

---

**L'expérimentation "Territoires Zéro Chômeurs de Longue Durée"  
et l'enquête "Qualité de Vie dans les Territoires"  
L'introduction d'une variable endogène inobservable modifie-t-elle les résultats ?**

*Félix BONNETÊTE (\*)*

(\*) Dares, Sous-direction Suivi et Évaluation des Politiques de l'Emploi et de la Formation Professionnelle

felix.bonnetete@travail.gouv.fr

**Mots-clés.** : Évaluation, Enquête, Matching, Tests de robustesse.

**Domaines.** 7. Évaluation des Politiques Publiques, 8. Algorithmes.

---

## Résumé

Entrée en vigueur en janvier 2017 dans dix territoires de France métropolitaine, l'expérimentation « Territoires Zéro Chômeurs de Longue Durée » (expérimentation TZCLD ou ETZCLD) se donne pour objectifs d'éradiquer le chômage de longue durée en embauchant en CDI dans des structures dédiées (entreprises à but d'emploi, EBE) d'anciennes personnes privées durablement d'emploi (dénommées ci-après PPDE ou « bénéficiaires »).

La Dares, pour le compte du comité scientifique chargé de l'évaluation de cette expérimentation, a mené l'enquête « Qualité de vie dans les territoires » (QVT) en deux vagues sur les dix territoires pilotes de l'expérimentation et des territoires témoins qu'elle a sélectionnés afin de déterminer l'impact de l'expérimentation sur les bénéficiaires.

L'estimation de plusieurs modèles d'appariements sur score de propension a fait ressortir un effet positif de l'expérimentation sur l'insertion en emploi des bénéficiaires (+36,8 points) ainsi que sur leur santé (+9,0 points) et leur bien-être (jusqu'à +17,2 points), par comparaison à des faux-jumeaux constitués de personnes éligibles (individus présentant des caractéristiques susceptibles de les rendre éligibles à une embauche en EBE) dans des territoires témoins.

La crédibilité de ces résultats dépend très fortement de la validité de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle : une fois que toutes les variables de contrôle observables possible ont été utilisées lors du calcul du score de propension, la sélection dans le traitement ne dépend pas des résultats attendus de ce dernier pour un individu donné. Ici, on cherche à tester la robustesse des résultats présentés plus haut en introduisant de manière artificielle une variable inobservable et on détermine dans quelle mesure sa prise en compte modifie les résultats des matchings.

Dans le cadre de l'évaluation de l'expérimentation TZCLD, un exemple d'une telle variable inobservée serait la motivation des individus comparés dans l'évaluation : elle serait corrélée positivement avec le fait d'être bénéficiaire, car cette caractéristique est déterminante dans l'entrée dans l'expérimentation et elle a de bonnes chances d'être corrélée positivement avec le fait d'être employé (ici la variable d'intérêt) : on peut supposer que toutes choses égales par ailleurs, le fait d'être motivé accroît les chances d'accéder à un emploi.

Un algorithme est implémenté pour simuler cette variable inobservable selon différents niveaux de corrélation avec la probabilité d'entrée dans le dispositif d'une part, et celle d'accéder à un emploi d'autre part.

Pour la variable « être en emploi », les conclusions sont les suivantes : plus l'intensité de la corrélation entre le fait d'être un bénéficiaire et l'inobservable (facteur  $x$ ) et celle entre le fait d'être en emploi et l'inobservable (facteur  $y$ ) augmentent, plus la valeur du coefficient diminue. Ainsi, on réduit la valeur du coefficient initialement calculé en lui retirant la part liée à l'inobservable ici introduite. Cependant, ce coefficient semble finir par atteindre un palier. En outre, quelle que soit l'ampleur de la corrélation entre l'inobservable et le fait d'être bénéficiaire et/ou d'être en emploi, les coefficients sont toujours significatifs à 10 %. Ceci peut laisser penser que l'introduction d'une variable inobservable ne discrédite pas la validité globale des résultats sur l'emploi.

Le même travail a été effectué mais cette fois-ci en choisissant une variable de bien-être (« ne pas avoir de mal à se concentrer ») comme variable d'intérêt. L'effet observé est moins net : au fur et à mesure que les niveaux de corrélation augmentent, le coefficient diminue plus vite et les intervalles de confiance deviennent non significatifs plus rapidement. Cependant, un effet positif et significatif à 10 % est toujours observé pour des niveaux de corrélation élevés, l'analyse ne semble donc pas perturbée outre mesure par l'introduction d'une inobservable.

## Abstract

The "Territoires Zéro Chômeurs de Longue Durée" experiment aims to eradicate long-term unemployment by offering long time unemployed people long time jobs paid at the minimum wage. In order to evaluate this experiment, the Dares has launched the "Qualité de vie dans les territoires" survey. A propensity score matching model is implemented in order to evaluate the impact of the program on individuals living standards and well-fare. This showed a positive effect on job placement and less difficulty concentrating. In order to test the robustness of these, an unobservable endogenous variable is simulated several times and taken into account in the calculation of the propensity score. The aim is to verify the credibility of one of the fundamental identification hypotheses of a matching : the hypothesis of conditional independence of treatment. It appears that taking this new variable into account has a very limited impact on the results on employment but a more important effect on the results on well-being.

## 1 Introduction

Entrée en vigueur en janvier 2017 sur dix territoires et initialement issue d'un projet porté par l'association ATD Quart-Monde, l'expérimentation "Territoires Zéro Chômeurs de Longue Durée" (expérimentation TZCLD ou ETZCLD) a pour objectif d'éradiquer le chômage de longue durée sur ses territoires de déploiement en proposant aux personnes privées durablement d'emploi (PPDE, ou « bénéficiaires » ci-après) un travail rémunéré au SMIC. Au sein de structures dédiées spécialement à l'expérimentation, les entreprises à but d'emploi (EBE), les activités proposées doivent s'appuyer sur les compétences et les souhaits des salariés ainsi recrutés tout en étant socialement utiles au territoire et sans concurrencer les activités économiques préexistantes.

Le modèle d'ETZCLD repose ainsi sur trois hypothèses complémentaires :

- 1) "Personne n'est inemployable" : les PPDE ont des savoir-faire et des compétences potentiellement mobilisables dans tout un ensemble d'activités.
- 2) "Ce n'est pas le travail qui manque" : si un pays comme la France se caractérise par un niveau important de chômage, y compris de longue durée, il s'avère dans le même temps que de nombreux besoins de la société ne sont pas couverts.
- 3) "Ce n'est pas l'argent qui manque" : la collectivité consacre de nombreuses dépenses au traitement du chômage de longue durée, elle pâtit également d'un manque à gagner (impôts et cotisations sociales non perçus) et doit supporter des coûts induits (en lien avec les conséquences sociales du chômage).

La loi n° 2016-231 du 29 février 2016, qui vise à préciser les modalités d'application de l'expérimentation TZCLD dispose qu'un comité scientifique réalise une évaluation de l'expérimentation sur les territoires pilotes. Ceux-ci, au nombre de dix, ont été sélectionnés en novembre 2016 par la ministre en charge du Travail d'alors, Myriam El Khomri. Ruraux ou urbains, ils comptent tous entre 5 000 et 10 000 habitants et vont expérimenter la démarche pendant 5 ans. Dans le détail, ces territoires sont composés de communes ou d'ensemble de communes, de quartiers prioritaires de la politique de la ville (QPV) ou d'îlots regroupés pour l'information statistique (IRIS).

Il est attendu du comité scientifique qu'il "évalue notamment les effets de l'expérimentation sur la situation de l'emploi dans les territoires participants, sur les formations suivies par les personnes ainsi que les conséquences financières pour les collectivités territoriales, les établissements publics de coopération intercommunale et les organismes mentionnés au second alinéa du I du présent article, par comparaison avec les coûts liés au chômage de longue durée". Parmi ces coûts se trouvent par exemple les impôts et cotisations sociales non perçues.

La Dares, qui assure le secrétariat du comité scientifique, s'est chargée de la partie quantitative de l'évaluation. Pour ce faire, elle a mis au point l'enquête statistique « Qualité de Vie dans les Territoires » (QVT), qui a l'originalité d'embarquer directement dans sa conception et son protocole une dimension de comparaison entre des populations plus ou moins exposées à l'expérimentation ainsi que les questions évaluatives au sens large.

C'est cette enquête qui est utilisée pour évaluer l'expérimentation : les personnes qui en bénéficient sont appariées à des faux-jumeaux par le biais d'un matching sur score de propension. La comparaison avec ces individus ainsi constitués permet alors de chiffrer l'impact de l'expérimentation sur les individus l'ayant intégré.

La robustesse de ces résultats dépend très fortement de la validité de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, qui implique qu'une fois que toutes les variables de contrôle observables possible ont été utilisées lors du calcul du score de propension, la sélection dans le traitement ne dépend pas des résultats attendus de ce dernier pour un individu donné. Or les évaluations qualitatives qui ont été menées sur cette expérimentation ont révélé qu'il pouvait justement exister des facteurs inobservables susceptibles d'avoir une influence sur les conclusions de l'évaluation, notamment sur l'emploi. En effet, il est établi qu'une grande partie des individus ayant intégré ETZCLD en premier avaient participé activement à sa construction, en s'employant par exemple à convaincre les partenaires, en animant des réunions de demandeurs d'emploi ou bien en rencontrant des entrepreneurs du territoire. Cette plus grande implication des bénéficiaires dans le projet par rapport à d'autres individus pourrait être considérée comme étant une caractéristique inobservable susceptible d'affecter l'impact de l'expérimentation, dans la mesure où ces personnes ont à cœur la réussite du projet avant même qu'il n'ait commencé. C'est pour cette raison qu'une variable artificielle censée représenter cet aspect est par la suite introduite dans le calcul du score de propension, afin de déterminer dans quelle mesure la prise en compte de ce facteur inobservable est de nature à modifier les résultats.

## 2 Données utilisées

L'enquête QVT est mobilisée pour évaluer l'impact de l'expérimentation TZCLD sur anciennes PPDE. Elle a ceci de particulier qu'elle a été conçue et mise en œuvre dans un but purement évaluatif. Il ne s'agit ni d'exploiter une enquête existante pour évaluer ETZCLD ni de proposer une enquête dont le but premier serait de décrire les populations ou les territoires expérimentaux avec une précision maximale mais bien de concevoir une enquête dont l'objectif final sera de permettre l'évaluation la plus pertinente de l'expérimentation.

Cette enquête a donc pour objectifs d'analyser les trajectoires professionnelles et sociales des bénéficiaires (individus recrutés en EBE) et de mesurer l'impact du dispositif sur celles-ci en les comparant à une population témoin, pas seulement sur l'emploi mais également en termes de bien-être, de santé et lien social, car il s'agit là d'aspects sur lesquels le chômage peut avoir un effet négatif [1]; et d'évaluer l'impact de l'expérimentation sur les territoires concernés, en particulier une éventuelle modification du cadre et de la qualité de vie perçue par les populations.

Elle a été réalisée en France métropolitaine dans les dix territoires pilotes (ou expérimentaux) et dans des territoires similaires (dits témoins) en termes de chômage de longue durée, de niveaux de vie et de caractéristiques sociodémographiques (en niveau et en évolution). Pour chacun des territoires pilotes, plusieurs témoins, non concernés par l'expérimentation, ont été ainsi sélectionnés afin de servir de point de comparaison, à la manière d'une démarche expérimentale. Afin de garantir la robustesse des résultats, la méthode mise en œuvre pour la sélection de ces territoires a pour but d'assurer la plus forte ressemblance possible avec les territoires expérimentaux sur une période antérieure à l'expérimentation, sur la base de différentes variables, notamment relatives à la démographie et aux caractéristiques du marché local de l'emploi.

Pour ce faire, une Analyse en Composantes Principales est menée sur un ensemble de variables permettant de dégager des similarités entre communes, QPV et IRIS : part de demandeurs d'emplois en fin de mois en catégorie A (DEFM A) dans la population de 2012 à 2016, part de DEFM de longue durée dans la population de 2012 à 2016, part des bénéficiaires de contrats aidés 2016 dans la population et son évolution depuis 2012, population en 2014 et son évolution depuis 2009, répartition des niveaux de diplômes, part des actifs occupés travaillant dans la commune, densité de population dans la commune, taux de participation aux élections communales de 2014 et son évolution par rapport à 2008.

Par la suite, ne sont retenues que les variables les plus pertinentes, c'est-à-dire celles qui sont le plus discriminantes entre groupes de territoires, et les territoires témoins sont définis comme ceux qui sont le plus proches des territoires pilotes sur les axes de l'ACP sur la base de ces variables. Enfin, afin d'éviter les effets de contamination de l'expérimentation sur les territoires témoins potentiels (éviter de capter un éventuel effet de l'expérimentation dans les territoires témoins), ceux-ci sont sélectionnés au sein des zones d'emploi ne contenant aucun territoire expérimental. Une fois les territoires témoins sélectionnés, une comparaison entre ceux-ci et les pilotes auxquels ils sont rattachés sur la base de variables sociodémographiques et portant sur le marché de l'emploi atteste de trajectoires très comparables en termes de conjoncture locale sur le marché de l'emploi, ce qui accrédite une stratégie évaluative fondée sur la comparaison de ces deux groupes de territoires.

L'enquête a été menée en deux vagues, afin de permettre un suivi longitudinal des populations et des territoires interrogés. La première vague a eu lieu d'août à novembre 2018 et la deuxième a eu lieu de décembre 2019 à mars 2020 (avant le premier confinement). Du fait de la mise en place rapide de l'expérimentation, la première vague n'a pu avoir lieu qu'après le lancement des premières EBE. Par conséquent, celle-ci ne constitue pas un réel point pré-traitement tel que ce qui serait traditionnellement attendu d'une enquête destinée entre autres à être exploitée pour la mise en place d'un modèle en double différence. Toutefois, du fait de l'inertie en matière de dynamiques d'emploi ou de bien-être inhérentes à de tels dispositifs et de la comparabilité entre les groupes de territoires ex ante, il semble tout de même légitime de les traiter comme tel dans la stratégie évaluative.

Dans les territoires enquêtés, 3 publics différents sont interrogés :

- Les bénéficiaires : il s'agit des anciennes PPDE embauchées dans une EBE au moment de l'enquête. Par définition, ils ne résident que dans des territoires pilotes.
- Les éligibles : il s'agit d'individus qui n'ont pas intégré l'expérimentation TZCLD mais qui présentent des caractéristiques et/ou une situation professionnelle qui les rendraient éligibles à une embauche en EBE. Ces populations sont définies dans les territoires pilotes mais également dans les territoires témoins, dans un but de comparaison entre les deux types de territoire.
- Les résidents : il s'agit de personnes qui n'ont pas intégré l'expérimentation TZCLD et qui ne sont pas non plus éligibles à une embauche. Cependant, compte tenu de la nature socialement utile des activités que visent à mettre en place les EBE, ces populations pourraient bénéficier des retombées positives de l'expérimentation à l'échelle des territoires expérimentaux dans leur ensemble.

Différencier ces sous-populations permettra ainsi de mettre en évidence un éventuel effet indirect de l'expérimentation sur des personnes qu'elle ne concerne pas directement. La collecte des réponses, confiée à l'institut de sondages BVA, inclut notamment les démarches suivantes : contact et éventuellement relance des personnes interrogées (par courrier, mail ou SMS), création d'une plateforme web permettant aux enquêtés de répondre par Internet et d'un numéro vert permettant aux enquêtés de répondre par téléphone, amélioration de la qualité des informations de contacts contenues dans les bases de sondage, mise au point d'un bilan de collecte. Après avoir reçu un courrier, mail ou SMS avis, les enquêtés pouvaient répondre de deux manières : soit par Internet en se rendant sur la plateforme web dédiée à l'enquête, soit par téléphone. L'enquête est passé au comité du Label et a obtenu le caractère obligatoire de réponse pour chacune des vagues d'interrogation.

### 3 Méthodologie utilisée et résultats

#### 3.1 Implémentation d'un modèle de matching et d'un algorithme de simulation d'une variable inobservable

Afin d'évaluer l'impact de l'expérimentation TZCLD sur les individus salariés des EBE, un modèle de matching est mis en œuvre afin de comparer les bénéficiaires à des individus témoins leur ressemblant sur la base des variables utilisées dans le calcul du score de propension [2] et dont on suppose qu'ils auraient été dans la même situation que les bénéficiaires si ceux-ci n'avaient pas été embauchés dans une EBE. En substance, il s'agit donc de déterminer l'effet de l'expérimentation sur les bénéficiaires en les comparant à des individus contrefactuels d'une situation dans laquelle l'expérimentation ne se serait pas déployée dans leur territoire de résidence.

Le matching consiste ainsi à créer pour chaque bénéficiaire un "faux-jumeau" lui ressemblant sur la base de plusieurs caractéristiques observables, l'hypothèse identifiante du matching étant qu'une fois contrôlé de l'ensemble des variables observables, l'assignement au traitement est aléatoire (indépendance conditionnelle du traitement). Ces faux-jumeaux sont sélectionnés parmi les éligibles témoins : en effet, les éligibles (plutôt que les résidents) sont sélectionnés pour être ceux dont la situation est la plus similaire à celle des bénéficiaires. De plus, le fait de se restreindre aux éligibles témoins plutôt qu'à l'ensemble des éligibles permet d'éviter d'éventuels effets de contamination : les éligibles des territoires pilotes ne sont par définition pas rentrés dans l'expérimentation alors que celle-ci était déployée sur leur territoire de résidence, ils présentent donc des caractéristiques potentiellement inobservables qui ont orienté ce choix et qui pourraient être corrélées à leur trajectoire d'emploi, ce qui invaliderait l'hypothèse identifiante du matching. Par exemple, un éligible pilote peut ne pas être recruté par une EBE car l'expérimentation ne l'a pas priorisé dans la file d'attente compte tenu de caractéristiques inobservables dans les données relatives à sa motivation ou à ses perspectives d'emploi ou de mobilité résidentielle. Selon un mécanisme comparable, sur la base de mêmes caractéristiques inobservables, des mécanismes d'autocensure ont pu conduire un éligible pilote à choisir de ne pas entrer dans l'expérimentation. Ce problème n'existe pas parmi les éligibles témoins qui n'ont de toute façon pas pu accéder à l'expérimentation sur leur territoire de résidence.

Ainsi, l'effet du traitement pour un individu traité  $i$  et l'effet moyen du traitement sur les traités sont définis comme suit :

$$ATT_i = Y_i - \sum_{j \notin T} (p_j Y_j) \text{ et } \widehat{ATT} = \frac{\sum_{i \in T} (w_i ATT_i)}{\sum_i (w_i)}$$

avec :

$ATT_i$  : effet du traitement pour un individu  $i$

$\widehat{ATT}$  : effet moyen du traitement sur les traités

$T$  : ensemble des traités

$Y_i$  : valeur de la variable d'intérêt Y pour un individu i  
 $p_j$  : poids que représente l'individu j dans la constitution du faux-jumeau  
 $w_i$  : poids calé dans l'enquête de l'individu i

Dans le détail, les variables utilisées dans le calcul du score de propension sont les suivantes : l'âge, le sexe, le niveau de diplôme, le territoire de résidence, la taille du foyer, le type de logement dans lequel l'individu habite et les dépenses que celui-ci représente, l'accès à un moyen de transport personnel, la détention du permis de conduire, l'état de santé et la situation de handicap (cf an-nexe E pour plus de détails sur la manière dont ces variables ont été spécifiées).

L'analyse des trajectoires des bénéficiaires et de leurs faux jumeaux selon plusieurs variables d'intérêt permet alors de comparer leurs situations en termes de santé, de bien-être et de perspectives professionnelles. Le modèle de matching implémenté ici se focalise sur les bénéficiaires et les éligibles témoins ayant répondu lors des deux vagues d'enquêtes : les faux-jumeaux sont constitués sur la base de variables de vague 1, et ils sont comparés aux bénéficiaires via l'étude de variables d'intérêt de vague 2.

Plus précisément, la méthodologie utilisée pour la mise en œuvre du matching se déroule de la manière suivante : les bénéficiaires sont appariés aux éligibles témoins via un score de propension. Celui-ci est calculé grâce à une régression logistique (modèle logit) afin d'estimer, pour chaque individu, la probabilité d'être un bénéficiaire, compte tenu de caractéristiques sociodémographiques propres (âge, sexe, taille du foyer, niveau de diplôme, lieu de résidence) mais également sur la base d'autres réponses à l'enquête (état de santé, situation de handicap ou non, être titulaire du permis de conduire ou non, importance des dépenses de logement ressenties dans le budget). Chaque bénéficiaire se voit ainsi apparié à un faux-jumeau construit comme la moyenne d'individus sélectionnés parmi les éligibles témoins. La construction des faux-jumeaux est réalisée via la méthode de kernel : pour chaque éligible témoin est attribué un poids d'autant plus grand que son score de propension est proche de celui du bénéficiaire dont il est le faux-jumeau. Ainsi, à chaque bénéficiaire est attribué un faux-jumeau synthétique correspondant à l'ensemble des éligibles témoins pondérés en fonction de leur proximité sur la base des variables retenues pour l'appariement.

Par la suite, afin de déterminer quel a été l'effet de l'expérimentation TZCLD sur les bénéficiaires, des différences de moyennes entre bénéficiaires et faux-jumeaux sont calculées sur une sélection de variables d'intérêt. Les bénéficiaires sont pondérés par leur poids calé dans l'enquête et les faux-jumeaux avec le poids calé dans l'enquête des bénéficiaires auxquels ils sont rattachés. Ceci permet d'aboutir à des coefficients, dont la significativité est testée par T-tests. L'analyse de ceux-ci permet ainsi de conclure à un écart de probabilités **d'être en emploi de 36,8 points** en faveur des bénéficiaires par rapport à leurs faux-jumeaux et à un écart de probabilités **de ne pas éprouver de difficultés à se concentrer de 17,2 points** en faveur des bénéficiaires par rapport à leurs faux-jumeaux. Cette dernière variable est celle pour laquelle l'effet de l'expérimentation ressortait le plus fortement pour les bénéficiaires comparés à leurs faux-jumeaux parmi tous les éléments ayant trait au bien-être.

Ensuite, le but est de vérifier la crédibilité de ces résultats, qui dépend très fortement de la validité de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle : une fois que toutes les variables de contrôle observables possible ont été utilisées lors du calcul du score de propension, la sélection dans le traitement ne dépend pas des résultats attendus de ce dernier pour un individu donné. Ici, on cherche à tester la robustesse des résultats présentés plus haut en introduisant de manière artificielle une variable inobservable et on détermine dans quelle mesure sa prise en compte modifie les résultats des matchings. Cette hypothèse d'indépendance conditionnelle du traitement pourrait s'apparenter, pour simplifier, à dire que, une fois conditionnée par les variables de contrôle observables, l'entrée dans le traitement est aléatoire. Il ne resterait alors pas d'inobservables qui expliqueraient que l'individu soit bénéficiaire ou éligible témoin. On cherche ainsi à tester la robustesse des résultats sur l'emploi et la difficulté à se concentrer en introduisant de manière artificielle une variable inobservable et on détermine dans quelle mesure sa prise en compte modifie les résultats des matchings (méthode inspirée de précédents travaux, [3]). Il s'agit donc de créer une variable corrélée à la fois avec le **traitement** (ici, le fait d'être un bénéficiaire) et avec **une variable d'intérêt** (dans ce qui va suivre : le fait d'être en emploi et le fait de ne pas éprouver de difficultés de concentration), qui fera partie des variables utilisées dans le calcul du score de propension. Cette variable ainsi créée pourrait par exemple s'apparenter à l'éloignement géographique à l'emploi : ciblé par les porteurs du projet TZCLD comme un facteur de privation d'emploi, cette variable serait alors corrélée positivement avec le fait d'être un bénéficiaire et négativement avec le fait d'être en emploi (l'une des deux variables d'intérêt considérées).

Toutefois, nous faisons ici le choix de créer artificiellement une variable corrélée positivement avec le fait d'être bénéficiaire et avec la variable d'intérêt. On pourrait alors supposer que cette variable puisse être la motivation de l'individu : plus celui-ci est motivé plus il cherchera à trouver un emploi, ce qui augmente ses chances de prendre connaissance de l'expérimentation et donc de l'intégrer ; plus il est motivé plus grandes sont ses chances de retrouver un emploi ou de ne pas éprouver de difficultés de concentration par ailleurs. Le choix de créer une telle variable de sorte à se rapprocher de cette notion de motivation est important : il s'agit en effet d'une caractéristique des bénéficiaires que les études monographiques avaient identifié comme déterminante lors du recrutement.

Comme dit précédemment, les faux-jumeaux des bénéficiaires seront constitués à partir des éligibles témoins

uniquement. Dans le détail, il s'agit de créer une variable binaire de plus en plus corrélée simultanément au traitement et à la variable expliquée. Pour chaque niveau de corrélation simulé, l'estimation est implémentée en incluant cette variable dans le score de propension et les bénéficiaires sont comparés à leurs faux-jumeaux. Le protocole de création et de prise en compte de cette variable inobservable ainsi qu'une illustration fictive sont proposées ci-après :

### Algorithme

Étape 1 (répétée 36 fois) : sélection d'un couple de facteurs multiplicatifs  $(x;y)$ .

Étape 2 (répétée 120 fois) : pour un couple  $(x;y)$  donné, création d'une variable *seuil* égale à 0,8.

- si l'individu n'est pas bénéficiaire alors  $seuil = \frac{seuil}{x}$ , sinon  $seuil = seuil$  ;

- si l'individu n'est pas en emploi alors  $seuil = \frac{seuil}{y}$ , sinon  $seuil = seuil$ .

Création d'une variable  $u$  suivant une loi uniforme entre 0 et 1.

Création de la variable inobservable *inobs* de manière binaire : si  $seuil > u$  alors  $inobs = 1$ , sinon  $inobs = 0$ .

Calcul du score de propension sur la base des variables de contrôle (incluant *inobs*) et matching.

Calcul de la différence pondérée moyenne entre bénéficiaires et faux-jumeaux sur la variable d'intérêt.

Étape 3 (répétée 36 fois) : pour un couple  $(x;y)$  donné et sur la base des 120 différences pondérées moyennes calculées précédemment, calcul d'un coefficient moyen et de l'intervalle de confiance à 90 % associé.

### Exemple fictif

$(x;y) = (4;2)$ .

$seuil = 0,8$ .

Individu	Valeur de <i>seuil</i> après calcul	Valeur de <i>inobs</i> avec $u=0,3$	Valeur de <i>inobs</i> avec $u=0,6$
Bénéficiaire en emploi	0,8	1	1
Bénéficiaire pas en emploi	0,4	1	0
Eligible témoin en emploi	0,2	0	0
Eligible témoin pas en emploi	0,1	0	0

## 3.2 Impact de l'introduction d'une variable inobservable endogène simulée

En commençant par le fait d'être en emploi, la manière dont les résultats varient selon la corrélation entre la variable simulée et le traitement d'une part, et la variable simulée et la variable d'intérêt d'autre part est détaillée ici.

TABLE 1 – Différence entre bénéficiaires et faux-jumeaux de l'estimation 2 de la probabilité d'être en emploi suite à l'introduction d'une inobservable

<b>Facteur <math>x</math></b> \ <b>Facteur <math>y</math></b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b>1</b>	0,37 [0,36 ; 0,37]	0,32 [0,30 ; 0,35]	0,29 [0,25 ; 0,32]	0,26 [0,22 ; 0,30]	0,25 [0,21 ; 0,29]	0,24 [0,20 ; 0,28]
<b>2</b>	0,37 [0,35 ; 0,39]	0,28 [0,25 ; 0,31]	0,24 [0,20 ; 0,28]	0,21 [0,17 ; 0,25]	0,2 [0,16 ; 0,23]	0,18 [0,14 ; 0,22]
<b>3</b>	0,37 [0,33 ; 0,40]	0,27 [0,23 ; 0,31]	0,23 [0,18 ; 0,27]	0,20 [0,15 ; 0,24]	0,18 [0,14 ; 0,23]	0,17 [0,13 ; 0,21]
<b>4</b>	0,36 [0,32 ; 0,40]	0,26 [0,22 ; 0,31]	0,22 [0,18 ; 0,27]	0,19 [0,15 ; 0,24]	0,18 [0,13 ; 0,22]	0,17 [0,12 ; 0,21]
<b>5</b>	0,36 [0,31 ; 0,41]	0,26 [0,21 ; 0,31]	0,22 [0,17 ; 0,26]	0,19 [0,14 ; 0,23]	0,17 [0,12 ; 0,22]	0,16 [0,11 ; 0,21]
<b>6</b>	0,36 [0,30 ; 0,41]	0,26 [0,21 ; 0,32]	0,22 [0,16 ; 0,27]	0,19 [0,14 ; 0,24]	0,17 [0,12 ; 0,22]	0,16 [0,12 ; 0,21]

*Note de lecture* : pour un couple de facteurs (6 ; 6), après 120 simulations la différence moyenne pondérée de la probabilité d'être en emploi est de 0,16 en faveur des bénéficiaires par rapport à leurs faux-jumeaux. L'intervalle de confiance à 90 % correspondant est de [0,12 ; 0,21].

*Note* :  $x$  donne la valeur par laquelle est divisée la variable *seuil* lorsque l'individu n'est pas bénéficiaire.  $y$  donne la valeur par laquelle est divisée la variable *seuil* lorsque l'individu n'est pas en emploi. Dans le tableau se trouvent, pour chaque couples ( $x$ ;  $y$ ), le coefficient et l'intervalle de confiance à 90 % associés.

*Champ* : bénéficiaires et éligibles témoins ayant répondu en vague 1 et en vague 2.

*Source* : Enquête QVT, traitements Dares.

Plus l'intensité de la corrélation entre le fait d'être un bénéficiaire et l'inobservable (facteur  $x$ ) et celle entre le fait d'être en emploi et l'inobservable (facteur  $y$ ) augmentent, plus la valeur du coefficient diminue. Ainsi, on réduit la valeur du coefficient initialement calculé en lui retirant la part liée à l'inobservable ici introduite. Cependant, ce coefficient semble finir par atteindre un palier. En outre, peu importe l'ampleur de la corrélation entre l'inobservable et le fait d'être bénéficiaire et/ou d'être en emploi, les coefficients sont toujours significatifs à 10 %. Ceci peut laisser penser que l'introduction d'une variable inobservable n'a que peu d'effet sur le résultat final. Une autre manière de présenter ce résultat serait de dire que **peu importe le différentiel de motivation existant entre bénéficiaires et éligibles témoins, celui-ci n'est pas de nature à décrédibiliser la validité globale des résultats sur l'emploi.**

Le même travail a été effectué mais cette fois-ci en choisissant une variable de bien-être (« ne pas avoir de mal à se concentrer ») comme variable d'intérêt. Les résultats sont présentés dans le tableau 2 :

TABLE 2 – Différence entre bénéficiaires et faux-jumeaux de l'estimation 2 de la probabilité de ne pas avoir de mal à se concentrer suite à l'introduction d'une inobservable

Facteur $x$ \ Facteur $y$	1	2	3	4	5	6
1	0,17 [0,17 ; 0,18]	0,16 [0,13 ; 0,18]	0,14 [0,12 ; 0,17]	0,14 [0,11 ; 0,17]	0,13 [0,10 ; 0,16]	0,13 [0,10 ; 0,16]
2	0,17 [0,15 ; 0,19]	0,10 [0,07 ; 0,12]	0,07 [0,05 ; 0,10]	0,06 [0,03 ; 0,09]	0,05 [0,02 ; 0,08]	0,05 [0,02 ; 0,08]
3	0,17 [0,14 ; 0,20]	0,09 [0,06 ; 0,12]	0,06 [0,03 ; 0,09]	0,04 [0,01 ; 0,07]	0,04 [0,01 ; 0,07]	0,03 [0,00 ; 0,06]
4	0,17 [0,13 ; 0,21]	0,08 [0,05 ; 0,12]	0,05 [0,02 ; 0,09]	0,04 [0,00 ; 0,07]	0,03 [0,00 ; 0,06]	0,02 [-0,01 ; 0,05]
5	0,17 [0,13 ; 0,21]	0,08 [0,05 ; 0,12]	0,05 [0,01 ; 0,09]	0,03 [0,00 ; 0,06]	0,02 [-0,01 ; 0,05]	0,01 [-0,02 ; 0,05]
6	0,17 [0,12 ; 0,22]	0,08 [0,04 ; 0,12]	0,05 [0,01 ; 0,09]	0,03 [-0,01 ; 0,06]	0,02 [-0,02 ; 0,05]	0,01 [-0,02 ; 0,04]

*Note de lecture* : pour un couple de facteurs (6 ; 6), après 120 simulations la différence moyenne pondérée de la probabilité d'être en emploi est de 0,01 en faveur des bénéficiaires par rapport à leurs faux-jumeaux. Ce coefficient n'est pas significatif cependant, car l'intervalle de confiance à 90 % correspondant est de [-0,02 ; 0,04].

*Note* :  $x$  donne la valeur par laquelle est divisée la variable *seuil* lorsque l'individu n'est pas bénéficiaire.  $y$  donne la valeur par laquelle est divisée la variable *seuil* lorsque l'individu ne déclare pas avoir du mal à se concentrer. Dans le tableau se trouvent, pour chaque couples ( $x ; y$ ), le coefficient et l'intervalle de confiance à 90 % associés.

*Champ* : bénéficiaires et éligibles témoins ayant répondu en vague 1 et en vague 2.

*Source* : Enquête QVT, traitements Dares.

L'effet observé est ici moins net, puisqu'au fur et à mesure que les niveaux de corrélation augmentent, le coefficient diminue plus vite et les intervalles de confiance deviennent non significatifs plus rapidement. Cependant, un effet positif et significatif à 10 % est toujours observés pour des niveaux de corrélation élevés, l'analyse ne semble donc pas perturbée outre mesure par l'introduction d'une inobservable.

## 4 Conclusions, limites et prolongements

En conclusion, il apparait qu'introduire une variable endogène inobservable simulée (supposée ici être la motivation de l'individu) n'a que peu ou pas d'impact sur les résultats sur l'emploi : même pour des niveaux de corrélation élevés, il existe toujours un effet positif et significatif à 10 % de l'expérimentation sur l'insertion en emploi des bénéficiaires par rapport à leurs faux-jumeaux. C'est en revanche moins le cas pour ce qui est de la difficulté à se concentrer : au fur et à mesure que les niveaux de corrélation augmentent, la différence moyenne entre bénéficiaires et faux-jumeaux diminue plus vite jusqu'à en devenir non significative à 10 %.

D'autre part, d'autres prolongements à cette méthode peuvent être envisagés : de manière triviale tout d'abord, il est possible d'augmenter le nombre de simulations pour chaque couple ( $x ; y$ ) ou d'augmenter le nombre de couples considérés. De plus, le fonctionnement même de l'algorithme de création de la variable endogène pourrait être raffiné, par exemple en se plaçant dans le cas continu plutôt que binaire. Une telle spécification permettrait de tester la robustesse des résultats à différents degrés de motivation plutôt que de se placer dans un cas plus restrictif.

Enfin, plutôt que de se focaliser sur une seule variable de bien-être, il pourrait être pertinent de construire un indicateur de santé mentale à partir de l'ensemble des variables du questionnaire portant sur ce sujet et de comparer les bénéficiaires à leurs faux-jumeaux sur la base de cet indicateur ainsi créé.



## Bibliographie

- [1] Mette C., « Chômage et santé mentale, des liens ambivalents », *Dares Analyses* (67), 2015.
- [2] Givord P., « Méthodes économétriques pour l'évaluation des politiques publiques », *Insee Documents de travail*, 2010.
- [3] Bunel S., Lenoir C., Quantin S., « Evaluation du dispositif Jeune entreprise innovante (JEI), un exemple d'application du modèle d'analyse de sensibilité de Rosenbaum », 2021.