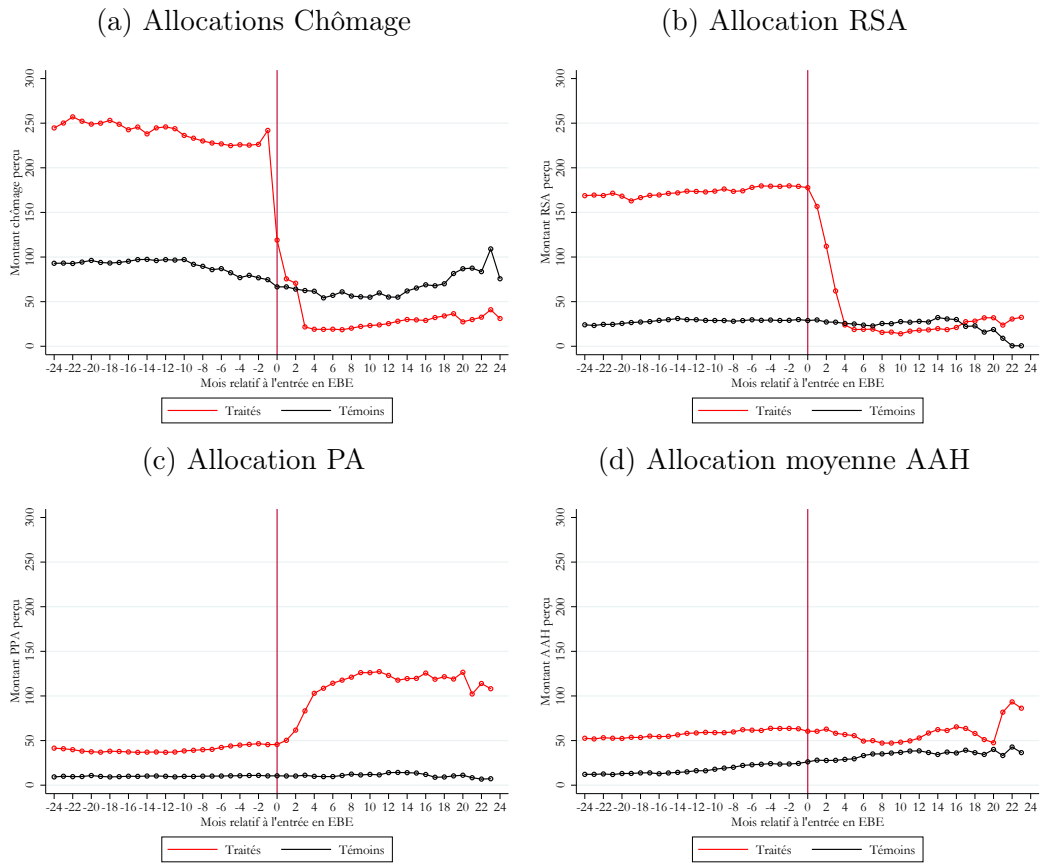
Il est important de noter que, bien que tous les emplois en EBE soient en CDI, le taux de CDD ne tombe pas à zéro juste après l'entrée dans le dispositif. Il reste autour de 2,5%, ce qui pourrait s'expliquer par la situation de certains bénéficiaires occupant un emploi à temps partiel en EBE tout en conservant un contrat en CDD auprès d'un autre employeur ou des départs très précoces des EBE. Le Graphique A4 en annexe présente l'évolution moyenne de la probabilité d'entrer en CDI ou en CDD hors EBE. Ces deux probabilités diminuent de manière durable après l'entrée en EBE, ce qui suggère que le dispositif ne joue pas un rôle de tremplin vers d'autres formes d'emploi.

Le Graphique 6 présente l'évolution des montants moyens perçus dans les principales allocations (chômage, RSA, prime d'activité et AAH), dont certaines sont perçues au niveau du ménage, pour les individus traités et leurs témoins, avant et après l'entrée en EBE. Le Graphique A5 en annexe, illustre la même dynamique pour la probabilité de percevoir chacune de ces allocations, c'est-à-dire d'être bénéficiaire en étant ouvrant droit ou ayant droit. Le principal changement en termes monétaires concerne l'allocation chômage, dont le montant moyen passe d'environ 250 € à 20 €. Le RSA diminue également, passant de 175 € à 20 €, tandis que la prime d'activité augmente de 50 € à environ 125 €. Concernant l'AAH, la probabilité de perception reste globalement stable, mais le montant perçu diminue légèrement, probablement en raison de la prise en compte des revenus d'activité dans le calcul de cette allocation.

Le Graphique 7 présente les résultats de l'analyse en doubles différences dynamiques pour les principaux indicateurs de la vague 2¹¹. Ces graphiques affichent les coefficients estimés et les intervalles de confiance à 95% en fonction du temps relatif à l'entrée en

11. Le Graphique A6 (en annexe) présente les résultats pour l'emploi et le salaire dans la vague 1, et le Graphique A7 (en annexe) présente les résultats pour d'autres indicateurs de la vague 2

GRAPHIQUE 6 – Evolution des moyennes des allocations reçues chez les traités et les contrôles appariés - vague 2



Note : Echantillon des 1 471 individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 2 et des 1 471 individus témoins appariés. Le temps est mesuré en mois relatif à l'entrée en EBE.

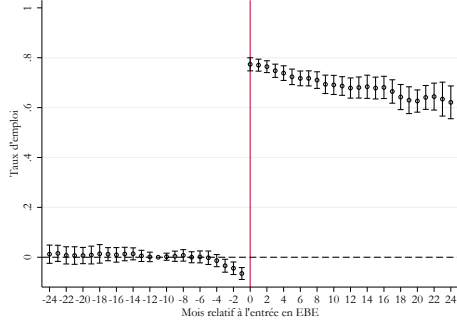
EBE, couvrant une période allant de 24 mois avant à 24 mois après l'entrée, avec $T - 11$ comme période de référence.

La période précédant l'entrée en EBE sert de test de l'hypothèse des tendances parallèles, qui constitue l'hypothèse centrale d'une analyse en doubles différences. Si les coefficients estimés avant l'entrée dans le programme sont proches de zéro, ou si leurs intervalles de confiance incluent zéro, cela confirme que les futurs bénéficiaires de l'expérimentation et leurs témoins appariés suivaient bien des trajectoires similaires avant le traitement. Par la suite, les coefficients estimés sur la période postérieure à l'entrée permettent de mesurer les écarts d'évolution (emploi, salaire, etc.) entre les bénéficiaires de l'ETZCLD et leurs témoins, et ainsi d'identifier les effets dynamiques du programme.

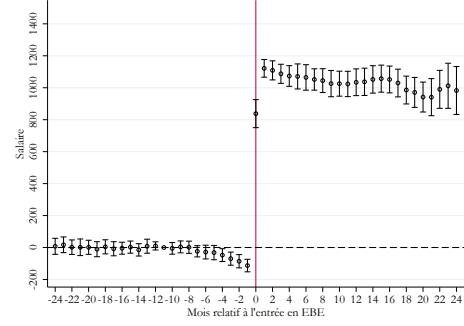
Les résultats mettent en évidence des tendances parallèles avant traitement sur l'ensemble des indicateurs, à l'exception du léger effet d'anticipation les trois mois précédant l'entrée, que l'on retrouve sur le taux d'emploi et le salaire. L'effet sur l'emploi atteint 77 points

GRAPHIQUE 7 – Doubles différences dynamiques - vague 2

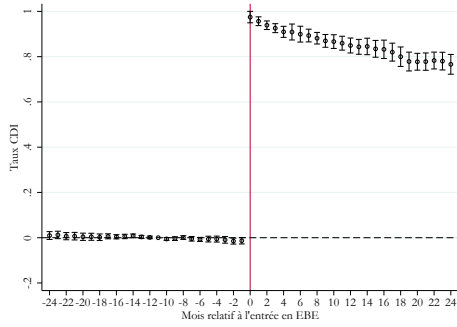
(a) Taux d'emploi



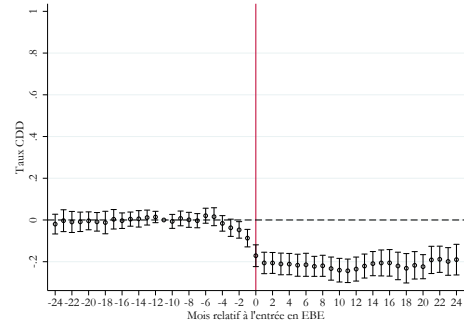
(b) Salaire



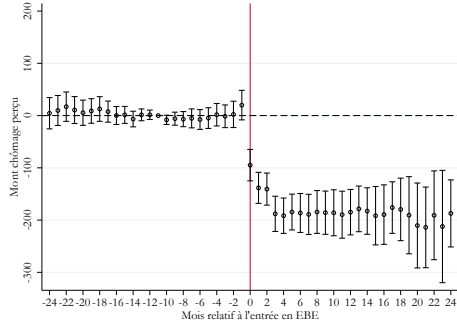
(c) Taux de CDI



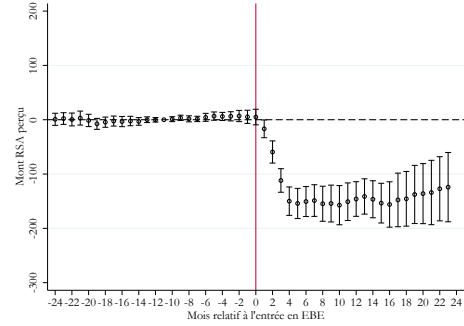
(d) Taux de CDD



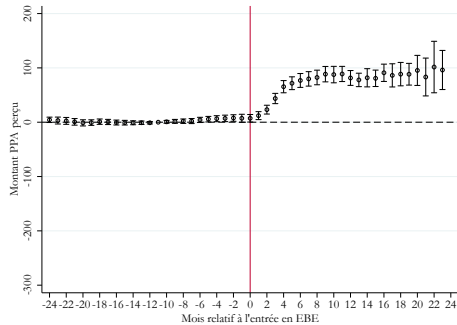
(e) Allocations Chômage



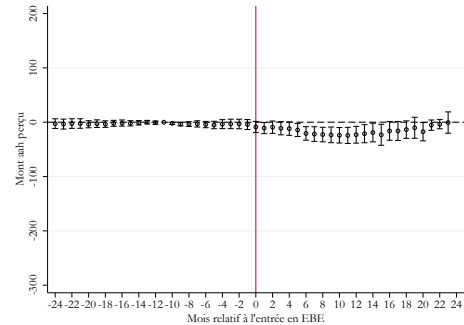
(f) Allocations RSA



(g) Allocations PA



(h) Allocations AAH



Note : Echantillon des 1 471 individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 2 et des 1 471 individus témoins appariés. Le temps est mesuré en mois relatif à l'entrée en EBE. Ce graphique montre les coefficients $\beta_{t,i}$ issus de l'estimation de l'équation (1). Intervalles de confiance à 95%. La période de référence est 11 mois avant le traitement.

de pourcentage le mois de l'entrée en EBE. Cela implique qu'en l'absence du programme, environ 20% des participants auraient trouvé un emploi par d'autres canaux. Cet effet décroît progressivement pour se stabiliser autour de 60 points de pourcentage deux ans après l'entrée. Pour les individus traités dans la vague 1, l'effet est légèrement plus modeste (Graphique A6) : il passe de 70 points de pourcentage le premier mois à environ 55 points en fin de période. Ces effets dynamiques ne semblent pas dus à une sélection des individus observés sur l'ensemble de la période, car les résultats sont très similaires lorsque l'on restreint l'analyse à un panel cylindré composé des 237 individus entrés en EBE avant juin 2024 et présents dans les données pendant deux années consécutives (Graphique A8 en annexe). Concernant les salaires, l'effet estimé s'élève à environ 1 200 € au deuxième mois suivant l'entrée en EBE (soit le premier mois complet), puis diminue progressivement pour atteindre environ 1 000 € en fin de période.

L'effet sur la probabilité d'être en CDI est proche de 100 points de pourcentage au moment de l'entrée en EBE, puis décroît progressivement pour se stabiliser autour de 80 points de pourcentage. À l'inverse, la probabilité d'être en CDD diminue de 20 points de pourcentage, un effet qui reste stable sur l'ensemble de la période. Du côté des prestations sociales, on observe une baisse moyenne de 180 € pour les allocations chômage, de près de 110 € pour le RSA, ainsi qu'une diminution temporaire de l'AAH, atteignant un minimum de 20 €. En revanche, les montants de la prime d'activité augmentent progressivement pour atteindre environ 90 €. Le Graphique A9 en annexe résume l'effet sur le total des revenus, s'élevant à environ 750 €, et le désagrège dans ses différentes composantes.

Le Tableau 6 montre les coefficients statiques obtenus par une régression où l'indicateur post-traitement est interagi avec l'indicateur de groupe de traitement. Ces coefficients nous informent donc des effets moyens du dispositif sur la probabilité d'être en emploi à n'importe quel moment dans les deux ans suivant l'entrée d'un individu en EBE. L'effet emploi est de 74 points de pourcentage pour les individus en EBE dans les TZCLD de la vague deux et de 66 points de pourcentage pour les individus en EBE dans les TZCLD de la vague un. L'effet salaire est de 1 076 € pour les premiers et de 1 013 € pour les deuxièmes. L'effet sur la somme des variables de revenus, allocations comprises, s'élève à 765 € en moyenne pour un individu de la vague deux. Etant donné que le revenu total (salaire brut + AAH + RSA + ARE + PA) des bénéficiaires avant leur entrée dans le dispositif s'élevait à environ 700 € par mois, ce résultat signifie que l'ETZCLD conduit à doubler le revenu des bénéficiaires.

Hétérogénéité : Les Tableaux A3, A4, A5 et A6 en annexe explorent l'hétérogénéité de l'effet selon plusieurs dimensions : l'âge, le sexe et la situation familiale (Tableau A3) ; le sexe interagi avec la situation familiale (Tableau A4) ; le sexe interagi avec l'âge (Tableau

TABLEAU 6 – Doubles différences statiques

	Vague 2		Vague 1	
	Emploi	Salaire	Emploi	Salaire
Coefficient	0,736*** (0,0127)	1076*** (34,82)	0,661*** (0,0158)	1013*** (65,93)
Observations	121 428	121 428	26 286	26 286
R2	0,733	0,67	0,711	0,679
	Vague 2			
	CDD	CDI	CDI hors EBE	CDD hors EBE
Coefficient	-0,193*** (0,0207)	0,902*** (0,0105)	-0,0448*** (0,00602)	-0,189*** (0,0209)
Observations	121 428	121 428	121 428	121 428
R2	0,323	0,853	0,542	0,324
	Vague 2			
	Montant chômage	Montant RSA	Montant PA	Montant AAH
Coefficient	-180,6*** (10,99)	-107,4*** (10,16)	50,27*** (3,604)	-11,07*** (4,244)
Observations	104 950	110 702	104 950	104 950
R2	0,564	0,529	0,876	0,707

Note : Erreur type en parenthèse. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Le tableau montre l'effet moyen de l'ETZCLD sur les deux ans suivant l'entrée de l'individu en EBE.

A5) ; et enfin le niveau d'urbanité du territoire (Tableau A6). Ces résultats, limités à la deuxième vague et issus de régressions en doubles différences statiques, révèlent des effets globalement homogènes, avec quelques nuances.

L'effet sur l'emploi est identique pour les hommes et les femmes (+74 pp). En revanche, l'effet sur le salaire est légèrement plus élevé pour les hommes (+1 127 €) que pour les femmes (+1 034 €). Cette différence s'explique vraisemblablement par un recours plus fréquent au temps partiel chez les femmes en EBE, alors que tous les salariés en EBE

sont rémunérés au SMIC. Par tranche d'âge, l'effet emploi est légèrement plus marqué chez les 25-55 ans, tandis que l'effet salaire est le plus élevé chez les jeunes de moins de 25 ans, probablement car ils cherchent davantage à travailler à temps plein. Des écarts apparaissent aussi selon la situation familiale : l'effet emploi est un peu plus faible pour les personnes en couple sans enfants (hommes comme femmes), peut-être parce qu'elles trouvent plus facilement un emploi hors du dispositif. Enfin, on observe des différences selon le niveau d'urbanité. L'effet emploi est plus important en zone urbaine (+76 pp) qu'en zones intermédiaires ou rurales (+71 à +73 pp). De même, l'effet salaire est plus élevé en zone urbaine (+1 138 €) que dans les zones intermédiaire (+1 055 €) ou rurale (+1 004 €). Dans l'ensemble, ces écarts restent modestes, et ne sont pour la plupart pas statistiquement significatifs.

Robustesse : En plus de la robustesse à l'analyse sur panel cylindré, déjà citée dans la description des résultats et reportée dans le Graphique A8 en annexe, nous testons la robustesse des résultats à une analyse événementielle où les bénéficiaires traités en fin de période servent de contrôles aux bénéficiaires traités en début de période. L'estimation est réalisée en utilisant l'estimateur de [De Chaisemartin et d'Haultfoeuille \(2020\)](#) et les résultats sont reportés dans le Graphique A10 en annexe, séparément pour les individus de la première et la deuxième vague. On trouve des effets légèrement plus marqués, avec un effet emploi en moyenne sur les 24 mois suivant l'entrée en EBE autour de 80 points de pourcentage et un effet salaire autour de 1 250 €.

5.2 Comparaison avec l'Insertion par l'Activité Economique

Dans cette partie de l'analyse, nous comparons les effets de l'ETZCLD à ceux de l'IAE (Insertion par l'Activité Économique). Ces deux dispositifs s'adressent à des publics similaires, ciblant des personnes éloignées de l'emploi, bien que l'IAE mette un accent particulier sur les jeunes. Une différence structurelle majeure réside dans le fait que l'IAE propose des contrats à durée déterminée (CDD), tout en offrant un accompagnement renforcé visant à faciliter la transition vers un emploi dans le secteur non-aidé. Parmi les dispositifs de l'IAE, les Ateliers et Chantiers d'Insertion (ACI) sont ceux qui présentent le plus de similitudes avec l'ETZCLD, notamment en raison de la plus grande proximité du taux de prise en charge et du profil des publics accueillis. Afin de garantir la comparabilité entre les deux populations, nous excluons de notre échantillon IAE/ACI les bénéficiaires résidant dans des territoires couverts par l'expérimentation. Cette restriction permet d'éviter d'éventuels biais de sélection liés au fait que, dans ces zones, les deux dispositifs peuvent coexister et s'adresser à un même public.

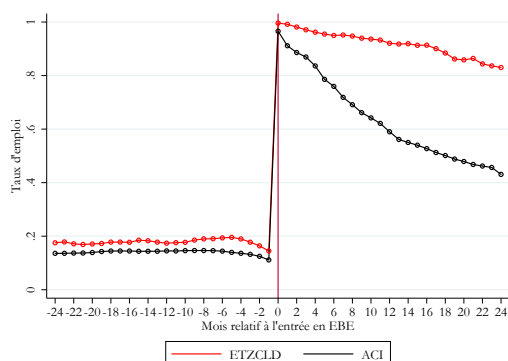
Le Graphique 8 compare les bénéficiaires de l'ETZCLD à ceux de l'ACI, entrés dans leur dispositif respectif à la même période. Les deux premiers graphiques présentent l'évolution moyenne de l'emploi et du salaire avant et après l'entrée dans le dispositif pour chaque groupe. Les deux graphiques suivants affichent les effets estimés à partir d'un modèle en doubles différences dynamique, où les bénéficiaires de l'expérimentation sont considérés comme le groupe traité, et les bénéficiaires ACI comme groupe de contrôle. Le Graphique A11, présenté en annexe, teste la solidité de cette estimation. Il intègre des variables de contrôle démographiques afin de renforcer la comparabilité entre les deux populations, et étend l'analyse en comparant les bénéficiaires de l'ETZCLD à l'ensemble des bénéficiaires de l'IAE, sans se limiter aux seuls bénéficiaires de l'ACI.

Avant l'entrée dans le dispositif, les bénéficiaires de l'ETZCLD et ACI présentent des taux d'emploi et des niveaux de salaire globalement similaires, bien que les bénéficiaires de l'expérimentation affichent en moyenne des niveaux légèrement supérieurs. Le premier mois suivant l'entrée, le taux d'emploi atteint 100% dans les deux groupes, par construction. Cependant, dès le deuxième mois, des écarts notables apparaissent : les bénéficiaires ACI retournent progressivement vers le non-emploi, et ce, bien plus rapidement que ceux de l'ETZCLD. Au bout de deux ans, 80% des bénéficiaires de l'ETZCLD sont toujours en emploi, contre seulement 40% pour les ACI. Cet écart se traduit par un effet emploi qui s'accroît rapidement en faveur de l'ETZCLD, atteignant 40 points de pourcentage après deux ans. L'effet sur les salaires suit une trajectoire similaire : il se stabilise autour de 600 € supplémentaires par mois pour les bénéficiaires de l'ETZCLD après environ un an. Ces résultats restent robustes lorsqu'on introduit des variables de contrôle démographiques ou lorsqu'on élargit la comparaison à l'ensemble des bénéficiaires de l'IAE.

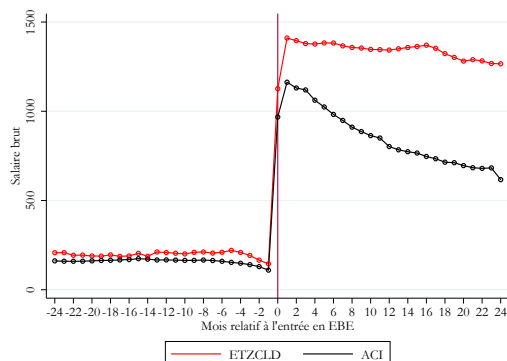
Enfin, une autre question primordiale réside dans la capacité respective des deux dispositifs à favoriser le retour durable vers l'emploi non aidé, notamment dans le secteur marchand. Cet objectif est explicitement inscrit dans la logique de l'IAE, ce qui n'est pas le cas pour l'ETZCLD. Le Graphique 9 présente les effets des deux dispositifs sur le taux d'emploi en CDD et CDI hors contrats aidés. Très rapidement, un écart se creuse en défaveur de l'ETZCLD : le taux d'emploi en CDD non aidé est supérieur de 12 à 15 points chez les bénéficiaires IAE après deux ans, et l'écart est de même ordre pour les CDI. Ces résultats suggèrent que l'IAE parvient mieux à réinsérer ses bénéficiaires dans l'emploi classique. Cependant, le Graphique 8 montre que cette meilleure insertion dans l'emploi non subventionné s'accompagne d'un revers : une part plus importante des bénéficiaires de l'IAE se retrouve sans emploi en général, traduisant une insertion plus fragile ou moins pérenne que dans l'ETZCLD.

GRAPHIQUE 8 – Comparaison avec l'ACI - vague 2

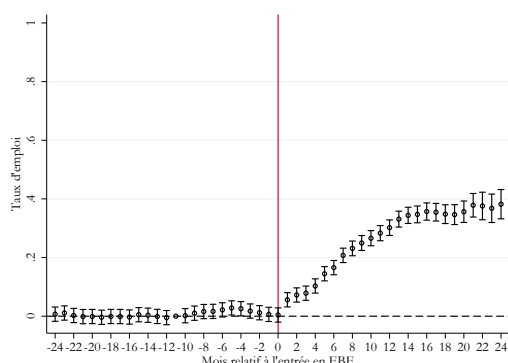
(a) Moyenne taux d'emploi



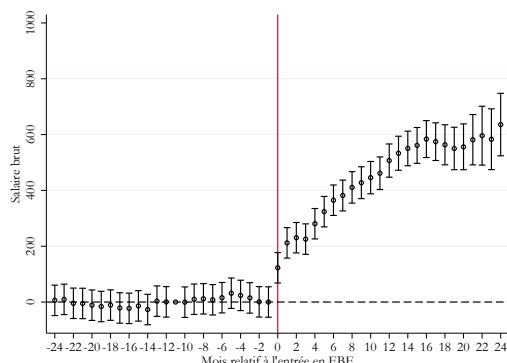
(b) Moyenne salaire



(c) Effet dynamique taux d'emploi



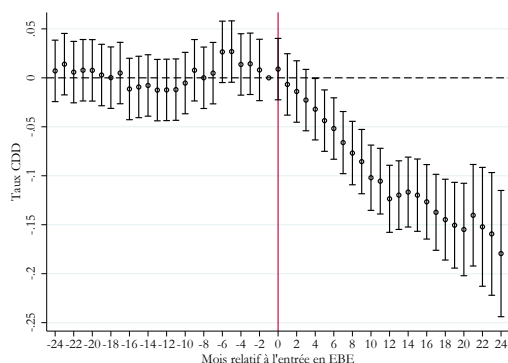
(d) Effet dynamique salaire



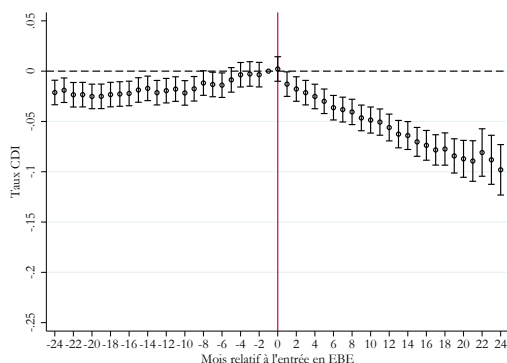
Note : Echantillon des 1554 individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 2 et des 99535 individus entrés en ACI au même moment. Le temps est mesuré en mois relatif à l'entrée en EBE/ACI. Ce graphique montre les coefficients $\beta_{t,i}$ issus de l'estimation de l'équation (3). Intervalles de confiance à 95%. La période de référence est 11 mois avant le traitement.

GRAPHIQUE 9 – Comparaison avec l'ACI - vague 2

(a) CDD hors EBE/IAE



(b) CDI hors EBE/IAE



Note : Echantillon des 1554 individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 2 et des 99535 individus entrés en ACI au même moment. Le temps est mesuré en mois relatif à l'entrée en EBE/ACI. Ce graphique montre les coefficients $\beta_{t,i}$ issus de l'estimation de l'équation (3). Intervalles de confiance à 95%. La période de référence est 1 mois avant le traitement.

5.3 Effets de bord internes

Dans cette section, nous analysons les effets indirects potentiels de l'ETZCLD sur la population non-bénéficiaire. L'objectif est d'évaluer si le déploiement du dispositif a eu un impact sur les habitants des territoires concernés qui n'ont pas directement pris part à l'expérimentation. La population générale résidant dans les zones TZCLD étant beaucoup plus nombreuse que le nombre de salariés en EBE, un éventuel impact sur l'ensemble des non-bénéficiaires serait vraisemblablement trop diffus pour être détecté statistiquement. Nous concentrons donc l'analyse sur les personnes présentant des caractéristiques socio-économiques proches de celles des bénéficiaires de l'expérimentation, car elles constituent le groupe le plus susceptible d'être affecté indirectement. En l'absence d'effet mesurable pour ce sous-groupe, il est peu probable que d'autres catégories de la population locale en présentent.

Deux effets théoriques opposés peuvent être envisagés : d'un côté, en offrant un emploi stable aux bénéficiaires de l'ETZCLD, le dispositif a pu réduire la concurrence pour les emplois disponibles dans le secteur marchand, facilitant ainsi le retour à l'emploi d'autres PPDE. Ce mécanisme correspond à l'hypothèse dite de "supplémentarité" : chaque emploi créé par l'ETZCLD s'ajoute à ceux déjà existants, sans les substituer ¹².

D'un autre côté, si les activités menées par les EBE entrent en concurrence directe avec celles d'acteurs du secteur marchand susceptibles d'embaucher des individus éloignés de l'emploi, il est possible que le dispositif ait eu un effet d'éviction, réduisant les opportunités pour les demandeurs d'emploi restés hors du programme. L'importance relative de ces deux effets de bord étant incertaine, seule une analyse empirique rigoureuse permet de trancher.

La première étape de l'analyse consiste à identifier les PPDE non-bénéficiaires de l'expérimentation qui résident dans un TZCLD, afin d'estimer chez eux d'éventuels effets de bord. Pour ce faire, nous retenons une démarche cohérente avec celle utilisée dans la section précédente. Plus précisément, nous appliquons le même modèle de prédiction de la probabilité d'intégrer un jour une EBE, construit à partir des caractéristiques observables des individus dans les TZCLD, mesurées au cours des deux années précédant l'habilitation du territoire. Ce modèle permet ainsi d'identifier les variables qui prédisent l'entrée en EBE et, par conséquent, de caractériser les individus susceptibles d'être PPDE dans les territoires de l'expérimentation.

Une fois le score de propension estimé pour chaque individu (c'est-à-dire la probabilité

12. Ces mêmes individus peuvent aussi profiter d'un regain d'activité locale du fait de l'augmentation du revenu des bénéficiaires, mais aussi de l'activité créée par les EBE, même si cette hypothèse est moins crédible du fait de la taille limitée des EBE à ce stade l'expérimentation.

prédite d'entrer en EBE), il convient de définir un seuil à partir duquel un individu est considéré comme PPDE. Dans notre analyse principale, nous retenons un seuil de 0,80 : au-delà de cette valeur, 80% des individus sont effectivement bénéficiaires de l'ETZCLD. Nous nous intéressons donc aux 20% restants, c'est-à-dire aux personnes qui présentent une probabilité très élevée (80%) d'intégrer le dispositif compte tenu de leurs caractéristiques observables, mais qui, pour des raisons que nous considérons indépendantes de nos variables d'intérêt, ne deviennent jamais bénéficiaires sur la période étudiée. Dans un exercice de robustesse, nous montrons par ailleurs que les résultats demeurent similaires lorsque nous adoptons un seuil moins restrictif fixé à 0,50.

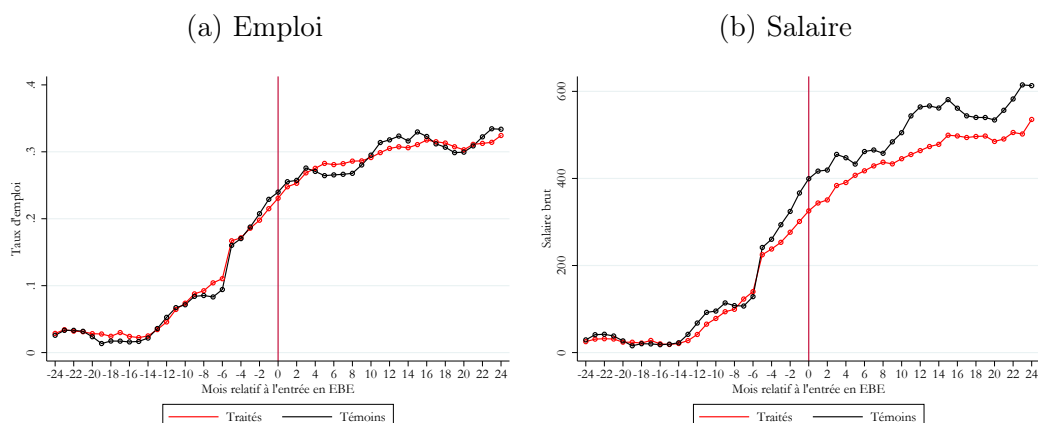
Nous appliquons ensuite ce même seuil pour identifier les PPDE dans les territoires témoins appariés précédemment. Ces individus constituent notre groupe de contrôle, dans la mesure où ils résident dans des territoires où l'ETZCLD n'a pas été déployée, et où l'on ne s'attend donc pas à observer d'effets indirects liés à l'expérimentation ¹³.

Le Graphique A12 en annexe présente la distribution des scores de propension des individus non-bénéficiaires dans les territoires traités et de l'ensemble des individus dans les territoires témoins, ainsi que le seuil retenu pour définir les PPDE. Les distributions apparaissent globalement similaires. Le Tableau A7 compare le profil des bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 2 avec celui des individus identifiés comme PPDE par l'algorithme, mais non-bénéficiaires. La similarité de leurs profils nous rassure sur la qualité de notre modèle de prédiction. Ensuite, le Graphique 10 montre l'évolution de la moyenne d'emploi et de salaire des PPDE non-bénéficiaires dans les TZCLD et de leurs témoins (le Graphique A13 reproduit ces résultats en utilisant le seuil alternatif de 0,5 pour identifier les PPDE).

Nous observons une amélioration progressive du taux d'emploi au fil du temps : en début de période, 97% des personnes identifiées comme PPDE non-bénéficiaires sont sans emploi. Ensuite, une partie d'entre eux retrouve progressivement un emploi et un salaire, si bien que le taux d'emploi atteint 25% en fin de période. Cette amélioration progressive s'explique par un effet de sélection : le score de propension que nous utilisons sélectionne les individus à partir de leur situation, plutôt mauvaise, sur le marché du travail avant l'habilitation des TZCLD. Ce qui importe ici, toutefois, ce sont les différences entre les PPDE non-bénéficiaires vivant dans les TZCLD et ceux situés dans les territoires témoins. Or, les deux courbes suivent des trajectoires quasi identiques en termes de taux d'emploi (les deux courbes se superposent), et ne divergent que très légèrement s'agissant des salaires. Cela suggère que l'ETZCLD n'a pas eu d'effet indirect notable sur les non-bénéficiaires, ni dans un sens, ni dans l'autre.

13. Cette analyse se limite à la population de la deuxième vague de l'expérimentation ainsi qu'aux territoires témoins qui lui sont associés.

GRAPHIQUE 10 – Évolution des moyennes chez les PPDE non-bénéficiaires dans les TZ-CLD et territoires contrôles

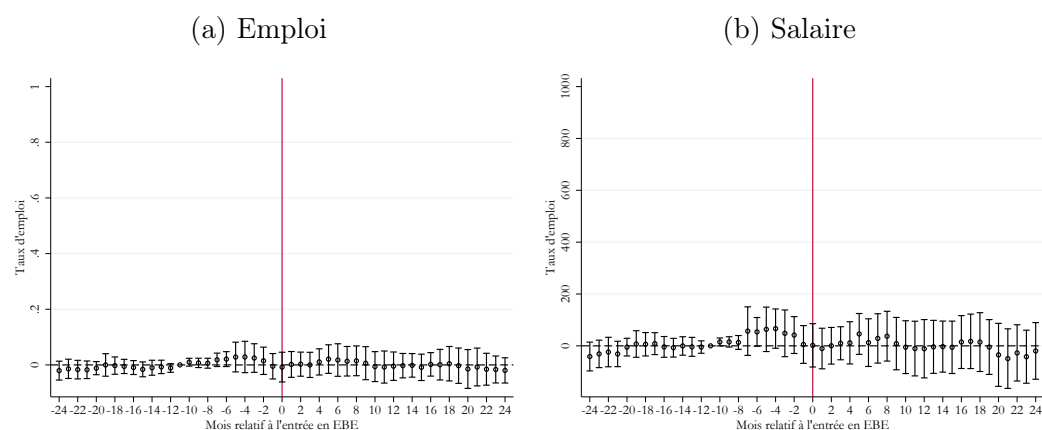


Note : Cette figure présente l'évolution moyenne du taux d'emploi et des salaires des individus non bénéficiaires de l'expérimentation, identifiés comme PPDE (score de propension supérieur à 0,8). Elle compare ceux résidant dans les territoires couverts par l'ETZCLD à ceux vivant dans les territoires témoins appariés.

Pour confirmer ce constat de façon causale, le Graphique 11 présente les résultats d'une analyse en doubles différences dynamique réalisée sur un panel cylindré. Cela signifie que seuls les individus observés sur l'ensemble de la période sont conservés, ce qui garantit que les effets estimés ne puissent pas être attribués à des différences d'attrition dans l'échantillon. Le graphique affiche les coefficients estimés pour les différences de tendances entre les PPDE non-bénéficiaires des TZCLD et ceux des territoires témoins, en prenant comme période de référence le onzième mois précédant l'habilitation du territoire à l'ETZCLD. Le Graphique A14, en annexe, reproduit cette analyse en utilisant un seuil de 0,5 pour l'identification des PPDE non-bénéficiaires.

Ces graphiques confirment l'absence d'impact indirect de l'ETZCLD sur les PPDE non-bénéficiaires, que ce soit en termes de taux d'emploi ou de salaire. Les coefficients estimés demeurent très proches de zéro pendant les deux années suivant le lancement de l'expérimentation. Cela signifie que les deux effets évoqués plus haut (supplémentarité et concurrence avec le secteur privé) sont soit négligeables, soit se compensent quasi parfaitement dans les territoires étudiés. Enfin, il convient de préciser que notre analyse ne permet de mesurer que les effets de bord sur les non-bénéficiaires résidant à l'intérieur des TZCLD. Nous ne pouvons donc pas exclure l'existence d'effets plus larges, mais potentiellement plus diffus, sur les populations vivant dans les territoires avoisinants. Notre méthodologie, en comparant territoire à territoire, ne permet pas de mesurer ces potentiels effets.

GRAPHIQUE 11 – Doubles différences dynamiques sur les effets de bord internes



Note : Le temps est mesuré en mois relatifs à l'entrée du territoire en EBE. Le graphique présente les coefficients issus d'une analyse en doubles différences dynamique, comparant les PPDE non bénéficiaires résidant dans les TZCLD (traités) à ceux des territoires témoins (contrôles), avant et après l'habilitation. Le mois T-11 sert de période de référence. Les points indiquent les coefficients estimés, et les barres verticales représentent les intervalles de confiance à 95%.

6 Quels coûts évités et recettes supplémentaires pour les finances publiques du fait de la participation des bénéficiaires à l'expérimentation ?

6.1 Comment estimer les coûts évités et recettes supplémentaires pour les finances publiques du fait de la participation des bénéficiaires ?

Au-delà des résultats déjà présentés, la participation des bénéficiaires à l'ETZCLD a des effets sur leur revenu disponible (grâce à la rémunération plus élevée issue de l'emploi retrouvé) mais également sur les finances publiques, à travers des économies individualisables et de nouvelles recettes pour la puissance publique :

- **Économies nettes individualisables** : elles résultent de la diminution, totale ou partielle, de plusieurs allocations, telles que le revenu de solidarité active (RSA), l'allocation aux adultes handicapés (AAH), ainsi que les aides au logement, notamment l'aide personnalisée au logement (APL), mais peuvent être réduites par le versement de la prime d'activité (PA). L'éligibilité et le montant de ces prestations dépendent des caractéristiques individuelles, de la composition du ménage et des revenus. Ces économies proviennent également de la fin du versement des revenus de remplacement liés au chômage, tels que l'aide au retour à l'emploi (ARE) ou l'allocation de solidarité spécifique (ASS), versées par France Travail.
- **Recettes individualisables** : elles correspondent aux cotisations et contributions salariées (y compris la CSG et la CRDS¹⁴) et patronales générées par les emplois occupés dans les EBE, aux éventuels impôts sur le revenu auxquels les bénéficiaires peuvent devenir assujettis, ainsi qu'à la taxe sur la valeur ajoutée (TVA) associée à leur consommation.

L'estimation de ces deux sources d'économies pour les finances publiques est essentielle si l'objectif est de mesurer le coût net de l'expérimentation. Elle permet également de mieux appréhender l'effet sur le revenu disponible des bénéficiaires, et donc une partie des bénéfices qu'ils en retirent.

Cependant, une proportion importante des montants à prendre en compte n'est pas accessible dans les données administratives disponibles pour cette étude, y compris, par exemple, les montants de CSG/CRDS et IR versés ou bien les montants des APL, ainsi que d'autres prestations moins importantes, reçues. Il n'est donc pas possible d'estimer ces

14. Cela n'inclut pas d'autres prélèvements qui restent mineurs dans le cadre de cette étude : la contribution solidarité autonomie (CSA), le forfait social ou la participation des employeurs à l'effort de construction (PEEC) par exemple.

effets dans le cadre d’une analyse contrefactuelle comparable à celles présentées dans les parties précédentes, même si le Graphique 7 montre qu’une partie de ces économies peut bien être mesurée, et que des données administratives plus riches auraient pu permettre de le faire.

Pour combler ce manque, deux approches sont possibles :

- La première consiste à restreindre l’analyse à un nombre limité de cas types aux caractéristiques connues, afin de simuler pour chacun d’eux les économies et recettes individualisables. Cet exercice peut être réalisé à l’aide d’*OpenFisca*, un modèle de simulation des impôts et prestations en faveur des ménages en France, créé en 2013 au sein de France Stratégie, en partenariat avec l’Institut d’économie publique (IDEP, université d’Aix-Marseille), et maintenu en collaboration avec l’Institut des politiques publiques (IPP). Ce modèle permet d’estimer facilement les conséquences, sur l’ensemble des flux entre ménages et puissance publique, de l’obtention d’un revenu du travail proche du salaire minimum, dès lors que les caractéristiques individuelles sont précisément renseignées. L’inconvénient de cette approche est qu’elle ne permet pas de calculer les coûts et recettes individualisables moyens pour les finances publiques : or, c’est précisément cet indicateur qui importe pour estimer le coût net moyen du programme par bénéficiaire. En raison de la diversité démographique des bénéficiaires et de la complexité du système socio-fiscal français, aucun cas type seul ne peut être considéré comme représentatif et il n’est pas possible non plus de reconstituer un cas type moyen représentatif à partir d’une moyenne pondérée d’un nombre fini de cas.
- La seconde approche consiste à intégrer l’ETZCLD dans un modèle de microsimulation afin de simuler ses effets sur une population proche de celle des bénéficiaires. Cette méthode permet de reconstituer les économies et recettes individualisables moyennes induites par l’expérimentation, en tenant compte de la diversité des profils des bénéficiaires. C’est cette approche qui est retenue dans ce rapport, grâce à l’utilisation du modèle de microsimulation *TAXIPP*.

6.2 Le modèle de microsimulation TAXIPP et son utilisation dans l’analyse de l’ETZCLD

TAXIPP est le modèle de microsimulation socio-fiscale de l’IPP. Libre de droits, il est accessible via le Centre d’accès sécurisé aux données (CASD). Ce modèle permet de simuler l’ensemble des dispositifs socio-fiscaux destinés aux ménages en France. À partir d’une base de données représentative de la population française, il calcule pour chaque individu l’ensemble de ses prélèvements obligatoires et prestations sociales, sous la législation en

vigueur comme sous toute législation contrefactuelle.

En pratique, un modèle de microsimulation socio-fiscale combine deux éléments :

1. une base de données représentative de la population d'intérêt (ici, les ménages français), contenant les informations nécessaires pour calculer les prélèvements obligatoires et prestations sociales de chaque ménage et de ses membres (revenus, composition du foyer, etc.) ;
2. un calculateur socio-fiscal, qui simule ces prélèvements et prestations selon la législation que l'on souhaite modéliser.

Pour reproduire un système socio-fiscal en vigueur, le calculateur implémente les formules de calcul des différents dispositifs telles qu'elles sont inscrites dans la loi.

La version de *TAXIPP* utilisée dans cette étude (2.4) mobilise quatre sources de données administratives (*Fidéli*, *Félin*, *DADS* et *BNS*) qui sont appariées statistiquement afin de constituer une base unique regroupant les informations de ces différentes sources. Les données *Fidéli* (Insee) fournissent, pour l'ensemble des ménages français, un large éventail de caractéristiques fiscales et socio-démographiques. Elles sont construites à partir des fichiers de taxe d'habitation, des fichiers fonciers et des fichiers de l'impôt sur le revenu, donnant ainsi la composition des revenus, y compris des prestations sociales, pour les ménages fiscaux. Les fichiers *Félin* (DGFIP) correspondent à un échantillon de déclarations fiscales à l'impôt sur le revenu, avec une couverture exhaustive des plus hauts revenus. Les fichiers *DADS* (Insee) regroupent les déclarations sociales des emplois salariés et fournissent donc des informations précises sur les postes occupés. Pour finir, les fichiers *BNS* (Insee) sont similaires aux DADS, mais pour les travailleurs non-salariés.

Le calcul socio-fiscal repose sur le moteur libre et collaboratif *OpenFisca*, présenté plus haut. Pour plus de détails sur les hypothèses de ce modèle de microsimulation, il est possible de se référer à la [documentation en ligne](#) mise à disposition par l'IPP.

Nous simulons l'ETZCLD dans *TAXIPP* en plusieurs étapes :

- **Estimation de l'effet salaire annuel** : à l'aide la même méthode de double différences utilisée en Section 4, nous estimons l'effet sur le salaire annuel pour la première et la deuxième année en EBE pour les personnes observées sur l'entièreté de ces années. Pour reproduire l'hétérogénéité des effets selon le profil de bénéficiaires, nous distinguons trois populations selon leur revenu salarial l'année précédant l'entrée en EBE. La catégorie 1 regroupe les individus sans revenu salarial, la catégorie 2 ceux dont le salaire annuel est resté inférieur à 6 678 € (soit un RSA annuel en 2023), et enfin la catégorie 3, les autres bénéficiaires. Les résultats de cette estimation sont présentés dans la Table 7.
- **Modélisation de l'ETZCLD dans TAXIPP** : nous modélisons une réforme

TABEAU 7 – Effets annuels sur le salaire en fonction du revenu salarial avant l’expérimentation

Effet sur le salaire	Cat. 1	Cat. 2	Cat. 3
Coefficient Année 1	13340*** (487)	11899*** (707)	12229*** (756)
Coefficient Année 2	12620*** (1090)	11035*** (1113)	12903*** (1402)
Observations	5244	1372	1160
R ²	0,920	0,906	0,901

Note : La table montre l’effet moyen de l’expérimentation sur le salaire annuel pour trois catégories de revenu salarial avant l’expérimentation. Catégorie 1 : revenu salarial à 0, Catégorie 2 : revenu salarial entre 0 et 6 070 €, et Catégorie 3 : revenu salarial supérieur à 6 070 €. Erreur type en parenthèse. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

spécifique attribuant aux individus éligibles un versement annuel équivalent à l’effet salaire correspondant à leur catégorie de revenu, en remplaçant leurs revenus issus du chômage par zéro ¹⁵.

- **Identification des individus éligibles** : nous réalisons un appariement entre les individus de la base représentative utilisée par *TAXIPP* et les bénéficiaires dans MiDAS un an avant leur entrée en EBE. Cet appariement repose sur un ensemble de variables sociodémographiques (âge, genre, situation familiale, nombre d’enfants), mais aussi sur les revenus totaux, du chômage et des allocations tels que mesurés dans FIDELI et MiDAS ¹⁶, et est stratifié par tranches de 2000 € de salaire annuel. Concrètement, chaque bénéficiaire est associé à un individu de *TAXIPP* présentant des caractéristiques socio-démographiques similaires, des revenus totaux, du chômage et des allocations proches, et avec le même revenu salarial observé l’année précédant son entrée en EBE, à 2000 € près. La Table 8 compare les caractéristiques des deux groupes et montre leur forte similitude.

Une fois l’échantillon pertinent constitué, *TAXIPP* peut, à partir de la variation du salaire et des revenus du chômage, simuler l’ensemble des prestations théoriquement reçues et calculer l’évolution du revenu disponible des bénéficiaires avec ou sans ETZCLD. Il permet donc de comparer les simulations de transferts vers les individus éligibles (coti-

15. Il s’agit d’une simplification, car certains bénéficiaires peuvent cumuler ARE et salaire versé par l’EBE. Cette hypothèse conduit probablement à surestimer la baisse des flux liés au chômage pour ces individus. Ce n’est cependant pas très loin de la réalité comme le montre le Graphique A5. On y voit que les allocations mensuel du chômage baissent jusqu’à moins de 20 € par mois après l’entrée des bénéficiaires en EBE.

16. Dans FIDELI, à la différence de MiDAS, il n’est pas possible de distinguer les revenus des différentes allocations sociales reçues. L’appariement se fait donc sur la somme des revenus du RSA, de l’AAH et de la PA.

TABLEAU 8 – Comparaison entre les individus bénéficiaires dans MiDAS et ceux qui leurs sont appariés dans TAXIPP

	Appariés (TAXIPP)	Bénéficiaires appariés (MiDAS)
Revenus		
Revenu annuel total	8169	7804
Salaire (avant ETZCLD)	2139	2160
Revenu du chômage	2498	2558
Revenu des prestations sociales	3532	3086
Caractéristiques		
Seul sans enfant (%)	38	40
Femme (%)	57	55
Age	48	45
Nombre d'observations	1800	1800

Note : La table compare les revenus et les caractéristiques socio-démographiques des bénéficiaires de l'expérimentation dans MiDAS entrés en EBE après janvier 2022 et les individus qui leur sont appariés dans la base TAXIPP. Les bénéficiaires avec un salaire annuel mesuré supérieur à 20 000 € sont exclus de l'appariement.

sations sociales, impôt sur le revenu, RSA, etc.) dans un monde avec et sans la réforme correspondant à l'ETZCLD décrite plus haut. Cette comparaison fournit une estimation des coûts évités et des recettes additionnelles pour la puissance publique, tant pour l'ensemble des bénéficiaires que pour le bénéficiaire moyen. Si nous observons par exemple dans la simulation avec ETZCLD que les individus éligibles paient en moyenne 3 000 € de cotisations salariales en plus, alors on peut en inférer que les recettes publiques augmentent du fait de la réforme. Cependant, *TAXIPP* ne prend pas en compte les éventuels effets de comportement, par exemple sur l'offre de travail du conjoint, ni les effets de rétroaction sur le marché du travail liés à l'expérimentation : créations d'activité sur le marché local, ou tensions accrues résultant du départ de certains bénéficiaires de leur poste antérieur. Les transferts simulés par *TAXIPP* peuvent être comparés à ceux estimés par l'approche contrefactuelle, notamment dans le Graphique 7. Néanmoins, cette comparaison ne permet de vérifier la qualité de la simulation que pour la population des bénéficiaires, sans capturer de potentiels effets de bord affectant d'autres individus, par exemple à cause des effets de rétroaction cités plus haut.

6.3 Résultats

6.3.1 Cas types

Choisir un cas type adapté à la simulation des coûts évités et recettes générées du fait de l'expérimentation n'est pas un exercice aisé. Si l'on se concentre, par exemple, sur trois caractéristiques clés pour la simulation de nombreuses prestations, la situation matrimoniale (célibataire, marié ou séparé), le nombre d'enfants (0, 1, 2 ou au moins 3) et le fait d'avoir perçu un revenu du travail dans l'année, il existe environ 24 combinaisons possibles.

Certaines sont toutefois beaucoup plus fréquentes : il est possible d'estimer à partir des données MiDAS que 23 % des bénéficiaires de la deuxième vague de l'expérimentation sont des célibataires sans enfant et sans revenu du travail l'année précédant leur entrée en EBE ; 17 % sont des célibataires sans enfant avec revenu du travail ; 7,5 % sont des individus mariés, sans revenu du travail et avec au moins trois enfants ; 6 % sont mariés, sans revenu, avec deux enfants ; 6 % sont mariés, sans revenu, avec un seul enfant ; 5,5 % sont des parents célibataires avec un enfant et sans revenu du travail.

Ces six combinaisons représentent donc 65 % des bénéficiaires, mais elles ne reflètent qu'une partie de la diversité des situations. En effet, les prestations reçues, et donc les coûts évités et recettes additionnelles pour l'État liés à la participation à l'expérimentation, dépendent aussi de la situation locative, des revenus de l'éventuel conjoint, de l'âge, ou encore de l'épuisement ou non des droits au chômage.

Nous présentons dans le Tableau 9 les coûts évités et gains additionnels pour six cas types quand on modélise la participation à l'expérimentation comme le fait d'avoir un revenu annuel du travail de 12 500 €, qui est proche du salaire brut annuel moyen des PPDE entrant en EBE. Nous faisons l'hypothèse que dans seulement un de ces cas le bénéficiaire aurait eu un emploi sans l'ETZCLD. Pour les cinq cas sans revenu du travail, nous supposons que trois d'entre eux ont épuisé leurs droits au chômage, tandis que les deux autres ne sont pas dans ce cas avec un salaire journalier de référence à 32,5 €. Pour le cas avec revenu du travail, nous retenons un salaire annuel moyen de 6 400 €, cohérent avec celui observé l'année précédant l'entrée en EBE. Pour les trois cas de bénéficiaires mariés, nous supposons que le conjoint travaille à temps plein au SMIC et que la mensualité payée pour se loger évolue de 400 € à 900 € en fonction de la taille du ménage.

Le Tableau 9 indique que, selon les cas, la somme des coûts évités et recettes additionnelles pour la puissance publique varie du simple au double, de près de 9 000 € dans le cas d'un individu seul qui aurait été au chômage sans cela (Cas 1), à 4 500 € dans le cas d'un

TABLEAU 9 – Recettes additionnelles et coûts évités pour les différents cas-types en cas de participation à l'expérimentation

Cas	Nb enfants	Rev. travail	Sit. maritale	Rev. conjoint	Loyer	SJR	% cas	Coûts évités	Recettes	Total
1	0	0	C	0	400	32,5	23	5092	3823	8915
2	0	6500	C	0	400	0	17	1982	2679	4661
3	1	0	C	0	500	0	5,5	3086	4018	7104
4	1	0	M	20511	700	32,5	6	4143	3846	7989
5	2	0	M	20511	800	0	6	2890	4006	6896
6	3	0	M	20511	900	0	7,5	2862	4006	6868

Note : La table montre les coûts évités et recettes additionnelles du fait de l'expérimentation tel qu'estimé avec Openfisca pour certains cas-types.

individu qui aurait travaillé mais à une quotité bien inférieure (Cas 2). Pour le décideur, ces chiffres sont donc limités dans le sens où aucun ne mesure les coûts évités et les recettes additionnelles pour le bénéficiaire moyen. Ils ne peuvent donc pas servir de base pour estimer le coût net moyen du programme par bénéficiaire. Par ailleurs, chacun de ces cas-types repose sur des hypothèses arbitraires qui peuvent être contestées, comme, par exemple, le loyer mensuel ou bien le salaire journalier de référence. La section suivante cherche à surmonter cet obstacle à l'aide d'un modèle de microsimulation dont nous avons présentés les hypothèses plus haut.

6.3.2 Microsimulation

Le Tableau 10 présente les principaux flux financiers annuels moyens associés à la participation des bénéficiaires à l'expérimentation, tels qu'estimés par *TAXIPP* en 2023 avec la méthode décrite dans la Section 6.2. Il distingue les effets sur le revenu disponible des individus et les transferts pour la puissance publique, mais toujours en se plaçant à l'échelle individuelle : une augmentation des revenus de l'individu est donc positive, et une baisse négative (ce qui, du point de vue de la puissance publique, peut représenter une économie si, par exemple, cela concerne les flux de RSA).

On observe tout d'abord que la rémunération versée aux bénéficiaires par les EBE augmente de 12 950 € leur salaire. Cette hausse de revenu du travail se traduit par un gain moyen de revenu disponible¹⁷ de 5 981 € par bénéficiaire.

17. Ici, et dans la suite de l'article, quand nous parlons du revenu disponible, nous le considérons au sens de l'*INSEE*, c'est à dire la somme des revenus d'activité nets des cotisations sociales, les indemnités de chômage, les retraites et pensions, les revenus du patrimoine (fonciers et financiers) et les autres prestations sociales perçues, nets des impôts directs.

TABLEAU 10 – Revenus additionnels, impôts supplémentaires et moindres prestations reçues par les bénéficiaires sur l’année suivant l’embauche

Flux	Par Individu
Salaire	12950
Revenu disponible	5981
Chomage net (ARE + ASS)	-2489
RSA	-1051
AAH	-171
APL	-288
Cotisations employeurs	-580
Cotisations et contributions salariés	-2723
PA	413
IR	-367
TVA	-837
Recettes additionnelles pour la puissance publique	4507
Coûts évités pour la puissance publique	3586

Note : La table montre les revenus additionnels, impôts supplémentaires et moindres prestations reçues par les 1800 individus appariés aux bénéficiaires de l’ETZCLD du fait de l’expérimentation tel qu’estimé par *TAXIPP* en 2023. On peut en déduire les recettes additionnelles et les coûts évités pour la puissance publique pour le participant moyen à l’expérimentation.

Pour la puissance publique, l’expérimentation engendre à la fois des économies et de nouvelles recettes :

- Les **coûts évités** sur les 12 mois suivant l’entrée en EBE proviennent principalement de la baisse des prestations de chômage (ARE et ASS), estimée à 2 489 € par bénéficiaire, ainsi que de la diminution des allocations comme le RSA (1 051 € par bénéficiaire) et l’APL (288 € par bénéficiaire). Ceux-ci sont réduits par le versement de la prime d’activité aux bénéficiaire (413 € par bénéficiaire). Au total, ces coûts évités sont évalués à 3 586 € par bénéficiaire en moyenne.
- Les **recettes additionnelles** sur les 12 mois suivant l’entrée en EBE proviennent essentiellement des cotisations et contributions sociales (employeurs¹⁸ et salariés, estimées à 3 303 € par bénéficiaire) et des prélèvements fiscaux sur le revenu et la consommation (IR et TVA¹⁹, estimés respectivement à 367 € et 837 € par bénéficiaire). Elles sont évaluées en tout à 4 507 € par bénéficiaire.

Ces résultats montrent que la participation à l’expérimentation génère un double effet

18. Les cotisations employeurs ne sont pas celles estimées par *TAXIPP* du fait de la difficulté à estimer les allègements généraux dans ce modèle. A la place, nous avons les cotisations employeurs dues au niveau du SMIC pour une quotité de temps de travail à 60 % (ce qui correspond à l’effet salaire rapporté sur le salaire minimum brut en 2023), soit 48 € par mois.

19. Les revenus de TVA sont estimés à partir de l’effet Revenu disponible estimé par *TAXIPP* en faisant l’hypothèse que la propension marginale à consommer des bénéficiaires est de 100 % et que le taux de TVA moyen s’appliquant à leur consommation est de 14%. Cette hypothèse est la même que celle réalisée dans le rapport IGF-IGAS en 2019.

pour la puissance publique : une réduction significative des prestations sociales versées aux bénéficiaires et une augmentation des recettes issues des prélèvements obligatoires. En comparant aux résultats de l'analyse d'impact présentés dans le Tableau 6, on peut constater que la simulation via *TAXIPP* semble surestimer les coûts évités liés au moindre chômage et sous-estimer ceux liés au moindre RSA, mais aussi les coûts additionnels du fait de la PA. Ceci peut s'expliquer par l'imperfection de l'appariement réalisé entre les bases *TAXIPP* et *MiDAS*, mais aussi par le fonctionnement de *TAXIPP* qui peut amener à sous-estimer l'éligibilité au RSA²⁰ et surestimer la baisse des revenus du chômage, comme évoqué plus haut. Cependant, ces effets se compensent partiellement et pourraient nous amener à surestimer au total les coûts évités d'un peu moins de 300 €²¹ par individu.

6.3.3 Comment comprendre ces résultats

Les résultats présentés dans le Tableau 10 doivent être rapprochés du coût brut du programme pour la puissance publique. La CDE moyenne s'élevait à 16 082 € par bénéficiaire et 24 004 € par ETP en 2023²². Le coût net annuel de l'expérimentation ressort ainsi à 7 989 € par bénéficiaire. Les coûts évités et recettes additionnelles générés pour la puissance publique à travers le système socio-fiscal ne permettent donc de couvrir qu'environ 51 % des coûts bruts. À ces montants s'ajoutent d'autres dépenses plus ponctuelles, notamment les dotations d'amorçage des territoires, qui peuvent aller jusqu'à 6 246 € par ETP supplémentaire créé dans l'EBE en 2023²³.

Une première manière d'interpréter les résultats de notre analyse est donc que les coûts évités et recettes additionnelles grâce à l'ETZCLD ne suffisent pas à la financer. Ce constat n'est pas surprenant au regard de la structure du système socio-fiscal français. En effet, lorsqu'un revenu du travail augmente marginalement, l'individu en emploi ne conserve en moyenne qu'environ 45 % de cette hausse, tandis que 55 % est capté par le système socio-

20. Dans *TAXIPP*, faute de données infra-annuelles, l'éligibilité au RSA est déterminée pour l'ensemble de l'année à partir du revenu annuel, et non chaque trimestre en fonction du revenu trimestriel comme c'est le cas en réalité. Ce lissage du revenu doit normalement amener à réduire la proportion de personnes considérées comme éligibles au RSA sur l'année.

21. Etant donné que nous n'avons pas les données administratives pour tous les flux compris dans l'analyse coût bénéfice, il est possible cependant que cette analyse soit incomplète.

22. Le SMIC mensuel brut s'élevait en janvier 2023 à 1 709 €, puis 1 747 € en mai 2023, tandis la part du CDE financée par l'Etat était de 102 % du SMIC jusqu'à octobre, et 95 % ensuite, tandis que celle financée par les départements est restée à 15 % toute l'année. Dans son [bilan](#), le Fonds ETCLD estime ainsi la CDE par ETP en moyenne à 24 004 € en 2023. Le montant par bénéficiaire s'obtient en multipliant la CDE par ETP par un facteur de 0,67, qui correspond à la quotité travaillée moyenne par les bénéficiaires en EBE sur les douze mois suivant leur entrée et prend ainsi en compte le fait qu'ils ne sont pas tous à temps plein, l'absentéisme, et que certains d'entre-eux quittent l'EBE avant la fin de l'année.

23. Il s'agit d'une aide versée à l'EBE pour chaque ETP supplémentaire pour un PPDE créé dans l'année. Elle équivaut au maximum à 30 % du SMIC brut annuel.

fiscal à travers la hausse des prélèvements et la baisse des prestations (Sicsic et Vermersch, 2021). Autrement dit, le taux marginal effectif de prélèvements sur les revenus du travail s'élève à environ 55 % et reste relativement constant, oscillant entre 50 % et 60 %, le long de la distribution des salaires²⁴. Dans la mesure où cette augmentation de salaire est, dans le cas de l'ETZCLD, entièrement subventionnée par l'Etat et les départements à travers la CDE, le coût net de l'expérimentation pour la puissance publique en est le reflet direct. Pour que ce coût net soit proche de zéro, il aurait fallu que l'effet de l'expérimentation sur les revenus disponibles des bénéficiaires soit quasi nul.

Faut-il pour autant s'en arrêter à ce constat ? Le chiffre présenté ici peut être complété de deux façons. Tout d'abord, comme le souligne la revue de littérature (section 2.3), les conséquences du chômage sur le bien-être, la santé ou encore la délinquance sont bien documentées. Ainsi, même si le coût net financier du programme est élevé, cela ne signifie pas qu'il le resterait si l'on intégrait ces effets dans l'évaluation. Leur estimation précise est difficile en pratique, mais leur intégration aurait été souhaitable pour une évaluation complètement exhaustive de l'ETZCLD car l'efficacité financière et l'efficacité sociale d'une mesure peuvent être différentes. Ensuite, l'expérimentation génère des effets de rétroaction sur le marché du travail. Elle peut libérer des emplois précédemment occupés dans les territoires concernés, ou au contraire concurrencer les emplois du secteur marchand, créer un surcroît d'activité économique ou encore modifier l'offre de travail des conjoints en raison de l'augmentation du revenu du ménage. La Section 5.3 suggère que les trois premiers types d'effet sont soit limités, soit se compensent. En tout cas, ils ne semblent pas suffisamment importants pour produire des effets mesurables sur les non-bénéficiaires dans les territoires de l'expérimentation. Toutefois, même si la somme de ces effets était légèrement négative ou positive, le fait qu'ils concernent une population plus large pourrait influencer de manière significative tout calcul coût-bénéfice global.

En tenant compte de ces éléments, il est possible d'évaluer l'efficacité financière de l'investissement dans l'ETZCLD à l'aide de l'*indice d'efficacité des dépenses publiques* (*Marginal Value of Public Funds*, voir Hendren et Sprung-Keyser (2020)), comme l'a fait le Conseil d'analyse économique pour diverses politiques éducatives (Fajeau *et al.*, 2025). Cet indice rapporte la valeur retirée par les bénéficiaires d'une dépense publique à son coût net pour la puissance publique. Il mesure ainsi la valeur sociale générée par euro dépensé et permet de comparer l'efficacité de politiques publiques très diverses à l'aide d'un indicateur unique. Dans le cas de l'ETZCLD, une manière simple de calculer cet indice consiste à rapporter l'effet estimé sur le revenu disponible des bénéficiaires à son coût net pour les finances publiques. Cette approche revient à faire l'hypothèse, restrictive, que l'intégralité des bénéfices de l'expérimentation se résume à sa capacité à augmenter le revenu dispo-

24. Ce point se retrouve dans le Tableau 10 : le ratio entre l'effet revenu disponible et l'effet salaire est de 0,44.

nible des bénéficiaires²⁵. Avec cette méthode, l'indice d'efficacité des dépenses publiques de l'ETZCLD est estimé à 0,75²⁶. Cela signifie que, pour un euro net dépensé par l'Etat, la valeur sociale mesurée à travers l'augmentation du revenu disponible est de 0,75 €. Sans prendre en compte le coût social du chômage, qui tendrait à augmenter la valeur estimée, on peut ainsi conclure que l'expérimentation procure un bénéfice social positif, mais inférieur à son coût net pour la puissance publique.

25. Une façon d'évaluer la plausibilité de cette hypothèse consiste à se demander quel montant les bénéficiaires seraient prêts à accepter pour sortir de l'expérimentation, et à comparer ce montant à l'effet estimé sur leur revenu disponible.

26. Cela correspond au ratio entre l'effet sur le revenu disponible (5 981) et le coût net de l'ETZCLD par bénéficiaire (7 989) sur les douze mois suivant leur entrée en EBE. Cet indice est supérieur à celui d'actions comme la distribution de matériel informatique dans les écoles ou le redoublement au collège, dont l'indice est nul ou négatif, mais inférieur à celui du dédoublement des classes de collège, estimé à 7.

7 Conclusion

L'expérimentation Territoires Zéro Chômeur de Longue Durée (ETZCLD), instaurée par la loi en 2016 et prolongée en 2020, vise à résorber le chômage de longue durée. Elle propose à des personnes durablement privées d'emploi (PPDE) dans des territoires volontaires des contrats à durée indéterminée dans des Entreprises à But d'Emploi (EBE). Ces EBE ont pour objectif le développement d'activités socialement utiles et non concurrentielles, adaptées aux profils des bénéficiaires, et sont notamment financées par la contribution au développement de l'emploi (CDE).

Une analyse des caractéristiques des bénéficiaires de l'ETZCLD révèle un profil assez similaire aux bénéficiaires de programmes comparables tels que l'Insertion par l'Activité Economique (IAE). Cependant, leurs caractéristiques démontrent un éloignement plus marqué du marché du travail par rapport à une population de référence non bénéficiaire, ayant connu au moins un épisode de chômage ou de minima sociaux. Cela se traduit par un salaire plus faible, un niveau de diplôme moins élevé, et plus d'épisodes de chômage et de minima sociaux sur les deux ans précédant leur entrée dans l'expérimentation. Ce profil démontre un ciblage adapté de l'expérimentation sur les personnes éloignées de l'emploi.

L'évaluation de l'impact de l'ETZCLD sur la trajectoire professionnelle des bénéficiaires, qui repose sur une méthode des doubles différences, montre un effet positif important sur la probabilité d'être en emploi : 62 % des bénéficiaires n'auraient pas retrouvé un emploi sans l'expérimentation deux ans après leur entrée en EBE. La méthode des doubles différences compare l'évolution dans les trajectoires professionnelles des bénéficiaires de l'ETZCLD avec celle d'une population témoin. Cette population témoin est sélectionnée comme la plus similaire possible aux bénéficiaires de l'expérimentation, dans des territoires similaires aux territoires participant à l'expérimentation, grâce à des méthodes d'appariement par score de propension.

L'effet positif de l'expérimentation sur le retour à l'emploi passe par une augmentation de l'emploi stable : en l'absence de l'ETZCLD, 80 % des bénéficiaires n'auraient pas eu accès à un CDI deux ans après le début de l'expérimentation. En moyenne, les bénéficiaires en retirent un salaire plus élevé de 1 076 € par mois, tandis que leurs allocations chômage et RSA diminuent respectivement de 180 € et 107 €. Au total, à partir des sources de revenu accessibles dans les données administratives, l'entrée en EBE double en moyenne le revenu mensuel des bénéficiaires, qui passe de 700 € à environ 1 500 €.

La constitution d'une population témoin alternative composée de bénéficiaires de dispositifs de l'IAE permet de comparer l'efficacité des deux dispositifs sur le retour à l'emploi. Deux ans après l'entrée dans le programme, la proportion de bénéficiaires en emploi est

supérieure de 40 points de pourcentage chez les bénéficiaires de l'ETZCLD par rapport aux bénéficiaires des ACI, un dispositif d'IAE visant un public proche de celui de l'ETZCLD. Toutefois, les ACI constituent un meilleur tremplin vers des CDD ou CDI hors contrat aidé, mais ces effets restent faibles en valeur absolue.

Par ailleurs, l'évaluation ne met pas en évidence d'effet de bord significatif sur les non-bénéficiaires, suggérant que l'ETZCLD n'engendre ni de concurrence excessive sur le marché local ni de création soutenue d'emplois au-delà des embauches directes dans les EBE.

Enfin, nous menons un exercice de microsimulation à l'aide du modèle *TAXIPP* afin d'estimer les coûts évités et les recettes additionnelles pour la puissance publique du fait de l'expérimentation et éclairer une possible analyse coût-bénéfice du programme. Il en ressort que l'ETZCLD génère des recettes additionnelles et des coûts évités qui couvrent environ la moitié de son coût brut pour la puissance publique. Ce résultat reflète la structure du système socio-fiscal français, où une part importante des revenus du travail supplémentaires est captée par les prélèvements et la baisse des prestations. Pour autant, ce calcul financier ne tient pas compte d'autres dimensions importantes : les bénéfices sociaux et sanitaires liés à la réduction du chômage, ni les autres dépenses de l'ETZCLD plus difficiles à évaluer, ni les effets de rétroaction potentiels sur le marché du travail ou sur les proches des bénéficiaires. Même s'ils sont difficiles à quantifier, ces éléments pourraient modifier sensiblement l'évaluation coût-bénéfice globale du programme.

Références

- ABADIE, A., DIAMOND, A. et HAINMUELLER, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies : Estimating the effect of california’s tobacco control program. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490):493–505.
- BECK, S., DE BELLEFON, M.-P., FOREST, J., GÉRARDIN, M. et LEVY, D. (2023). La grille communale de densité à 7 niveaux. Document de travail 2022-18, INSEE. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/6686472>.
- BEHAGHEL, L., CRÉPON, B. et GURGAND, M. (2014). Private and public provision of counseling to job seekers : Evidence from a large controlled experiment. *American economic journal : applied economics*, 6(4):142–174.
- BRAND, J. E. (2015). The far-reaching impact of job loss and unemployment. *Annual review of sociology*, 41(1):359–375.
- BRITTO, D. G., PINOTTI, P. et SAMPAIO, B. (2022). The effect of job loss and unemployment insurance on crime in brazil. *Econometrica*, 90(4):1393–1423.
- CALIENDO, M., HUJER, R. et THOMSEN, S. L. (2008). The employment effects of job-creation schemes in germany : A microeconomic evaluation. In *Modelling and evaluating treatment effects in econometrics*, volume 21, pages 381–428. Emerald Group Publishing Limited.
- CARD, D., KLUVE, J. et WEBER, A. (2017). What works ? a meta analysis of recent active labor market program evaluations. *Journal of the European Economic Association*, 16(3):894–931.
- CLARK, A. E. (2003). Unemployment as a social norm : Psychological evidence from panel data. *Journal of Labor Economics*, 21(2):323–351.
- CONSEIL ÉCONOMIQUE, SOCIAL ET ENVIRONNEMENTAL (2016). L’impact du chômage sur les personnes et leur entourage. Avis 02, Conseil économique, social et environnemental (CESE).
- CRÉPON, B., DUFLO, E., GURGAND, M., RATHELOT, R. et ZAMORA, P. (2013). Do labor market policies have displacement effects ? evidence from a clustered randomized experiment. *The quarterly journal of economics*, 128(2):531–580.
- CRÉPON, B. et VAN DEN BERG, G. J. (2016). Active labor market policies. *Annual Review of Economics*, 8(1):521–546.
- DARES et FRANCE STRATÉGIE (2024). Deuxième évaluation de l’expérimentation territoires zéro chômeur de longue durée – note d’étape. Rapport technique.

- DE CHAISEMARTIN, C. et D’HAULTFOEUILLE, X. (2020). Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. *American economic review*, 110(9):2964–2996.
- EPPEL, R., HUEMER, U., MAHRINGER, H. et SCHMOIGL, L. (2024). Active labour market policies : What works for the long-term unemployed? *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 24(1):141–185.
- FAJEAU, M., GRENET, J., LAVEISSIÈRE, E. et LEONETTI, O. (2025). Efficacité des politiques éducatives : Sources et hypothèses de calcul. Focus 114, Conseil d’analyse économique.
- FOUGÈRE, D., KRAMARZ, F. et POUGET, J. (2009). Youth unemployment and crime in france. *Journal of the European Economic Association*, 7(5):909–938.
- GELBER, A., ISEN, A. et KESSLER, J. B. (2016). The effects of youth employment : Evidence from new york city lotteries. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(1):423–460.
- HENDREN, N. et SPRUNG-KEYSER, B. (2020). A unified welfare analysis of government policies. *The Quarterly journal of economics*, 135(3):1209–1318.
- ILO (2021). Public employment initiatives and the covid-19 crisis. Technical report, International Labour Organization (ILO), Geneva. https://www.ilo.org/global/topics/employment-promotion/public-employment-programmes/WCMS_824268/lang--en/index.htm.
- KASY, M. et LEHNER, L. (2023). Employing the unemployed of marienthal : Evaluation of a guaranteed job program.
- KATZ, L. F., ROTH, J., HENDRA, R. et SCHABERG, K. (2022). Why do sectoral employment programs work? lessons from workadvance. *Journal of Labor Economics*, 40(S1):S249–S291.
- KLUVE, J. (2010). The effectiveness of european active labor market programs. *Labour economics*, 17(6):904–918.
- LE BARBANCHON, T., SCHMIEDER, J. et WEBER, A. (2024). Job search, unemployment insurance, and active labor market policies. In *Handbook of Labor Economics*, volume 5, pages 435–580. Elsevier.
- PICCHIO, M. et UBALDI, M. (2024). Unemployment and health : A meta-analysis. *Journal of Economic Surveys*, 38(4):1437–1472.
- POHLAN, L. (2019). Unemployment and social exclusion. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 164:273–299.

SCHNEPEL, K. T. (2018). Good jobs and recidivism. *The Economic Journal*, 128(608): 447–469.

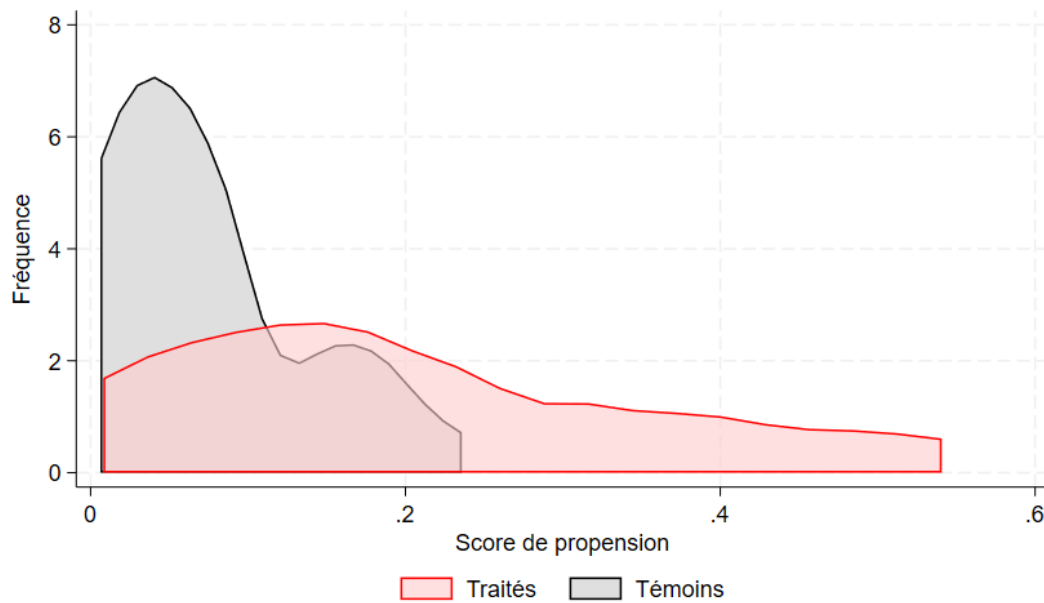
SICSIC, M. et VERMERSCH, G. (2021). Les incitations monétaires au travail sont plus élevées en 2019 qu'en 2014. Insee Analyse 66.

Annexe

A Graphiques et Tableaux Additionnels

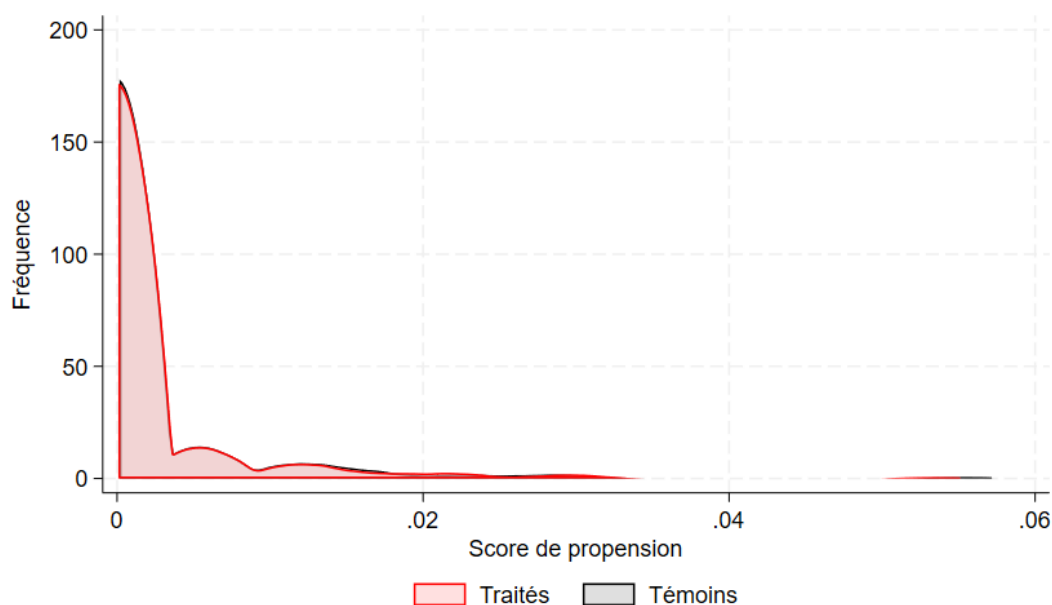
A.1 Graphiques

GRAPHIQUE A1 – Distribution des scores de propension des territoires traités et témoins
- vague 1



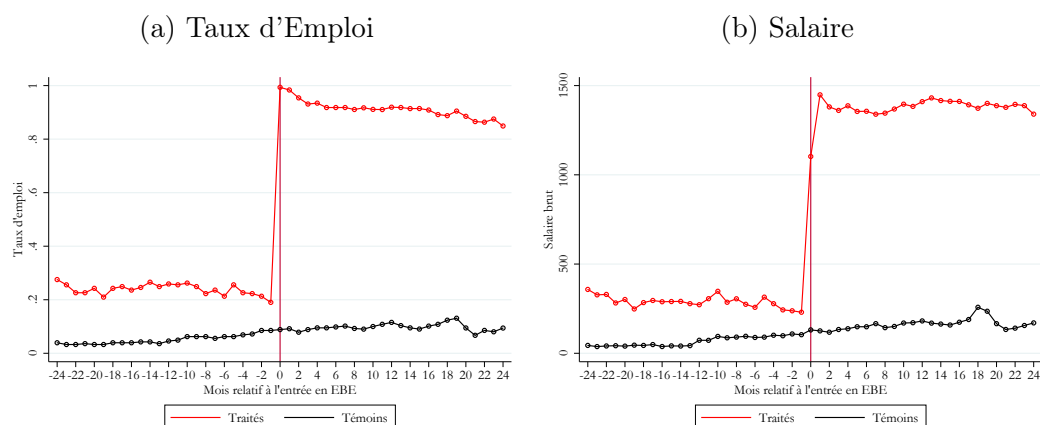
Note : Ce graphique montre la distribution du score de propension estimé par random forest pour les TZCLD traités et les territoires témoins appariés de la vague 1.

GRAPHIQUE A2 – Distribution des scores de propension des individus traités et témoins
- vague 1



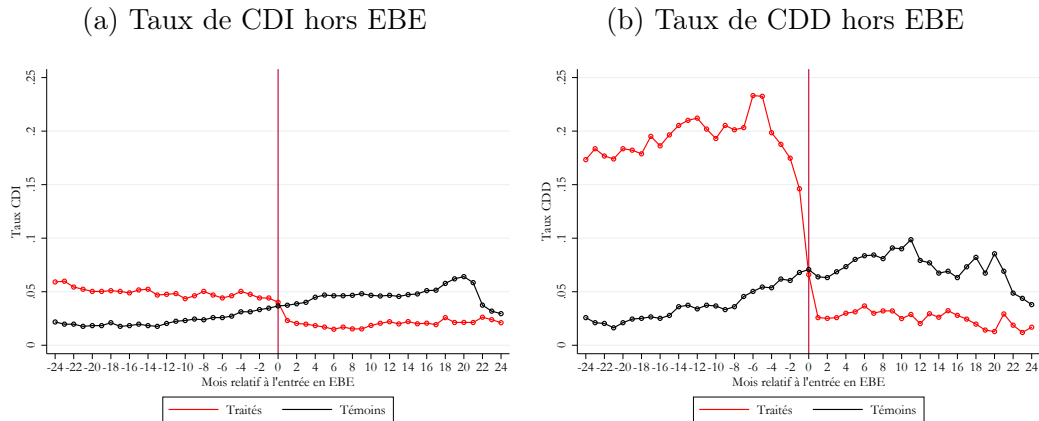
Note : Ce graphique montre la distribution du score de propension estimé par random forest pour individus traités et les individus témoins appariés dans les TZCLD et les territoires témoins appariés de la vague 1.

GRAPHIQUE A3 – Evolution des moyennes chez les traités et les contrôles appariés - vague 1



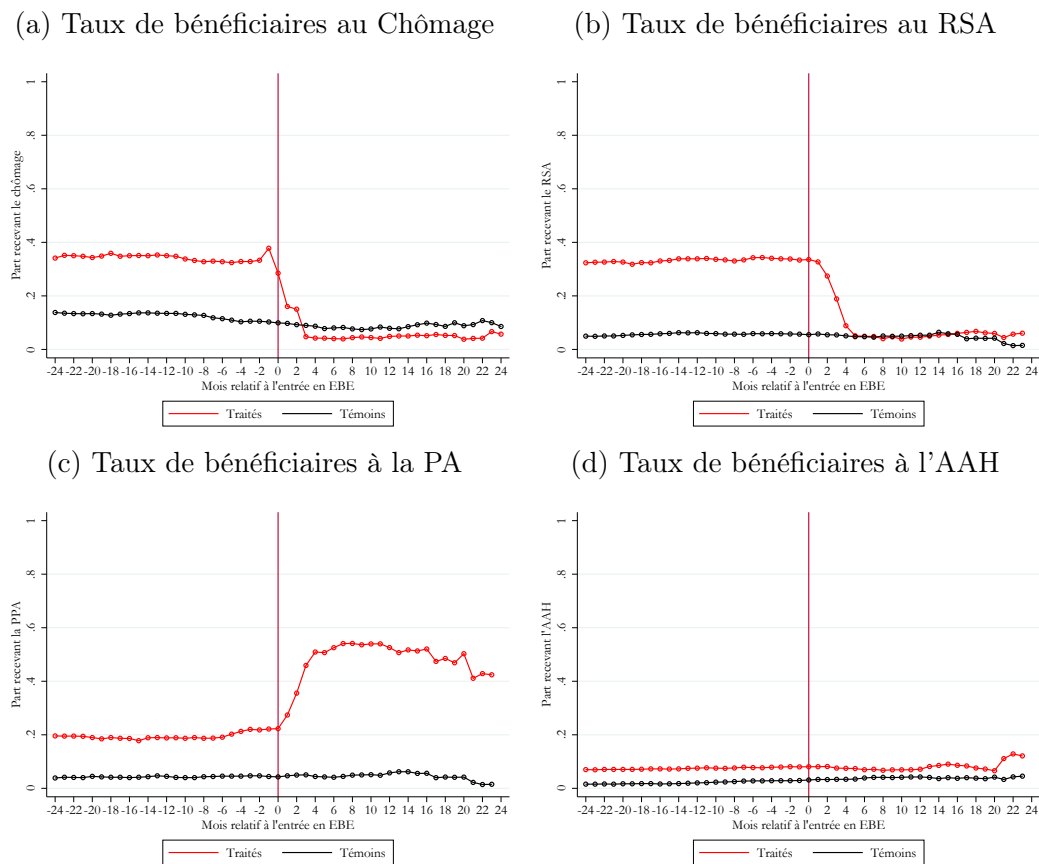
Note : Echantillon des 305 individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 1 et des 305 individus témoins appariés. Le temps est mesuré en mois relatif à l'entrée en EBE.

GRAPHIQUE A4 – Evolution des moyennes chez les traités et les contrôles appariés - vague 2



Note : Echantillon des 1 471 individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 2 et des 1 471 individus témoins appariés. Le temps est mesuré en mois relatif à l'entrée en EBE.

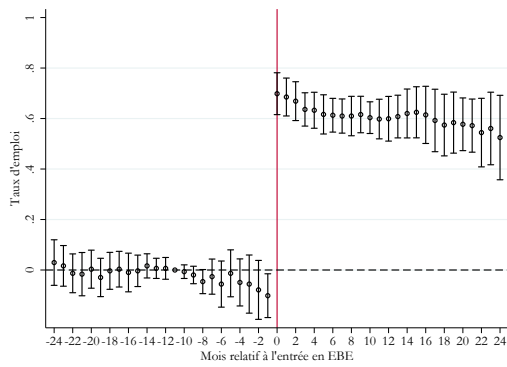
GRAPHIQUE A5 – Evolution des moyennes chez les traités et les contrôles appariés - vague 2



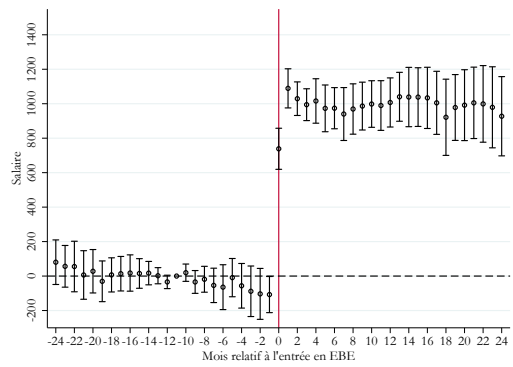
Note : Echantillon des 1 471 individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 2 et des 1 471 individus témoins appariés. Le temps est mesuré en mois relatif à l'entrée en EBE.

GRAPHIQUE A6 – Doubles différences dynamiques - vague 1

(a) Taux d'emploi



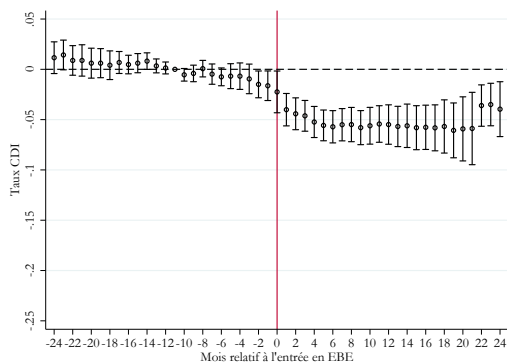
(b) Salaire



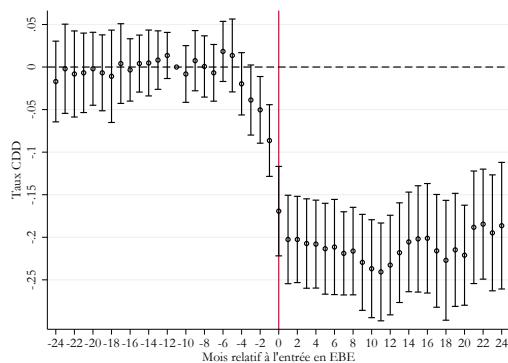
Note : Echantillon des 305 individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 1 et des 305 individus témoins appariés. Le temps est mesuré en mois relatif à l'entrée en EBE. Ce graphique montre les coefficients $\beta_{t,i}$ issus de l'estimation de l'équation (1). Intervalles de confiance à 95 %. La période de référence est 11 mois avant le traitement.

GRAPHIQUE A7 – Doubles différences dynamiques - vague 2

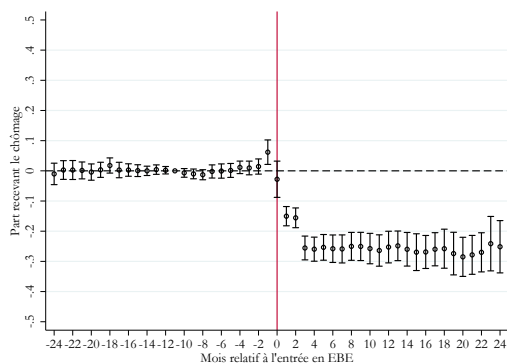
(a) Taux de CDI hors EBE



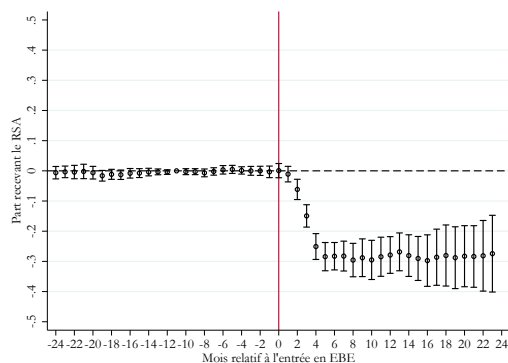
(b) Taux de CDD hors EBE



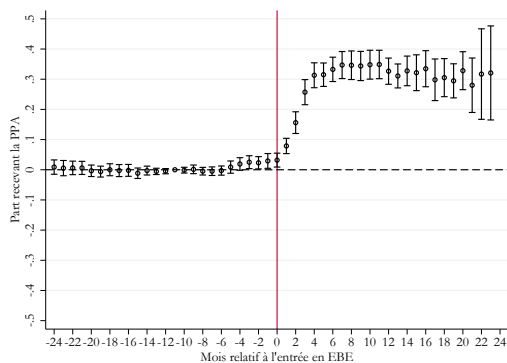
(c) Taux au Chômage



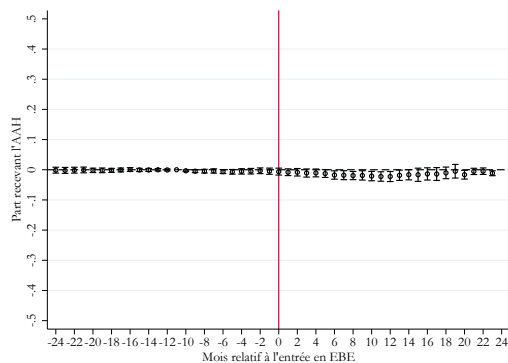
(d) Taux de bénéficiaires au RSA



(e) Taux de bénéficiaires à la PA



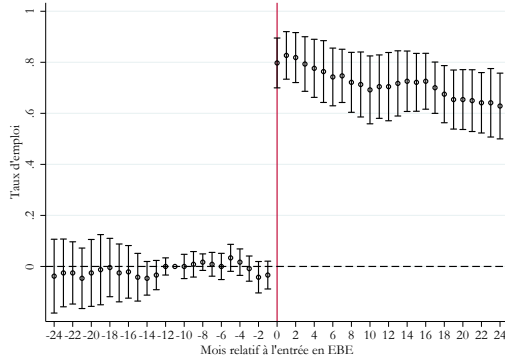
(f) Taux de bénéficiaires à l'AAH



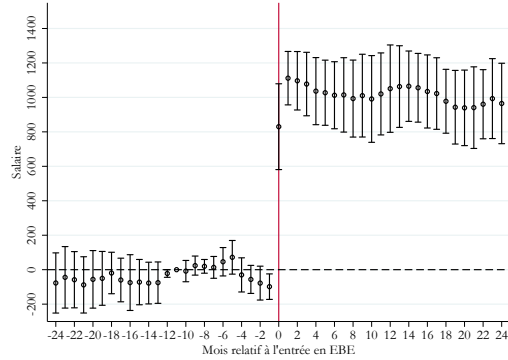
Note : Echantillon des 1 471 individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 2 et des 1 471 individus témoins appariés. Le temps est mesuré en mois relatif à l'entrée en EBE. Ce graphique montre les coefficients $\beta_{t,i}$ issus de l'estimation de l'équation (1). Intervalles de confiance à 95 %. La période de référence est 11 mois avant le traitement.

GRAPHIQUE A8 – Doubles différences dynamiques sur panel cylindré

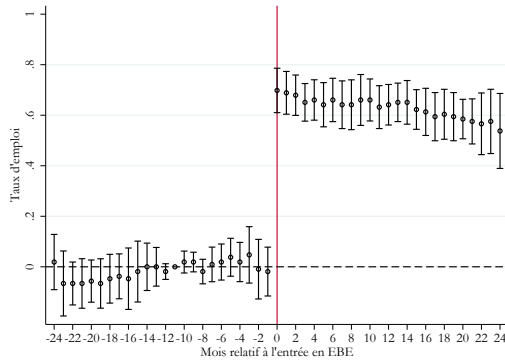
(a) Taux d'emploi, vague 2



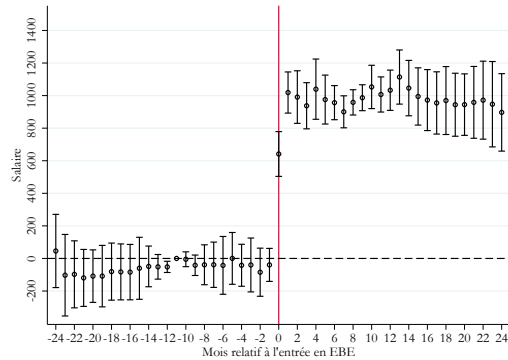
(b) Salaire, vague 2



(c) Taux d'emploi, vague 1



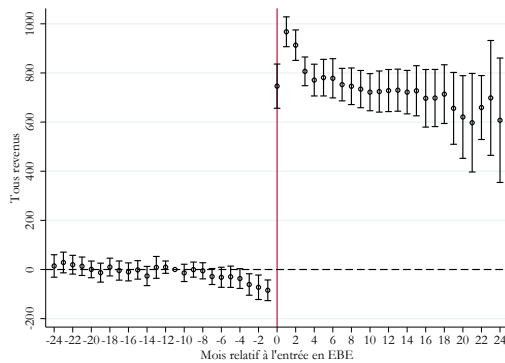
(d) Salaire, vague 1



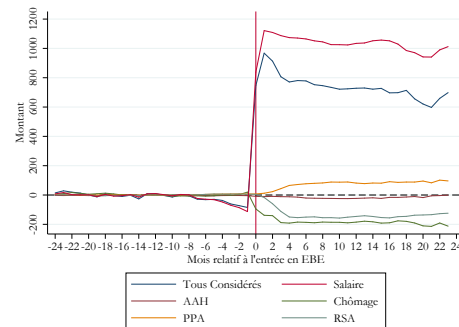
Note : Echantillon des 237 individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 2 et des 101 individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 1 ainsi que leur respectifs témoins entrés avant Juin 2024 et observés pendant 24 mois après leur entrée. Le temps est mesuré en mois relatif à l'entrée en EBE. Ce graphique montre les coefficients $\beta_{t,i}$ issus de l'estimation de l'équation (1). Intervalles de confiance à 95 %. La période de référence est 11 mois avant le traitement. L'effet statique sur les deux ans suivant l'entrée en EBE est 0,734 pour la vague 2.

GRAPHIQUE A9 – Doubles différences dynamiques sur l'ensemble de revenus - vague 2

(a) Tous revenus confondus



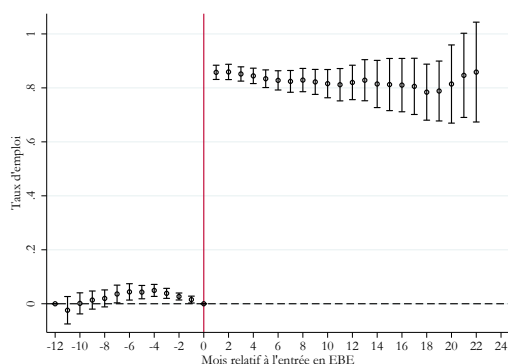
(b) Par type de revenu



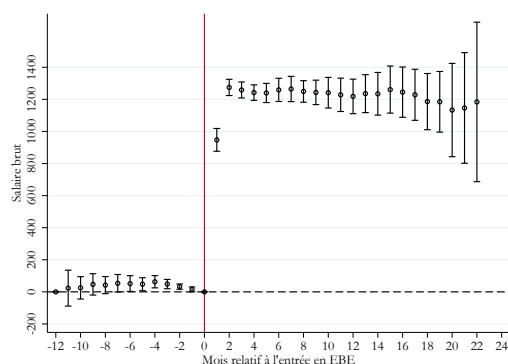
Note : Echantillon des 1 471 individus bénéficiaires de l'ETZCLD en vague 2 et des 1 471 individus témoins appariés. Le temps est mesuré en mois relatif à l'entrée en EBE. Ce graphique montre les coefficients $\beta_{t,i}$ issus de l'estimation de l'équation (1). Intervalles de confiance à 95 %. La période de référence est 11 mois avant le traitement.

GRAPHIQUE A10 – Analyse événementielle

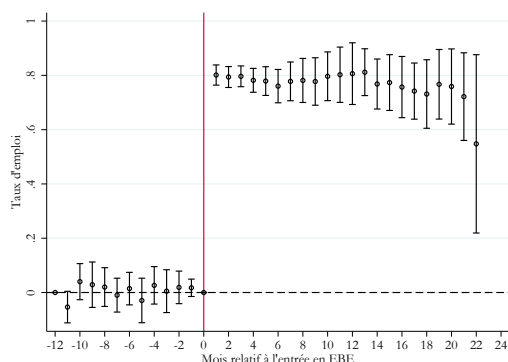
(a) Taux d'emploi, vague 2



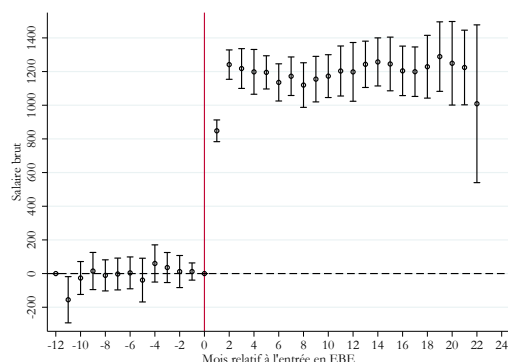
(b) Salaire, vague 2



(c) Taux d'emploi, vague 1



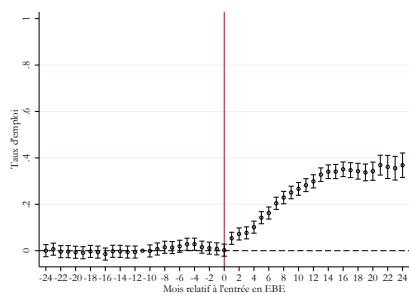
(d) Salaire, vague 1



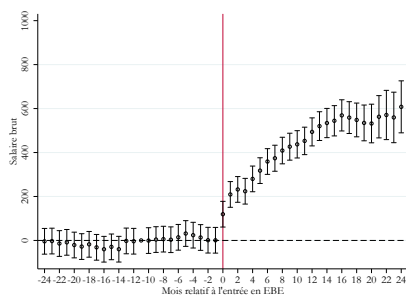
Note : Analyse événementielle utilisant les individus traités plus tard comme contrôles des individus traités plus tôt. Le temps est mesuré en mois relatifs à l'entrée dans le traitement. Pour la vague 2, nous utilisons les 1 471 traités identifiés dans les MMO-DSN, entrés après 2022 et dans les territoires de la vague 2. Pour la vague 1, nous utilisons les 305 bénéficiaires identifiés dans les MMO-DSN, entrés après 2022 au sein des territoires de la vague 1.

GRAPHIQUE A11 – Robustesse comparaison avec l'ACI - vague 2

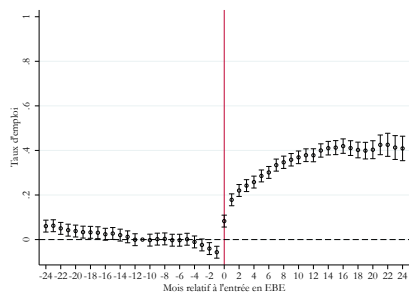
(a) Taux emploi, contrôles démographiques



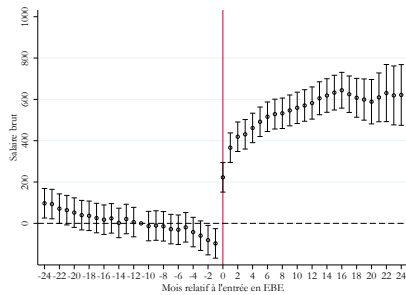
(b) Salaire, contrôles démographiques



(c) Taux emploi, tout IAE

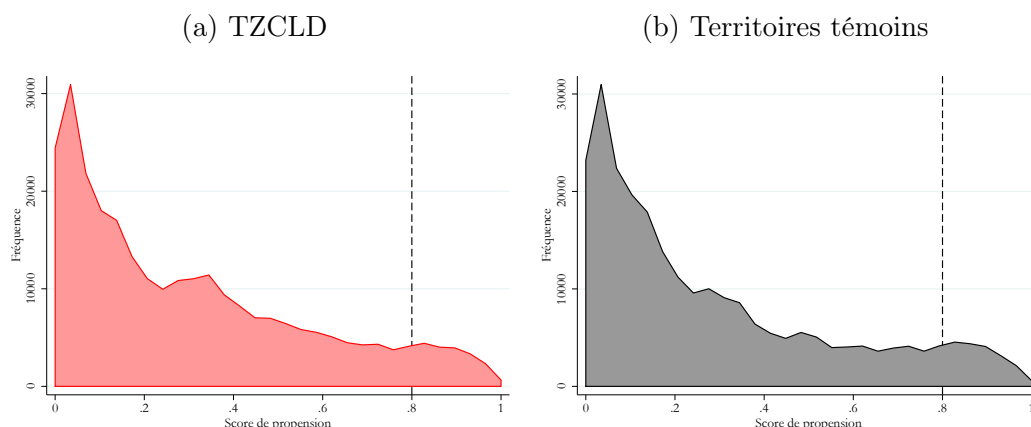


(d) Salaire, tout IAE



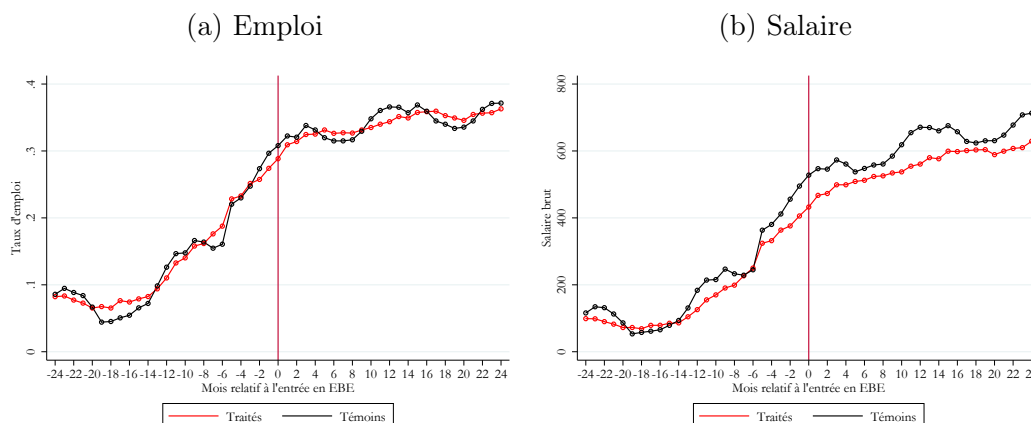
Note : Le temps est mesuré en mois relatif à l'entrée en EBE/ACI/IAE. Ce graphique montre les coefficients $\beta_{l,i}$ issus de l'estimation de l'équation (3). Intervalles de confiance à 95 %. La période de référence est 11 mois avant le traitement. Les contrôles démographiques ajoutés dans les premiers deux tableaux sont l'âge, le sexe et la nationalité.

GRAPHIQUE A12 – Distribution du score de propension identifiant les PPDE non-bénéficiaires de l'ETZCLD



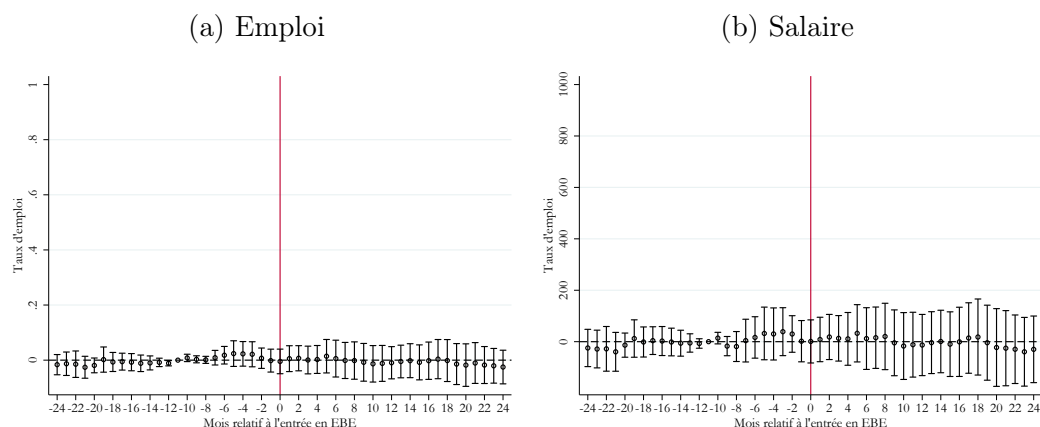
Note : Cette figure représente la distribution du score de propension, estimé à l'aide d'un modèle de random forest, permettant d'identifier les PPDE non bénéficiaires de l'ETZCLD, aussi bien dans les TZCLD que dans les territoires témoins appariés. Le seuil de 0,80 est utilisé dans l'analyse principale, tandis que le seuil de 0,50 sert de référence dans les tests de robustesse des effets de bord internes.

GRAPHIQUE A13 – Evolution des moyennes chez les PPDE non-bénéficiaires dans les TZCLD et les territoires contrôles - seuil à 0,5



Note : Cette figure présente l'évolution moyenne du taux d'emploi et des salaires des individus non bénéficiaires de l'ETZCLD, identifiés comme PPDE (score de propension supérieur à 0,5). Elle compare ceux résidant dans les territoires couverts par l'ETZCLD à ceux vivant dans les territoires témoins appariés.

GRAPHIQUE A14 – Doubles différences dynamiques sur les effets de bord internes - seuil à 0.5



Note : Le temps est mesuré en mois relatifs à l'entrée du territoire en EBE. Le graphique présente les coefficients issus d'une analyse en doubles différences dynamique, comparant les PPDE non bénéficiaires résidant dans les TZCLD (traités) à ceux des territoires témoins (contrôles), avant et après l'habilitation. Le mois T-11 sert de période de référence. Les points indiquent les coefficients estimés, et les barres verticales représentent les intervalles de confiance à 95 %. Les PPDE sont identifiés avec le seuil 0,5 dans le score de propension.

A.2 Tableaux

TABLEAU A1 – Tableau de balance au niveau territoire - vague 1

Variable	Traitement	Témoin	p-value
Coefficient de Gini	0,339	0,317	0,44
Revenu moyen par UC	0,149	0,191	0,05
Taux de pauvreté, seuil de 60 %	0,237	0,217	0,74
Population	0,006	0,036	0
Homme seul	0,162	0,172	0,69
Femme seule	0,193	0,191	0,96
Couple sans enfant	0,208	0,245	0,24
Couple avec enfant.s	0,255	0,271	0,72
Famille monoparentale	0,137	0,095	0,02
Famille complexe	0,045	0,026	0,03
Densité /km ²	0,04	0,016	0,19
Age moyen des DE	0,378	0,401	0,25
Total DEFM A	0,008	0,02	0
DEFM A longue durée	0,007	0,014	0
Taux de croissance DEFM A	0,05	0,04	0
Nombre d'allocataires RSA	0,011	0,018	0,19
Nombre d'allocataires AAH	0,019	0,015	0,28
Nombre d'allocataires PA	0,018	0,025	0,14
Montant RSA	0,012	0,017	0,33
Montant PA	0,024	0,023	0,75
Montant AAH+complément	0,02	0,014	0,05
Densité : Urbain Très dense Niv. 1	0	0,091	0,33
Densité : Urbain Très dense Niv. 2	0,182	0	0,15
Densité : Semi-Urbain Niv. 3	0	0	–
Densité : Semi-Urbain Niv. 4	0,091	0	0,33
Densité : Peu dense (50k–700k)	0,273	0,364	0,67
Densité : Peu dense (Paris +700k)	0,273	0,364	0,67
Densité : Peu dense hors AAV	0,091	0,182	0,56
Densité : Peu dense <50k hab.	0,091	0	0,33

Note : Echantillon des 11 TZCLD de la vague 1. Les variables non comprises entre 0 et 1 ont été normalisées de la façon suivante : $x_{\text{rescaled}} = \frac{x - \min(x)}{\max(x) - \min(x)}$. Les lignes sont en gras quand les différences entre territoires traités et témoins sont significatives.

TABLEAU A2 – Tableau de balance entre individus traités et témoins - vague 1

Variable	Traité	Témoin	p-value
% de femmes	0,525	0,554	0,47
% de non français	0,259	0,105	0,00
Expérience dans le ROME recherché, années	3,593	10,405	0,00
Temps partiel recherché	0,207	0,134	0,02
Salaire horaire brut recherché	9,054	10,085	0,00
Age moyen	40,793	54,269	0,00
Expérience dans le marché du travail, années	23,5	37,2	0,00
Somme totale d'allocations chômage perçues	5082,8	1959,6	0,00
Nombre de demandes auprès de France Travail	2,3	1,4	0,00
Nombre moyen de contrats par mois	0,30	0,05	0,00
Nombre de mois sans contrat	18,21	22,99	0,00
Nombre de mois avec un seul contrat	4,97	0,82	0,00
Nombre de mois avec plusieurs contrats	0,82	0,19	0,00
Somme totale du salaire perçu	7024,4	1361,2	0,00
Somme de RSA perçu	3188,9	263,9	0,00
Somme de PA perçu	1379,3	193,8	0,00
Somme de AAH perçu	547,7	71,0	0,02
Total minima sociaux	5115,9	528,7	0,00
Nombre de mois avec RSA	5,9	0,5	0,00
Nombre de mois avec AAH	0,71	0,08	0,01
Nombre de mois avec PA	6,17	0,75	0,00
Ménage : Homme marié, sans enfant.s	0,02	0,08	0,00
Ménage : Femme mariée, sans enfant.s	0,049	0,108	0,01
Ménage : Homme seul, avec enfant.s	0,043	0,003	0,00
Ménage : Homme seul, sans enfant	0,295	0,236	0,10
Ménage : Femme seule, sans enfant	0,121	0,108	0,61
Ménage : Homme marié, avec enfant.s	0,118	0,125	0,80
Ménage : Femme mariée, avec enfant.s	0,226	0,174	0,11
Ménage : Femme seule, avec enfant.s	0,128	0,164	0,21
Mobilité recherchée : ≤ 15 min	0,2	0,193	0,84
Mobilité recherchée : 15-30 min	0,495	0,59	0,02
Mobilité recherchée : 30 min-1h	0,298	0,213	0,02
Contrat recherché : CDI	0,918	0,833	0,00
Contrat recherché : CDD	0,075	0,161	0,00
Niveau d'études : Certificat d'études primaires	0,023	0,01	0,20
Niveau d'études : Brevet des collèges	0,026	0,023	0,79
Niveau d'études : CAP / BEP	0,033	0,02	0,31
Niveau d'études : Bac	0,164	0,167	0,91
Niveau d'études : Bac + 2	0,403	0,439	0,37

Note : Echantillon de 2942 individus issus des 46 TZCLD traités et des 46 territoires témoins de la vague 2. Les lignes sont en gras quand les différences entre territoires traités et témoins sont significatives. Certaines catégories ont été exclues car elles représentaient peu de personnes.

TABLEAU A3 – Hétérogénéité du traitement selon le sexe, l'âge et la composition familiale
- vague 2

Groupe	Effet sur le salaire	Effet sur l'emploi
Sexe		
Homme	1127*** (39,54)	0,737*** (0,0181)
Femme	1034*** (37,53)	0,735*** (0,0145)
Âge		
0 à 25 ans	1187*** (72,18)	0,727*** (0,0450)
25 à 55 ans	1087*** (33,87)	0,740*** (0,0137)
Plus de 55 ans	1030*** (52,73)	0,727*** (0,0230)
Composition familiale		
Seul sans enfant	1085*** (43,92)	0,730*** (0,0228)
Seul avec enfant	1084*** (38,31)	0,745*** (0,0195)
Couple sans enfant	1040*** (56,73)	0,707*** (0,0215)
Couple avec enfant	1067*** (31,85)	0,746*** (0,0129)

Note : Les coefficients sont les effets estimés du traitement. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

TABLEAU A4 – Hétérogénéité du traitement selon le sexe interagissant avec la composition familiale - vague 2

Groupe	Effet sur le salaire	Effet sur l'emploi
Sexe * Composition familiale		
Homme Seul sans enfant	1026*** (47,18)	0,730*** (0,0271)
Homme Seul avec enfant	1177*** (58,98)	0,745*** (0,0248)
Homme en Couple sans enfant	1189*** (116,8)	0,707*** (0,0389)
Homme en Couple avec enfant	1086*** (48,96)	0,746*** (0,0232)
Femme Seule sans enfant	1011*** (53,77)	0,720*** (0,0275)
Femme Seule avec enfant	1057*** (44,15)	0,724*** (0,0239)
Femme en Couple sans enfant	949,3*** (79,83)	0,708*** (0,039)
Femme en Couple avec enfant	1057*** (44,15)	0,763*** (0,0171)

Note : Les coefficients sont les effets estimés du traitement. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

TABLEAU A5 – Hétérogénéité du traitement selon le sexe interagit avec l'âge - vague 2

Groupe	Effet sur le salaire	Effet sur l'emploi
Sexe * Age		
Homme de 0 à 25 ans	1200*** (94,03)	0,717*** (0,0622)
Homme de 25 à 55 ans	1119*** (44,49)	0,733*** (0,0215)
Homme de Plus de 55 ans	1136*** (64,73)	0,750*** (0,0301)
Femme de 0 à 25 ans	1168*** (74,88)	0,726*** (0,0498)
Femme de 25 à 55 ans	1064*** (36,21)	0,744*** (0,0149)
Femme de Plus de 55 ans	927,7*** (61,70)	0,705*** (0,0332)

Note : Les coefficients sont les effets estimés du traitement. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

TABLEAU A6 – Hétérogénéité du traitement selon l'urbanité - vague 2

Groupe	Effet sur le salaire	Effet sur l'emploi
Niveau d'urbanité du territoire		
Très dense	1138*** (34,44)	0,762*** (0,0170)
Densité intermédiaire	1055*** (66,93)	0,715*** (0,0206)
Faible densité (rural)	1004*** (37,79)	0,727*** (0,0278)

Note : Les coefficients sont les effets estimés du traitement. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

TABLEAU A7 – Statistiques descriptives des bénéficiaires de l’ETZCLD et de populations de références

	Bénéficiaires de l’ETZCLD - vague 2	PPDE
% de non français	0,180	0,181
Temps partiel recherché	0,211	0,177
Salaire horaire brut recherché	24,6	25,9
Age moyen	46,5	49,3
Expérience sur le marché du travail, années	28,4	31,2
Somme totale d’allocations chômage perçues	5 782,1	6 356,1
Nombre de demandes auprès de France Travail	2,8	2,2
Nombre moyen de contrats par mois	0,25	0,10
Nombre de mois sans contrat	19,7	22,2
Nombre de mois avec un seul contrat	3,479	1,560
Nombre de mois avec plusieurs contrats	0,817	0,268
Somme totale du salaire perçu	4 771,4	2 276,0
Somme de RSA perçu	4 055,9	2 427,2
Somme de PA perçu	958,4	584,3
Somme de AAH perçu	1 254,7	1 062,2
Somme de CAAH perçu	44,2	22,6
Total minima sociaux	6 313,2	4 096,3
Nombre de mois avec RSA	7,807	4,702
Nombre de mois avec AAH	1,700	1,495
Nombre de mois avec PA	4,640	2,896
Mobilité recherchée : ≤ 15 min	0,198	0,177
Mobilité recherchée : (15 -30 min)	0,525	0,520
Mobilité recherchée : (30 min -1 h)	0,256	0,271
Contrat recherché : CDI	0,892	0,897
Contrat recherché : CDD	0,101	0,088
Ménage : Homme seul, sans enfant	0,266	0,195
Ménage : Femme seule, sans enfant	0,152	0,119
Ménage : Homme marié, sans enfant	0,031	0,062
Ménage : Femme mariée, sans enfant	0,051	0,077
Ménage : Homme marié, avec enfant.s	0,101	0,143
Ménage : Femme mariée, avec enfant.s	0,196	0,202
Ménage : Homme seul, avec enfant.s	0,046	0,049
Ménage : Femme seule, avec enfant.s	0,157	0,152
Niveau d’études : Certificat d’études primaires	0,041	0,044
Niveau d’études : Brevet des collèges	0,074	0,067
Niveau d’études : CAP/BEP	0,375	0,360
Niveau d’études : Bac	0,188	0,180
Niveau d’études : Bac+2	0,097	0,102
Nombres d’individus uniques	1 471	20 247

Sources : MiDAS (2024 T2). Champ : France entière, incluant les territoires d’outre-mer. Les individus uniques sont identifiés dans la base MiDAS via les fichiers DE-FHS et MMO-DSN. Les variables sont mesurées en moyenne entre 2019 et 2021. Certaines catégories ont été exclues car elles représentaient peu de personnes.