

L'accompagnement et les trajectoires d'insertion des jeunes bénéficiaires d'un contrat d'insertion dans la vie sociale *

Bernard GOMEL[†]

Sabina ISSEHNANE[‡]

François LEGENDRE[§]

30 mai 2012

Résumé

Nous cherchons à évaluer les conséquences d'une intensification de l'accompagnement sur le degré d'insertion professionnelle des jeunes bénéficiaires du Contrat d'insertion dans la vie sociale, un dispositif mis en œuvre dans les missions locales. Les données disponibles proviennent de l'application *Parcours 3* développée pour suivre les jeunes dans ces missions. Cette source est constituée en données de panel. Nous obtenons un impact positif, net et robuste, de l'intensification de l'accompagnement des jeunes sur leur insertion professionnelle.

Mots-clés : Politiques d'emploi, Accompagnement, Trajectoires d'insertion professionnelle, Jeunes en difficultés, Missions locales, Contrat d'insertion dans la vie sociale, Données de panel, *Probit* ordonné.

Nous avons antérieurement montré (cf. GOMEL *et al.*, 2010) qu'un accompagnement plus intense, dans les missions locales, des jeunes bénéficiaires du CIVIS (le contrat d'insertion dans la vie sociale) accélérerait leur insertion professionnelle. Ce résultat est établi à partir de données de gestion des missions locales, issues du système d'information *Parcours 3*. Il n'est toutefois obtenu qu'après la prise en compte de l'hétérogénéité des jeunes vis-à-vis de leur distance à l'emploi. Sans quoi, l'étude de la corrélation simple entre l'intensité de l'accompagnement d'un jeune suivi en CIVIS et son degré d'insertion professionnelle conduit à se tromper de diagnostic.

Plus le jeune est aidé, moins il parvient à s'insérer professionnellement, c'est en effet ce que l'on observe a priori. Ce lien négatif proviendrait de ce que les conseillers, dans les missions locales, consacrent plus de temps à s'occuper des jeunes les plus éloignés du marché du travail. Des méthodes économétriques avancées sont donc nécessaires pour estimer l'impact de l'intensité de l'accompagnement sur l'insertion des jeunes, en contrôlant de cette plus ou moins grande capacité du jeune à se réinsérer.

Ce travail est ainsi destiné à apprécier la robustesse des résultats précédemment obtenus, au moyen de développements empiriques nouveaux. La distance à l'emploi d'un jeune n'est en

*Nous avons bénéficié, initialement, d'un soutien financier de la DARÉS dans le cadre d'un contrat de recherche réalisé au Centre d'études de l'emploi. Lionel BONNEVIALLE et à Hélène MICHAUDON ont bien voulu partager avec nous leurs connaissances des missions locales et des données de *Parcours 3*; nous les remercions vivement. Merci aussi à Yves LOUPRET, le directeur de la mission locale de TARBES, qui est un spécialiste de l'application *Parcours 3*; celui-ci a bien voulu nous recevoir pour que nous puissions nous former à *Parcours 3*. Nous avons bénéficié des remarques de Sylvie BLASCO sur une version antérieure de ce travail.

[†]CNRS, Centre d'études de l'emploi et TEPP (FR CNRS 3435).

[‡]CÉPN (CNRS et Université PARIS-XIII) et DRÉES.

[§]ÉRUDITE (Université PARIS-EST) et TEPP (FR CNRS 3435).

effet pas directement observable ; elle est donc particulièrement difficile à prendre en compte. Nous avons mis les données issues de *Parcours 3* en panel de sorte à mettre en œuvre les méthodes économétriques disponibles pour ce type de données, permettant de retracer peu ou prou des effets individuels ou temporels non observables.

Il nous faut rapidement, dans un premier point, rappeler le contexte. Nous pointons ensuite qu'il convient de supputer un premier effet Matthieu quant à la sélection des jeunes pour l'entrée dans le dispositif et un second effet (que nous qualifions d'effet Matthieu « de type II ») en matière d'accompagnement une fois que les jeunes sont suivis en CiviS. Nous détaillons, dans un troisième point, notre tactique de « mise en panel » des données issues de *Parcours 3*. Nous présentons, ensuite, des statistiques synthétiques sur les jeunes suivis en CiviS. Dans un cinquième point, nous montrons que l'artéfact redouté est effectivement obtenu dans le modèle qui ne contrôle pas de l'hétérogénéité inter-individuelle des données. Nous discutons en conséquence des différentes façons de prendre en compte cette hétérogénéité pour ce qui a trait au modèle *probit* ordonné. Nous revenons sur la distinction entre dépendance d'état et hétérogénéité inter-individuelle des données. Nous présentons les résultats détaillés de notre modèle préféré. Nous proposons quelques mesures de l'impact d'une intensification de l'accompagnement, en comparant par exemple avec les effets de la crise économique et financière de 2008. Enfin, nous évaluons la robustesse de nos évaluations en considérant des périodes bimestrielles, trimestrielles ou quadrimestrielles. Nous concluons dans un dernier point.

Les missions locales et le CiviS

Nous avons détaillé dans GOMEL *et al.* (2010) le contexte de notre recherche. Les missions locales disposent d'une grande expérience en matière d'accompagnement des jeunes les plus marginalisés sur le marché du travail. C'est plus récemment que l'accompagnement individuel – en particulier sous une forme contractualisée – est devenu un élément structurant de l'intervention des pouvoirs publics pour le retour à l'emploi. Dans le rapport que le Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale consacre à l'insertion des jeunes sans diplôme (CERC, 2008), l'amélioration de la transition école/emploi est promue « *devoir national* ». Des recommandations portent en particulier sur de nouvelles modalités de fonctionnement du CiviS et sur une meilleure articulation avec les emplois aidés. De même, pour les « *jeunes des quartiers populaires* », un rapport du Conseil économique et social place « *l'accompagnement [des] jeunes vers l'emploi* » au premier plan de ses préconisations (SYLLA, 2008). Il est tout aussi significatif de cette évolution que se soit mis en place un « *droit à l'accompagnement* » pour les bénéficiaires du Revenu de solidarité active.

L'accompagnement est ainsi mis en avant comme l'un des moyens pour refonder l'action publique pour l'emploi et le système national de protection sociale. Le rapport du CERC « *Aider au retour à l'emploi* » de 2004 explicite les bases du renouvellement de l'action publique pour l'emploi, suite à un travail de comparaison internationale (CERC, 2004a). Les difficultés de mise en cohérence de l'aide individualisée sont, néanmoins, considérables et souvent sous-évaluées (CÉE, 2005 ; BUREAU et LEYMARIE, 2005 ; BARON et NIVOLLE, 2005 ; GOMEL, 2008). Les travaux économétriques français sur les programmes d'accompagnement vers l'emploi sont récents et encore peu nombreux (BEHAGHEL *et al.*, 2012 ; CRÉPON *et al.*, 2005 ; FOUGÈRE *et al.* ; 2009) à la différence de la littérature internationale qui est beaucoup plus développée.

Depuis 2005, à la suite notamment des émeutes en banlieues, le dispositif « *contrat d'insertion dans la vie sociale* » a été déployé dans les missions locales ; parallèlement, une application informatique à l'époque innovante – *Parcours 3* – a été mise à la disposition des missions locales à des fins de gestion de leur public. Cette application a été développée par la société Micropole-Univers pour le compte joint du Ministère du travail et du Conseil national des missions locales. Cette application (de type *Software as a service*), s'utilisant dans un navigateur, ne

nécessite pour être utilisée qu'une connexion à l'Internet. L'utilisation de *Parcours 3* est ainsi immédiate ; c'est le serveur Web qui assure l'accès aux données de chaque mission – le serveur assure aussi la persistance des données.

Le CIVIS a été mis en place en avril 2005 par le Plan de cohésion sociale. Il prend ainsi le relais du programme TRACE (Trajet d'accès à l'emploi) qui datait de la loi de lutte contre les exclusions de 1998, après un intermède en 2004 causé par le rapide abandon de la première version du CIVIS.

Le CIVIS vise les jeunes de 16 à 25 ans peu ou pas diplômés qui connaissent des difficultés d'insertion professionnelle. Le dispositif est mis en œuvre par le réseau des missions locales et des permanences d'accueil, d'information et d'orientation (PAIO). Chaque jeune est suivi par un conseiller référent. La durée du contrat est d'un an renouvelable.

Le CIVIS a pour objectif d'accompagner les jeunes dans leur projet d'insertion dans l'emploi « durable » (défini comme un CDI ou un CDD de plus de six mois, hors contrats aidés du secteur non marchand). Ce dispositif offre aux jeunes bénéficiaires un accompagnement personnalisé qui comprend des mesures d'orientation, de qualification, d'acquisition d'expérience professionnelle. En améliorant l'autonomie de ces jeunes, le but de ces mesures est de les aider à surmonter les difficultés qu'ils rencontrent à l'embauche.

Le CIVIS se décline en deux versions. D'une part, le CIVIS de droit commun est destiné aux jeunes de niveau V diplômé ou de niveau IV, autrement dit jusqu'au BAC+2 non validé. Il peut être renouvelé pour une durée maximale d'un an si l'objectif n'est pas atteint. D'autre part, le CIVIS renforcé concerne les jeunes de niveau de formation VI, V bis (sans diplôme et 1^e année CAP/BEP) ou VI (2^e année de CAP ou de BEP sans diplôme et classe de seconde ou de première des lycées). Leur accompagnement est renforcé, au sens où ces jeunes doivent être suivis par un référent unique au moyen d'entretiens hebdomadaires, lors du premier trimestre du dispositif, puis mensuel. De plus, le CIVIS renforcé permet à ces jeunes de renouveler leur contrat jusqu'à la réalisation de l'objectif d'insertion professionnelle. Depuis le 15 juin 2006, le CIVIS renforcé a été élargi au niveau V sans diplôme.

Les bénéficiaires de CIVIS peuvent percevoir une allocation d'un faible montant. Lorsqu'ils ne bénéficient pas d'une rémunération au titre d'un emploi ou d'un stage, cette allocation est comprise entre 5 et 10 euros par jour, dans la limite de 900 euros par an¹. Le CIVIS prend fin dès la fin de la période d'essai d'un emploi de plus de six mois ; au plus tard, dès le 26^e anniversaire du bénéficiaire.

Effets Matthieu « de type I » et « de type II »

MERTON, dans un article publié en 1968, détaille les mécanismes par lesquels les chercheurs les plus reconnus parviennent à maintenir leur domination. Il désigne ces effets sous le nom « d'effet Matthieu » en référence à la citation suivante de l'évangile selon saint Matthieu :

Car on donnera à celui qui a, et il sera dans l'abondance, mais à celui qui n'a pas on ôtera même ce qu'il a².

Ce verset se trouve dans la parabole des talents, placé dans la bouche d'un maître qui récompense ses serviteurs les plus capables.

Dans le champ de l'analyse des politiques sociales, l'effet Matthieu désigne l'effet suivant : au sein d'un public éligible à une aide en raison d'un handicap social, l'aide est obtenue par la fraction du public qui en aurait le moins besoin.

Notre connaissance du terrain nous conduit à supputer la présence d'un tel effet Matthieu pour le processus d'admission au CIVIS. Les conseillers dans les missions vont, en quelque

1. Les montants maxima ont été portés à 15 euros par jour et à 1 800 euros par an en 2010.

2. Traduction de Louis SEGOND, source : <http://www.info-bible.org/lsg/40.Matthieu.html>.

sorte, sélectionner les bénéficiaires du Civis ; ils se justifient en rappelant qu'une fraction non négligeable des jeunes suivis dans les missions ne sont pas capables de faire face aux obligations du Civis.

Nous avons aussi observé que les conseillers, dès lors que le jeune est inscrit en Civis, s'efforcent de lui apporter un suivi individualisé ; cet accompagnement est plus intense quand le jeune cumule les handicaps. La réglementation, qui distingue un Civis de droit commun et un Civis renforcé, va dans le même sens.

Nous pouvons donc supputer, pour les jeunes bénéficiaires d'un Civis, la présence d'un effet opposé à l'effet Matthieu habituel. On trouve dans l'évangile selon saint Matthieu la citation suivante :

*Ainsi les derniers seront les premiers, et les premiers seront les derniers*³.

qui illustre l'effet que nous venons de souligner.

Nous nous proposons ainsi de qualifier *d'effet Matthieu « de type I »* l'effet Matthieu tel qu'il est habituellement compris et *d'effet Matthieu « de type II »* l'effet qui conduit à dispenser l'aide sur les bénéficiaires qui en auraient le plus besoin. L'évaluation de l'efficacité des dispositifs d'aide ou d'accompagnement exige de contrôler de ces effets Matthieu (« de type I » ou « de type II »). Notre démarche a consisté à « mettre en panel » les données de gestion issues de *Parcours 3*. Nous pouvons ainsi retracer des caractéristiques non observables des jeunes afin de prendre en compte un effet Matthieu « de type II ».

La « mise en panel » des données de *Parcours 3*

Nous sommes dépositaires de données brutes ; ces données se présentent, en fait, comme les fichiers de sauvegarde de la base de données de *Parcours 3*. Le système de gestion des données de *Parcours 3* est basé sur le modèle relationnel. Nous disposons ainsi d'une sauvegarde « à plat » et « en clair » de chacune des tables de la base de données relationnelle de *Parcours 3*. Les données brutes, sous la forme d'une quarantaine de tables de taille et de caractéristiques très différentes, sont particulièrement volumineuses. La taille de la plus grosse table est de l'ordre de 3 000 mébioctets non compressé ; une table comprend près de 50 millions de lignes ; une autre près de 80 variables. La mobilisation de cette source a requis au préalable le développement d'une application informatique, en C++, afin d'exploiter ces fichiers de sauvegarde.

Ces données de gestion sont structurées autour d'une table *maître* qui regroupe les caractéristiques invariantes de chaque jeune suivi, comme, par exemple, son nom ou sa date de naissance. Des tables satellites permettent de renseigner les événements du parcours du jeune. Par exemple, une table va consigner tous les entretiens individuels dont un jeune bénéficie. Ces données permettraient de reconstruire des trajectoires sous la forme d'une succession d'épisodes de nature différente, à des dates bien déterminées. L'outil économétrique approprié serait alors les modèles de durée pour tenter de retracer la longueur de chaque épisode. Notre démarche est autre ; nous allons « mettre en panel » les données. Nous nous sommes engagés dans cette voie parce que l'économétrie des données de panel nous offre des méthodes mieux établies pour rendre compte de l'hétérogénéité inter-individuelle non observable.

Dans un premier temps, nous retenons le trimestre comme laps de temps pertinent pour conduire l'analyse. Nous construisons, pour chaque individu, un calendrier idiosyncratique : son premier trimestre de suivi est le laps de temps qui s'achève 91¹/₄ jours après la signature de son Civis ; son deuxième trimestre de suivi prend le relais pour une durée égale à 91¹/₄ jours ; etc. Nous avons cependant associé à chaque trimestre de suivi un trimestre « du calendrier » afin de repérer des effets conjoncturels. Le trimestre « du calendrier » est le trimestre dont le

3. Même traduction et même source que la citation précédente.

recouvrement avec le trimestre de suivi idiosyncratique est le plus grand. Par exemple, un trimestre de suivi qui commence le 15 janvier est rattaché au premier trimestre « du calendrier » de l'année ; en revanche, s'il débute le 15 février, il sera rattaché au deuxième trimestre de l'année. Dans un second temps, nous retenons respectivement le bimestre ou le quadrimestre et nous reproduisons l'expérimentation économétrique ; nous disposons ainsi d'un moyen pour apprécier la robustesse des résultats, cf. ci-après.

Le panel ainsi construit n'est pas « cylindré ». Formellement, la grandeur désignée par x et repérée par les indices i et t est définie comme suit :

$$x_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = \underline{t}_i, \dots, \bar{t}_i \quad 1 \leq \underline{t}_i \quad \bar{t}_i \leq T$$

où N est le nombre total de jeunes suivis en CIVIS et où T est le nombre maximum de trimestres « du calendrier ». L'indice t , qui repère la dimension temporelle, ni ne démarre toujours en 1 ni ne s'achève toujours en T . Les individus sont observés pour une période qui est leur est propre. En outre, l'attrition est en partie endogène. Nous reviendrons ci-après sur cette difficulté.

Nous disposons de l'extraction de février 2009. Nous nous sommes cependant rendu compte que les données relatives au quatrième trimestre 2008 ne sont pas toujours bien renseignées, faute d'un recul suffisant. Aussi ne prenons-nous que les trajectoires jusqu'au troisième trimestre 2008. Nous disposons ainsi de plus de 500 000 trajectoires individuelles pour un total de près de 3 millions d'observations.

Les jeunes suivis en CIVIS et leur degré d'insertion professionnelle

Dans GOMEL *et al.* (2010), nous avons présenté une analyse descriptive synthétique des jeunes suivis en CIVIS. Ces jeunes sont pas ou très peu qualifiés. Ils sont nombreux à avoir décohabité : près de la moitié ne vivent plus chez leurs parents. Dans un cas sur cinq, ils sont hébergés de façon précaire : soit ils habitent chez des membres de leur famille soit ils ne disposent pas d'hébergement fixe. Ces jeunes, qui cumulent déjà de nombreux handicaps sociaux, vivent pour un quart d'entre eux dans des quartiers dits sensibles, en zone urbaine sensible ou en zone rurale de revitalisation. Les jeunes en CIVIS renforcé sont plus particulièrement présents en ÎLE-DE-FRANCE, où l'on rencontre une grande partie des zones urbaines sensibles. Les jeunes qui rentrent en CIVIS renforcé sont également souvent issus de l'immigration non européenne. La proportion d'étrangers hors CEE atteint plus de 10 % chez les jeunes qui bénéficient du programme renforcé. Par ailleurs, la proportion d'homme est bien plus importante au sein du programme renforcé que dans le programme classique.

Parcours 3 repère, à l'aide d'une nomenclature très détaillée, les types de situation des jeunes en cours de CIVIS. Nous réutilisons la typologie établie par BONNEVIALLE (2008) qui distingue six degrés d'insertion professionnelle codés de 1 à 6 (cf. la table 1). Cette typologie constitue une mesure ordinaire de l'insertion économique du jeune. À partir des items de *Parcours 3*, nous établissons pour chaque jeune un degré d'insertion professionnelle.

Dans la table 1, nous portons la distribution de ce degré d'insertion professionnelle, en utilisant deux mesures : d'une part, un décompte pur et simple et, d'autre part, un décompte à partir des durées des situations. Le décompte à partir des durées des situations conduit aux constats suivants. Très peu de jeunes sont en inactivité. On voit que les jeunes en CIVIS sont, pour près de la moitié, au chômage. Un peu moins d'un jeune sur cinq est retourné en formation. Enfin, le dernier tiers se répartit, en proportions égales, entre les trois situations d'emploi que nous avons distinguées : « *Contrat aidé ou Formation par alternance* », « *Emploi précaire* » et « *Emploi durable* ».

Le décompte pur et simple aurait conduit à des constats un peu différents. Par exemple, la fréquence de la situation de chômage – la situation majoritaire – se trouve réduite, en passant

TABLE 1: Distribution des degrés d'insertion professionnelle des jeunes suivis en CIVIS

Degré d'insertion professionnelle	Durée	En %.
		Nombre
1 - Inactivité (hors formation)	2,7	2,5
2 - Chômage	47	39
3 - Formation	19	22
4 - Contrat aidé ou Formation par alternance	10	7,2
5 - Emploi précaire	11	16
6 - Emploi durable	11	14
Total	100	100

Source : *Parcours 3* (Conseil national des Missions locales), extraction de février 2009.

Lecture : La situation « *Inactivité (hors formation)* » représente 2,7% des situations, quand les situations sont mesurées par leur durée ; elle représente, en nombre, 2,5% des situations.

de 47% à 39% : la durée moyenne des épisodes de chômage est donc supérieure à la durée moyenne de l'ensemble des épisodes. Par contre, les épisodes d'emploi précaire ou durable sont en moyenne plus courts que les autres épisodes.

Pour constituer les données en panel, il nous faut arrêter une règle afin de déterminer le degré d'insertion professionnelle du jeune au cours de ses trimestres de suivi consécutifs. Nous retenons le degré d'insertion dominant dans le trimestre, c'est-à-dire la situation dont la durée cumulée au cours de la période est la plus longue. C'est à partir de ce degré d'insertion professionnelle dominant au cours du trimestre que nous étudions les trajectoires des jeunes suivis en CIVIS.

TABLE 2: Distribution des degrés d'insertion professionnelle par trimestre de suivi

Trim. de suivi	Degré d'insertion professionnelle						Total	Nombre	%
	1	2	3	4	5	6			
1	1,9	55	21	6,1	8,5	7,3	100	680 944	25
2	2,3	41	25	9,5	12	11	100	605 930	22
3	2,9	37	23	11	13	13	100	504 367	18
4	3,4	36	22	11	14	14	100	422 093	15
5	3,4	33	21	13	15	15	100	168 353	6,1
6	3,5	32	21	13	15	16	100	133 082	4,8
7	3,6	32	19	13	16	16	100	109 440	4,0
8	3,9	32	18	13	16	16	100	90 274	3,3
9 et plus	5,2	35	17	11	16	16	100	38 914	1,4
Total	2,7	41	22	9,8	12	12	100	2 753 397	100

Source : *Parcours 3* (Conseil national des Missions locales), extraction de février 2009.

Lecture : les jeunes dont le degré d'insertion professionnelle est codé par 1 (pour « *inactivité hors formation* ») représentent 1,9% des jeunes qui sont suivis pour la première fois ; les premiers trimestres de suivi sont au nombre total de 680 944, ils représentent 25% du total des trimestres de suivi.

La table 2 offre une première caractérisation du processus d'insertion des jeunes en CIVIS. Cette table donne, par trimestre de suivi, la répartition du degré d'insertion professionnelle. On voit ainsi que la proportion de jeunes dans l'emploi durable – codé 6 dans la table – double au bout d'une année, en passant de 7,3% (premier trimestre de suivi) à 14%. Corrélativement, la proportion de jeunes au chômage – codé 1 – diminue de 55% à 36%. Ces chiffres

ne sont cependant pas corrigés de l'attrition – dont on mesure l'ampleur au premier ordre⁴ en constatant que le nombre de trimestres/jeune passe de 681 000 le premier trimestre à 422 000 le quatrième trimestre (voir l'avant dernière colonne de la table 2).

Cette attrition n'est pas complètement due au hasard, elle comporte une partie systématique. Un jeune peut quitter le Civis prématurément parce qu'il a trouvé un emploi durable ; un jeune peut aussi être exclu du dispositif s'il ne s'oblige pas à respecter les obligations du Civis. On voit ainsi, dans la table 2, que les proportions sont quasiment constantes au cours de la deuxième année de suivi (trimestres 5 à 8). Cette attrition endogène pourrait expliquer ce trait.

Dans GOMEL *et al.* (2010), nous soulignons que les trajectoires, en termes de degré d'insertion professionnelle, sont particulièrement inertes. Nous présentons aussi des statistiques sur les « formes de contact » entre les conseillers et les jeunes suivis. La forme de contact la plus fréquente est l'entretien individuel en face à face. L'entretien téléphonique arrive en deuxième position. On observe très peu de différences entre les dispositifs « Civis classique » et « Civis renforcé ».

L'artéfact que nous craignons – et que nous obtenons

Il nous est facile d'anticiper l'artéfact suivant. D'une part, les jeunes les plus en difficulté sont ceux qui font l'objet d'un accompagnement plus intense (c'est là notre effet Matthieu « de type II ») ; d'autre part, ces jeunes sont bien sûr mal insérés professionnellement. Aussi l'examen des corrélations simples met-il en évidence une relation négative entre l'intensité de l'accompagnement et le degré d'insertion professionnelle. Il faudrait ainsi absolument spécifier l'hétérogénéité inter-individuelle pour des caractéristiques faiblement observables des jeunes en Civis.

L'insertion professionnelle est mesurée par son degré, un indicateur ordonné qui prend les valeurs 1, 2, ..., 6. Nous mesurons l'intensité de l'accompagnement par le nombre d'entretiens dont le jeune a bénéficié au cours du trimestre. Pour prêter un effet causal à l'intensité de l'accompagnement, il faut s'assurer que ce dernier est exogène par rapport à l'insertion professionnelle. Nous utilisons le nombre d'entretiens du trimestre précédent : l'antécédence dans le temps confère alors à l'intensité de l'accompagnement un effet causal.

Quand la variable à expliquer est une variable qui prend un nombre discret de valeurs et que ces dernières sont ordonnées, il est habituel d'estimer un modèle *probit* ordonné. Il est supposé, d'une part, une variable latente continue et, d'autre part, des seuils dont le franchissement, par la variable latente, commande la valeur obtenue pour la variable à expliquer. Plus formellement, notons y_{it} la variable à expliquer ; celle-ci prend les valeurs 1, 2, 3, 4, 5 ou 6. Notons y_{it}^* la variable latente et $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$ et λ_5 les seuils (il y a un seuil de moins que le nombre de valeurs prises par la variable endogène). y_{it} prend la valeur 1 si et seulement si $y_{it}^* < \lambda_1$; y_{it} prend la valeur 2 si et seulement si $\lambda_1 \leq y_{it}^* < \lambda_2$; etc.

Il nous faut aussi redouter un biais lié à l'attrition. *A priori*, le jeune sort du dispositif pour de nombreuses raisons, dont notamment l'obtention d'un emploi en contrat à durée indéterminée. Il ne faudrait donc pas que le dernier entretien (ou les derniers entretiens), qui pourrait être destiné à mettre fin au Civis, soit compté comme participant à l'insertion professionnelle. En utilisant le nombre d'entretiens du trimestre précédent, nous réduisons ce biais potentiel. Pour mieux le cantonner, nous introduisons une variable indicatrice qui est égale à 1 quand le trimestre de suivi est le dernier. Cette variable va donc pouvoir retracer les facteurs non observables qui conduisent à la sortie du Civis.

4. Nous observons le dispositif pendant 14 trimestres consécutifs à compter de sa mise en place ; un premier trimestre de suivi a ainsi une fréquence d'apparition qui est 14/13 fois plus élevée qu'un deuxième trimestre de suivi.

Nous rendons compte des effets temporels par l'intermédiaire de deux jeux de variables indicatrices. D'un côté, un jeu qui repère les trimestres de suivi. Nous mesurons alors une dynamique idiosyncratique, propre au calendrier d'accompagnement du jeune. De l'autre côté, un jeu qui repère les trimestres « du calendrier ». Nous retraçons alors les effets de la conjoncture ainsi qu'un mouvement saisonnier au cours de l'année.

Enfin, nous introduisons un grand nombre de variables de contrôle : *i*) le niveau de formation initiale ; *ii*) l'âge ; *iii*) le genre ; *iv*) la vie en couple ; *v*) la présence d'enfants ; *vi*) la détention de permis de conduire (et leur type) ; *vii*) la disposition d'un moyen de locomotion ; *viii*) la nationalité ; *ix*) le mode d'hébergement ; *x*) le mode de contact avec la mission locale ; *xi*) la résidence dans une zone urbaine sensible ou dans une zone de revitalisation rurale ; *xii*) la région de résidence. Ces variables sont introduites, systématiquement, sous la forme d'un jeu de variables indicatrices. Par exemple, l'âge (à l'entrée en CIVIS) ne figure pas dans le modèle sous la forme d'une variable numérique mais comme un ensemble d'indicatrices qui repèrent un âge donné exprimé en années. Comme les jeunes sont éligibles au CIVIS de 16 ans à 26 ans, on dispose ainsi de 11 variables indicatrices pour repérer l'âge. Il faut par contre inclure une contrainte identificatrice puisque ces variables indicatrices, dans leur ensemble, jouent le rôle d'une constante. Nous choisissons d'exclure l'une de ces variables, qui est ainsi constituée en modalité de référence.

Aucunes de ces variables de contrôle ne présentent de variabilité intra-individuelle. Pour certaines, c'est par nature : l'âge à l'entrée en CIVIS par exemple n'a pas de raison de changer au cours du suivi du jeune. D'autres variables, par contre, évoluent éventuellement dans le temps, comme, par exemple, la détention d'un permis de conduire. Il y a là deux difficultés. D'un côté, il n'est pas sûr que ces changements d'état soient convenablement renseignés par les conseillers ; de l'autre côté, il n'est pas simple, dans les fichiers de sauvegarde de *Parcours 3*, de bien repérer la date de mise à jour de l'information et de reconstruire l'historique d'une variable. C'est ainsi que nous préférons nous en tenir à l'information disponible au moment de l'extraction des données.

Désignons par $x_{i,t-1}$ le nombre d'entretiens au cours du trimestre $t-1$. Là encore, nous choisissons d'introduire cette variable sous la forme d'un jeu d'indicatrices. Plus précisément, nous recodons cette variable comme suit

Codage	Définition	Fréquence (en %)
1	Aucun entretien en $t-1$	29
2	Un entretien en $t-1$	22
3	Deux entretiens en $t-1$	17
4	Trois entretiens en $t-1$	12
5	Quatre entretiens et plus en $t-1$	20

Ces cinq modalités ne sont pas de fréquence comparable. La modalité « *Aucun entretien en $t-1$* » domine en représentant 29 % des cas. La modalité centrale, « *Deux entretiens en $t-1$* », est prise comme modalité de référence. Aussi allons-nous pouvoir prendre en compte un effet non linéaire de l'intensité de l'accompagnement. En introduisant directement et seulement le nombre d'entretiens, il n'aurait pas été possible de retracer de tels effets non linéaires.

Désignons par z_i les variables de contrôle ; ces variables sont repérées uniquement par l'indice i puisqu'elles ne présentent pas de variabilité intra-individuelle. Le modèle à estimer s'écrit ainsi comme suit.

$$y_{it}^* = a_1 1(x_{i,t-1}=1) + a_2 1(x_{i,t-1}=2) + a_4 1(x_{i,t-1}=4) + a_5 1(x_{i,t-1}=5) + b z_i + c + u_{it} \quad (1)$$

où y_{it}^* est donc la variable latente du *probit* ordonné et où $1(\cdot)$ est la fonction indicatrice dont la valeur est 1 quand son argument est une proposition qui est vraie et dont la valeur est 0 sinon.

TABLE 3: Modèle *probit* ordonné pour expliquer le degré d'insertion professionnelle des jeunes en CIVIS en fonction de l'intensité de l'accompagnement du trimestre précédent – Modèle « en niveau » (équation 1)

Variable	Coefficient	Student	Fréquence
Intensité de l'accompagnement			
a_1 — Aucun entretien en $t-1$	-0,0485	-20	0,29
a_2 — Un entretien en $t-1$	0,0158	6,4	0,22
a_3 — Deux entretiens en $t-1$	Réf.		
a_4 — Trois entretiens en $t-1$	-0,00995	-3,5	0,12
a_5 — Quatre entretiens et plus en $t-1$	-0,00239	-0,93	0,20
Dernier trimestre de suivi	0,234	$1,1 \times 10^2$	0,25

Source : *Parcours 3* (Conseil national des Missions locales), extraction de février 2009.

Modèle *probit* ordonné estimé par la méthode du maximum de vraisemblance.

La variable à expliquer, le degré d'insertion professionnelle, prend les valeurs 1 (*Inactivité hors formation*), 2 (*Chômage*), 3 (*Formation*), 4 (*Contrat aidé ou Formation par alternance*), 5 (*Emploi précaire*) et 6 (*Emploi durable*). La période d'estimation s'étend du 3^e trimestre de 2005 au 3^e trimestre de 2008.

Le modèle, en outre, inclut le niveau de formation initiale (5 modalités), l'âge (en années, 11 modalités), le genre (2 modalités), la vie en couple, la présence d'enfants, la détention de permis de conduire (5 modalités), la disposition d'un moyen de locomotion (6 modalités), la nationalité (3 modalités), le mode d'hébergement (5 modalités), le mode de contact avec la mission locale (5 modalités), la résidence dans une zone urbaine sensible ou dans une zone de revitalisation rurale, la région de résidence (26 modalités), le trimestre de suivi (14 modalités) et le trimestre « du calendrier » (13 modalités). Enfin, nous ne rapportons pas les résultats pour les seuils (au nombre de 5) du modèle *probit*.

L'ajustement porte sur 1 941 494 observations relatives à 548 246 jeunes bénéficiaires d'un Civis observés au moins deux trimestres.

Les résultats de ce premier modèle sont portés dans la table 3. Dans cette table, la colonne intitulée « *Fréquence* » donne la moyenne de la variable explicative. On voit, par exemple, que la moyenne de la variable indicatrice « *Dernier trimestre de suivi* » est égale à 0,25. On en déduit qu'une observation sur quatre est une observation relative à un dernier trimestre de suivi. La longueur moyenne des trajectoires est ainsi de quatre trimestres.

Les résultats de ce premier modèle attesteraient de ce qu'un accompagnement plus intense ne permet pas aux jeunes suivis en Civis de mieux s'insérer professionnellement. En effet, le coefficient de la modalité « *Aucun entretien en $t-1$* » (celui noté a_1 dans l'équation 1) est négatif ; il est en outre statistiquement significativement différent de 0. L'absence d'accompagnement nuit ainsi l'insertion professionnelle des jeunes. Mais on obtient aussi le fait que les coefficients des modalités « *Trois entretiens en $t-1$* » et « *Quatre entretiens et plus en $t-1$* » (ceux notés a_4 et a_5 dans l'équation 1) ne sont pas statistiquement significatifs. Aussi un nombre d'entretiens accru ne permettrait-il pas aux jeunes de mieux s'insérer.

Spécifier l'hétérogénéité inter-individuelle pour contrôler l'effet Matthieu « de type II »

Il reste possible d'attribuer ce résultat au fait que nous ne prendrions pas en compte un effet Matthieu « de type II » : les conseillers apportent un soutien plus marqué aux jeunes qui cumulent les handicaps et comme ces jeunes sont mal insérés, on retire la conclusion fallacieuse selon laquelle l'accompagnement est inefficace. Pour contrôler de cet effet Matthieu, il nous faut retracer la distance – plus ou moins grande – des jeunes suivis à l'emploi. Cette distance est largement inobservable ; l'intérêt des données de panel est de pouvoir retracer une telle hétérogénéité inter-individuelle en introduisant un effet individuel dans le modèle :

$$y_{it}^* = a_1 1(x_{i,t-1}=1) + a_2 1(x_{i,t-1}=2) + a_4 1(x_{i,t-1}=4) + a_5 1(x_{i,t-1}=5) + b z_i + c_i + u_{it}$$

Le coefficient qui figure la constante (le coefficient c dans la modélisation de base) est maintenant indiqué par i . Deux spécifications peuvent alors être proposées. D'un côté, l'effet individuel peut être supposé aléatoire ; de l'autre côté, il peut être supposé fixe.

A priori, il est préférable de retenir la spécification aléatoire pour retracer notre ignorance. En effet, les effets fixes ont trois inconvénients. En premier lieu, ils ne sont pas parcimonieux puisqu'ils conduisent à introduire une constante pour chaque individu dans le modèle (soit N coefficients, c_1, c_2, \dots, c_N) ; ils « consomment » N degrés de liberté. En deuxième lieu, ils ne permettent plus d'identifier les effets de variables qui sont, par individu, constantes dans le temps puisque les effets de ces variables ne se distinguent plus des effets fixes individuels. Ce serait particulièrement dommageable dans notre modèle puisque nous voulons aussi apporter de la connaissance sur tous les facteurs de l'insertion professionnelle. En dernier lieu, ils conduisent, dans le modèle *probit* ordonné, à un biais lié à la question des « paramètres incidents » quand le nombre de périodes est limité⁵. Nous ne pouvons cependant pas recourir à une spécification aléatoire. Ce ne serait possible que si l'effet individuel n'était pas corrélé avec les variables explicatives. Hors, nous suspectons justement une telle corrélation : l'effet individuel est relié (négativement) à l'intensité de l'accompagnement en raison de l'effet Matthieu « de type II ».

TABLE 4: Modèle *probit* ordonné pour expliquer le degré d'insertion professionnelle des jeunes en CIVIS en fonction de l'intensité de l'accompagnement du trimestre précédent – Modèle auto-régressif (équation 2)

Variable	Coefficient	Student	Fréquence
<i>Intensité de l'accompagnement</i>			
a_1 — Aucun entretien en $t-1$	-0,131	-52	0,29
a_2 — Un entretien en $t-1$	-0,0556	-22	0,22
a_3 — Deux entretiens en $t-1$	<i>Réf.</i>		
a_4 — Trois entretiens en $t-1$	0,0461	15	0,12
a_5 — Quatre entretiens et plus en $t-1$	0,136	51	0,20
<i>Dernier trimestre de suivi</i>	0,185	83	0,25
<i>Degré d'insertion professionnelle en $t-1$</i>			
ρ_1 — Inactivité (hors formation)	-1,83	$-3,1 \times 10^2$	0,027
ρ_2 — Chômage	<i>Réf.</i>		
ρ_3 — Formation	0,790	$3,8 \times 10^2$	0,23
ρ_4 — Contrat aidé ou Formation par alternance	1,26	$4,3 \times 10^2$	0,090
ρ_5 — Emploi précaire	1,62	$6,0 \times 10^2$	0,12
ρ_6 — Emploi durable	2,66	$8,1 \times 10^2$	0,10

Source : *Parcours 3* (Conseil national des Missions locales), extraction de février 2009.

La note de la table 3 détaille le modèle utilisé, la nature de la variable à expliquer, la période d'estimation, les autres variables explicatives incluses dans le modèle et le nombre d'observations utilisées.

Nous proposons de retracer l'hétérogénéité inter-individuelle en recourant à une spécification auto-régressive. En effet, le degré d'insertion professionnelle du trimestre précédent

5. Ce point est particulièrement technique. L'intuition est la suivante. Pour un certain nombre d'individus, la variable à expliquer ne change pas d'état, du fait de la très grande inertie des trajectoires. Par exemple, dans notre modèle, un grand nombre de jeunes suivis restent, pendant toute la durée de leur CIVIS, au chômage ; leur degré d'insertion professionnelle est ainsi fixé à la valeur 2. Pour ces individus, la constante individuelle sera en mesure, à elle seule, d'assurer l'ajustement. Cela va conduire à un biais dans l'estimation des autres paramètres quand le nombre de périodes est limité. L'ampleur du biais est bien documenté pour le modèle *logit* dichotomique. On montre que l'estimateur du maximum de vraisemblance sur-estime les vraies valeurs des paramètres d'un facteur 2 quand le nombre de périodes est égal à 2. Par simulation, on montre que ce facteur diminue lentement quand le nombre de périodes augmente ; par exemple, le facteur passe de 2 à 1,38 quand le nombre de périodes passe de 2 à 5.

constitue un moyen possible pour retracer la distance à l'emploi du jeune. Plus formellement, le modèle à estimer se présente comme suit :

$$y_{it}^* = a_1 1(x_{i,t-1}=1) + a_2 1(x_{i,t-1}=2) + a_4 1(x_{i,t-1}=4) + a_5 1(x_{i,t-1}=5) + b z_i + c + \rho_1 1(y_{i,t-1}=1) + \rho_3 1(y_{i,t-1}=3) + \rho_4 1(y_{i,t-1}=4) + \rho_5 1(y_{i,t-1}=5) + \rho_6 1(y_{i,t-1}=6) + u_{it} \quad (2)$$

Nous avons en effet pris la modalité « *Chômage* » (dont le codage est 2) comme modalité de référence. Les résultats de ce deuxième modèle sont portés dans la table 4. Ces résultats s'opposent à ceux que nous avons précédemment obtenus. En premier lieu, les coefficients des modalités liées à l'intensité de l'accompagnement sont maintenant tous statistiquement significativement différents de 0. En deuxième lieu, un lien monotone croissant est obtenu entre l'intensité de l'accompagnement et le degré d'insertion professionnelle. En troisième lieu, on est frappé par la symétrie des effets. Par exemple, pour la modalité « *Aucun entretien en t-1* », le coefficient est de l'ordre de -0,13 ; pour la modalité « *Quatre entretiens et plus en t-1* », de l'ordre de 0,14. Les effets sont de même ampleur en valeur absolue et ils sont de signe opposé.

Enfin, les termes auto-régressifs sont très fortement significatifs. Par exemple, le coefficient associé à la modalité « *Inactivité (hors formation)* », noté ρ_1 , réduit très fortement le degré d'insertion professionnelle : on mesure là l'impact des problèmes de santé sur l'insertion. Les autres coefficients (notés ρ_3 , ρ_4 , ρ_5 et ρ_6 dans l'équation 2) impactent positivement le degré d'insertion professionnelle dans une progression régulière. Ces termes auto-régressifs ne retracent-ils pas alors une forme de dépendance d'état plutôt que l'hétérogénéité inter-individuelle ?

Dépendance d'état vs hétérogénéité inter-individuelle

Nous avons souligné la très forte inertie des trajectoires d'insertion des jeunes ; inertie qui apparaît d'autant plus élevée que la fréquence temporelle d'observation est grande. La composante auto-régressive de notre modèle retracerait en premier lieu une dépendance d'état. Nous en convenons volontiers. Nous proposons ainsi un troisième modèle où nous faisons intervenir le degré d'insertion professionnelle initial pour spécifier hétérogénéité inter-individuelle des données : la spécification est ainsi « calée » sur le degré initial d'insertion. Formellement, le modèle s'écrit comme suit.

$$y_{it}^* = a_1 1(x_{i,t-1}=1) + a_2 1(x_{i,t-1}=2) + a_4 1(x_{i,t-1}=4) + a_5 1(x_{i,t-1}=5) + b z_i + c + \theta_1 1(y_{i,0}=1) + \theta_3 1(y_{i,0}=3) + \theta_4 1(y_{i,0}=4) + \theta_5 1(y_{i,0}=5) + \theta_6 1(y_{i,0}=6) + u_{it} \quad (3)$$

Les résultats de ce troisième modèle sont portés dans la table 5. L'ajustement est de moins bonne qualité. Il reste que l'on obtient un coefficient positif, statistiquement très significatif, de la modalité « *Quatre entretiens et plus en t-1* ». Toutefois, les ordres de grandeur des coefficients sont notablement réduits ; par exemple, le coefficient noté a_5 passe de 0,136 dans le modèle auto-régressif à 0,0384 dans le modèle calé sur le degré initial d'insertion.

Il est difficile de comparer l'ordre de grandeur des coefficients entre les différents modèles. En effet, la normalisation habituelle retenue pour le modèle *probit* est un peu contestable : le premier seuil est pris égal à 0 et la variance du terme d'erreur est prise égale à 1 :

$$\lambda_1 = 0 \quad \text{et} \quad V(u_{it}) = 1$$

La variable latente n'est donc pas normalisée dans ses variations. Quand le modèle est estimé plus précisément, la variance de la variable latente s'accroît ; il en est de même pour la dispersion de la valeur des coefficients estimés. Il serait sans doute plus pertinent de normaliser

TABLE 5: Modèle *probit* ordonné pour expliquer le degré d'insertion professionnelle des jeunes en CIVIS en fonction de l'intensité de l'accompagnement du trimestre précédent – Modèle calé sur le degré initial d'insertion (équation 3)

Variable	Coefficient	Student	Fréquence
Intensité de l'accompagnement			
a_1 — Aucun entretien en $t-1$	-0,0614	-25	0,29
a_2 — Un entretien en $t-1$	0,00342	1,4	0,22
a_3 — Deux entretiens en $t-1$	<i>Réf.</i>		
a_4 — Trois entretiens en $t-1$	0,00396	1,4	0,12
a_5 — Quatre entretiens et plus en $t-1$	0,0384	15	0,20
Dernier trimestre de suivi	0,222	$1,0 \times 10^2$	0,25
Degré d'insertion professionnelle en $t = 0$			
θ_1 — Inactivité (hors formation)	-0,941	$-1,6 \times 10^2$	0,020
θ_2 — Chômage	<i>Réf.</i>		
θ_3 — Formation	0,335	$1,8 \times 10^2$	0,23
θ_4 — Contrat aidé ou Formation par alternance	0,557	$1,6 \times 10^2$	0,055
θ_5 — Emploi précaire	0,769	$2,7 \times 10^2$	0,088
θ_6 — Emploi durable	1,32	$3,9 \times 10^2$	0,063

Source : *Parcours 3* (Conseil national des Missions locales), extraction de février 2009.

La note de la table 3 détaille le modèle utilisé, la nature de la variable à expliquer, la période d'estimation, les autres variables explicatives incluses dans le modèle et le nombre d'observations utilisées.

l'échelle de variation des seuils en prenant, par exemple, le premier seuil égal à 1 et le dernier égal à 10 :

$$\lambda_1 = 1 \quad \text{et} \quad \lambda_5 = 10.$$

Ce n'est malheureusement pas la normalisation qui est retenue dans les logiciels statistiques. Nous proposons ci-après de mesurer l'efficacité de l'accompagnement en procédant par comparaison.

L'estimation du modèle calé sur le degré initial d'insertion confirme la présence de l'artéfact qui conduit, fallacieusement, à estimer que l'accompagnement n'est pas efficace ; dès lors que l'on contrôle pour l'hétérogénéité inter-individuelle, un accompagnement plus intense est bien l'un des moyens d'aider au retour à l'emploi.

Nous estimons un dernier modèle, qui fait de la place aux deux moyens que nous utilisons pour retracer l'hétérogénéité inter-individuelle : la composante auto-régressive et le degré initiale d'insertion. Ce modèle s'exprime comme suit.

$$\begin{aligned}
 y_{it}^* = & a_1 1(x_{it-1}=1) + a_2 1(x_{it-1}=2) + a_4 1(x_{it-1}=4) + a_5 1(x_{it-1}=5) + b z_i + c + \\
 & \rho_1 1(y_{it-1}=1) + \rho_3 1(y_{it-1}=3) + \rho_4 1(y_{it-1}=4) + \rho_5 1(y_{it-1}=5) + \rho_6 1(y_{it-1}=6) + \\
 & \theta_1 1(y_{i0}=1) + \theta_3 1(y_{i0}=3) + \theta_4 1(y_{i0}=4) + \theta_5 1(y_{i0}=5) + \theta_6 1(y_{i0}=6) + u_{it}
 \end{aligned} \quad (4)$$

Les résultats de ce dernier modèle figurent dans la table 6. Pour ce qui a trait à l'évaluation de l'intensité de l'accompagnement, les résultats sont très proches du modèle auto-régressif. Pour autant, les deux jeux de variables qui spécifient la composante auto-régressive et le degré initial d'insertion sont chacun statistiquement significatifs : les deux explications se conjuguent mais l'explication dominante reste la composante auto-régressive.

Notre modèle préféré est ainsi ce dernier modèle ; c'est à partir de celui-ci que nous présentons les résultats détaillés et que nous discutons des mesures de l'efficacité de l'accompagnement.

TABLE 6: Modèle *probit* ordonné pour expliquer le degré d'insertion professionnelle des jeunes en CIVIS en fonction de l'intensité de l'accompagnement du trimestre précédent – Modèle auto-régressif calé en outre sur le degré initial d'insertion (équation 4)

Variable	Coefficient	Student	Fréquence
Intensité de l'accompagnement			
a_1 — Aucun entretien en $t-1$	-0,130	-51	0,29
a_2 — Un entretien en $t-1$	-0,0553	-22	0,22
a_3 — Deux entretiens en $t-1$	<i>Réf.</i>		
a_4 — Trois entretiens en $t-1$	0,0460	15	0,12
a_5 — Quatre entretiens et plus en $t-1$	0,136	51	0,20
Dernier trimestre de suivi	0,185	83	0,25
Degré d'insertion professionnelle en $t-1$			
ρ_1 — Inactivité (hors formation)	-1,86	$-2,8 \times 10^2$	0,027
ρ_2 — Chômage	<i>Réf.</i>		
ρ_3 — Formation	0,783	$3,2 \times 10^2$	0,23
ρ_4 — Contrat aidé ou Formation par alternance	1,27	$3,5 \times 10^2$	0,090
ρ_5 — Emploi précaire	1,60	$5,1 \times 10^2$	0,12
ρ_6 — Emploi durable	2,64	$7,2 \times 10^2$	0,10
Degré d'insertion professionnelle en $t = 0$			
θ_1 — Inactivité (hors formation)	0,0689	9,7	0,020
θ_2 — Chômage	<i>Réf.</i>		
θ_3 — Formation	0,0108	4,6	0,23
θ_4 — Contrat aidé ou Formation par alternance	-0,0157	-3,7	0,055
θ_5 — Emploi précaire	0,0410	12	0,088
θ_6 — Emploi durable	0,0586	14	0,063

Source : *Parcours 3* (Conseil national des Missions locales), extraction de février 2009.

La note de la table 3 détaille le modèle utilisé, la nature de la variable à expliquer, la période d'estimation, les autres variables explicatives incluses dans le modèle et le nombre d'observations utilisées.

Les résultats détaillés du modèle préféré

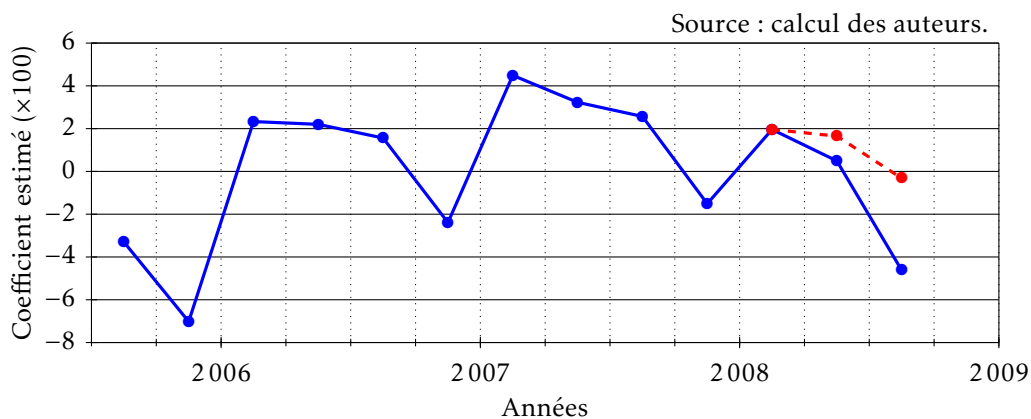
La table 8, en annexe, rassemble les résultats pour les autres variables explicatives – le modèle utilisé correspond à l'équation 4.

Un faible niveau de formation initiale est un facteur particulièrement pénalisant pour la réinsertion professionnelle. Les niveaux VI et V bis sont pareillement pénalisés ; la première année de CAP ou de BEP n'est donc un facteur d'insertion professionnelle. Les jeunes femmes sont significativement pénalisées dans leur parcours d'insertion. La charge d'enfants ou le fait d'être en couple sont aussi des facteurs négatifs. La nationalité étrangère, qu'il s'agisse d'un pays de l'Union européenne ou d'un autre pays, est, toutes choses égales par ailleurs, un facteur positif.

Les variables relatives à la mobilité n'ont qu'un poids limité dans l'explication des trajectoires de réinsertion professionnelle, puisque les statistiques de *Student* ne sont pas, en valeur absolue, très élevées. La détention d'un permis de conduire accroît les possibilités de réinsertion. C'est le permis « Poids lourd » qui a l'impact le plus élevé, suivi du permis « Véhicule léger » et du permis « Engin de chantier ». La disposition d'un moyen de locomotion conduit à des résultats contrastés. Détenir une automobile a un impact négatif, ce qui reste difficile à expliquer ; par contre, la détention d'un cyclomoteur ou d'une motocyclette a un impact positif.

L'hébergement précaire pèse significativement sur la réinsertion, quelles que soient ses

FIGURE 1: Les coefficients estimés des indicatrices trimestrielles (trait plein) et une évolution contrefactuelle en l'absence de la crise économique et financière de 2008 (trait pointillé)



formes : sans domicile, dans un foyer, chez des amis. La résidence dans une zone urbaine sensible a un impact négatif assez marqué.

Comment mesurer l'efficacité d'une intensification de l'accompagnement ?

Nous avons montré qu'un accompagnement plus intense permet d'améliorer l'insertion professionnelle des jeunes suivies en CIVIS. Il reste à en apprécier la mesure. Il faut tout d'abord convenir que notre expérimentation économétrique ne va permettre de mesurer que des effets bruts. Nous observons qu'un jeune en CIVIS, quand il est mieux accompagné, se réinsère plus rapidement ; nous ne savons pas si cette réinsertion plus rapide n'est pas acquise au détriment des autres demandeurs d'emploi. En d'autres termes, nous mesurons des effets bruts, au niveau des individus, et non des effets nets, qui seraient consolidés au niveau des bassins d'emploi.

Par ailleurs, nous utilisons un modèle auto-régressif ; il n'est cependant pas possible de distinguer une réponse de court terme et une réponse de long terme. En effet, dans sa forme la plus simple, un modèle auto-régressif s'écrit comme suit.

$$y_t = ax_t + \rho y_{t-1}$$

Aussi la réponse de court terme est-elle égale à a et la réponse de long terme à $a/(1-\rho)$. Ici, en omettant l'indice i pour faire plus simple, nous utilisons la forme suivante :

$$y_t^* = ax_t + \rho_1 1(y_{t-1}=1) + \rho_3 1(y_{t-1}=3) + \rho_4 1(y_{t-1}=4) + \rho_5 1(y_{t-1}=5) + \rho_6 1(y_{t-1}=6)$$

Cette forme ne conduit pas à la dynamique habituelle du modèle auto-régressif. La composante auto-régressive devrait porter sur la variable latente retardée

$$y_t^* = ax_t + \rho y_{t-1}^*$$

pour engendrer une dynamique qui s'étale sur plusieurs périodes.

Nous sommes ainsi réduits à mesurer l'efficacité de l'accompagnement en procédant par comparaison. Les données couvrent la période qui s'étend du deuxième trimestre de 2005 au troisième trimestre 2008. Nous nous proposons d'évaluer les conséquences de la crise économique et financière qui s'est ouverte au deuxième trimestre 2008. Sur le graphique de la figure 1, nous avons porté le profil des coefficients des trimestres « du calendrier », en les normalisant de sorte que la somme des coefficients soit nulle. On observe la présence d'un fort

mouvement saisonnier dans l'année : le dernier trimestre de l'année est particulièrement défavorable à la réinsertion des jeunes en Civis.

Nous mobilisons l'économétrie des séries temporelles pour évaluer les effets de la crise économique et financière de 2008. En excluant le dernier trimestre, nous ajustons un modèle auto-régressif d'ordre 4 pour retracer le mouvement saisonnier. Ensuite, nous utilisons ce modèle pour obtenir une évolution contre-factuelle, celle qui aurait prévalu s'il n'y avait pas eu la crise de 2008. Le trait pointillé sur le graphique figure cette évolution.

Nous en déduisons ainsi que l'impact de la crise, dès le troisième trimestre 2008, est de l'ordre de 4 % sur la variable latente de notre *probit* ordonné. Nous allons supposer une intensification de l'accompagnement qui conduise à passer de deux entretiens par trimestre à trois entretiens par trimestre, soit un entretien par mois. Pour notre modèle préféré (l'équation 4), le coefficient de la modalité « *Trois entretiens en $t-1$* » est égal à 4,6 %. Nous en déduisons que cette intensification est en mesure, approximativement, d'annuler les effets négatifs de la crise de 2008, tels qu'ils ont affecté l'insertion des jeunes en Civis au troisième trimestre 2008.

Cette même intensification de l'accompagnement aurait des effets comparables

1. au tiers de l'effet qui résulte de l'obtention de la formation initiale niveau IV à partir du niveau VI ;
2. à l'effet qui résulte de l'obtention de la formation initiale niveau IV à partir du niveau V ;
3. à la moitié de l'effet qui résulte de la détention du permis de conduire « véhicule léger » ;
4. à l'effet qui résulte de quitter une zone urbaine sensible.

Ces résultats sont obtenus quand l'information obtenue à partir de *Parcours 3* a été « mise en panel » en prenant un pas temporel égal au trimestre. Nous rendons maintenant compte des expérimentations économétriques conduites en mettant les données en panel par bimestre ou par quadrimestre.

Les estimations quand les périodes sont bimestrielles ou quadrimestrielles

Notre chaîne de traitement est paramétrée par le nombre de périodes par an qu'il convient de retenir pour échantillonner les trajectoires des jeunes suivis en Civis. Jusqu'à maintenant, nous avons pris quatre périodes par an et, ainsi, utilisé des données trimestrielles. Nous constituons deux autres corps de données, bimestrielles et quadrimestrielles, pour notamment apprécier la robustesse de nos résultats.

La table 7 rapporte les résultats de notre modèle préféré (celui qui comporte à la fois une composante auto-régressive et les indicatrices qui repèrent le degré d'insertion professionnelle initial) pour les trois périodes pour lesquelles les données ont été construites. Nous ne rapportons pas les coefficients des variables de contrôle, celles que nous notons z_i .

En dépit des changements que représente la modification de la périodicité des données, les résultats obtenus sont particulièrement proches. Les périodes d'estimation ne se recouvrent pas exactement selon la périodicité. Le nombre total d'observations varie considérablement d'un modèle à l'autre : pour les bimestres, il excède 3 millions ; pour les quadrimestres, il est de l'ordre de 1,3 millions. Le nombre d'individus est, en revanche, très proche puisque nous retenons tous les individus observés au moins deux périodes. De sorte à estimer un effet causal, c'est le nombre d'entretiens de la période précédente qui est introduit dans l'ajustement. Aussi sur données bimestrielles le décalage temporel est-il de deux mois ; par contre, sur données quadrimestrielles, de quatre mois. Ce n'est donc pas sans raison que des résultats très différents auraient pu être obtenus.

On observe, dans la table 7, une très forte proximité des enseignements que l'on peut retenir de ces estimations, que ces dernières soient conduites sur données bimestrielles, trimestrielles

TABLE 7: Comparaison des modèles quand les périodes sont bimestrielles, trimestrielles ou quadrimestrielles – Modèles auto-régressifs calés en outre sur le degré initial d’insertion (équation 4)

Variable	Bimestre		Trimestre		Quadrimestre	
	Coeff.	Stud.	Coeff.	Stud.	Coeff.	Stud.
Intensité de l’accompagnement						
a_1 - Aucun entretien en $t-1$	-0,133	-68	-0,130	-51	-0,121	-37
a_2 - Un entretien en $t-1$	-0,0582	-29	-0,0553	-22	-0,0471	-15
a_3 - Deux entretiens en $t-1$ -	Réf.		Réf.		Réf.	
a_4 - Trois entretiens en $t-1$	0,0507	19	0,0460	15	0,0446	13
a_5 - Quatre entretiens et plus en $t-1$	0,137	53	0,136	51	0,137	47
Dernière période de suivi	0,173	82	0,185	83	0,178	75
Degré d’insertion professionnelle en $t-1$						
ρ_1 - Inactivité (hors formation)	-2,18	$-4,1 \times 10^2$	-1,86	$-2,8 \times 10^2$	-1,63	$-2,0 \times 10^2$
ρ_2 - Chômage	Réf.		Réf.		Réf.	
ρ_3 - Formation	0,988	$5,2 \times 10^2$	0,783	$3,2 \times 10^2$	0,662	$2,2 \times 10^2$
ρ_4 - Contrat aidé ou formation par alt.	1,57	$5,9 \times 10^2$	1,27	$3,5 \times 10^2$	1,07	$2,3 \times 10^2$
ρ_5 - Emploi précaire	2,00	$8,3 \times 10^2$	1,60	$5,1 \times 10^2$	1,36	$3,5 \times 10^2$
ρ_6 - Emploi durable	3,21	$1,1 \times 10^3$	2,64	$7,2 \times 10^2$	2,29	$5,0 \times 10^2$
Degré d’insertion professionnelle en $t = 0$						
θ_1 - Inactivité (hors formation)	0,0753	14	0,0689	9,7	0,0409	4,6
θ_2 - Chômage	Réf.		Réf.		Réf.	
θ_3 - Formation	0,00799	4,4	0,0108	4,6	0,0147	5,0
θ_4 - Contrat aidé ou Formation par alt.	-0,0158	-4,6	-0,0157	-3,7	-0,00359	-0,69
θ_5 - Emploi précaire	0,0299	12	0,0410	12	0,0463	11
θ_6 - Emploi durable	0,0421	13	0,0586	14	0,0611	12

Source : *Parcours 3* (Conseil national des Missions locales), extraction de février 2009.

La note de la table 3 détaille le modèle utilisé, la nature de la variable à expliquer et les autres variables explicatives incluses dans le modèle.

La période d’estimation s’étend du 4e bimestre de 2005 au 5e bimestre de 2008, du 3e trimestre de 2005 au 3e trimestre de 2008 et du 2e quadrimestre de 2005 au 2e quadrimestre de 2008. Le nombre d’observations et le nombre d’individus diffèrent selon la périodicité ; pour le bimestre, le nombre d’observations est égal à 3 167 899 et le nombre d’individus est égal à 586 858, pour le trimestre, respectivement, à 1 941 494 et à 548 246 et pour le quadrimestre, à 1 338 975 et à 518 882. Nous ne retenons que les individus observés au moins deux périodes ; c’est pour cette raison que le nombre d’individus utilisés dans le modèle diminue quand la période s’allonge.

ou quadrimestrielles. À chaque fois, l’intensité de l’accompagnement a un impact positif et monotone sur le degré d’insertion professionnelle des jeunes en Civis.

Conclusion

L’accompagnement est devenu la principale composante des politiques actives d’emploi. Le Civis, en cherchant à accompagner les jeunes vers l’emploi durable ou une formation professionnalisante, se situe dans la lignée du *New Deal for Young People* lancé au ROYAUME-UNI en 1998.

Nous avons récupéré des données de gestion, issues du système d’information *Parcours 3* des missions locales. Nous avons « mis en panel » ces données de sorte à reconstruire, pour les jeunes suivis en Civis, des trajectoires régulièrement échantillonnées au cours du temps.

Notre travail constitue presque un cas d’école. Nous montrons en effet que l’examen des données, quand il est mené sans précaution, conduit à un résultat fallacieux : une intensifica-

tion de l'accompagnement qui serait inefficace, sans impact sur le degré d'insertion professionnelle des jeunes suivis. Cet artéfact résulte d'un effet Matthieu « de type II » : les conseillers, dans les missions locales, aident le plus les jeunes qui sont en situation de grandes difficultés. Ces jeunes sont aussi ceux qui sont le moins bien insérés professionnellement et c'est ainsi que l'on conclut de manière erronée à l'inefficacité de l'accompagnement.

Nous pallions cet artéfact en estimant un modèle auto-régressif afin de retracer l'hétérogénéité de la distance à l'emploi des jeunes suivis en Civis. Nous mettons alors en évidence un effet causal particulièrement net de l'intensité de l'accompagnement sur le degré d'insertion professionnelle. Cet effet est robuste au mode de prise en compte de l'hétérogénéité inter-individuelle des données ainsi qu'à la périodicité utilisée pour mettre les données en panel (bimestre, trimestre ou quadrimestre).

Nous mettons aussi en évidence les conséquences de la crise économique et financière de 2008 sur l'insertion des jeunes en Civis. L'intensification de l'accompagnement qui conduirait à assurer trois entretiens individuels par trimestre plutôt que deux permettrait de compenser les effets défavorables de la crise observés au troisième trimestre 2008.

Il n'est cependant pas possible de conclure de ce travail que l'accompagnement des jeunes constitue le remède miracle au chômage des jeunes. Nous mettons en évidence un effet brut : une intensification de l'accompagnement accélère l'insertion professionnelle des jeunes. Un tel effet brut est compatible avec un fonctionnement du marché du travail où le nombre d'emplois reste fixé par le niveau de la demande de travail. L'accompagnement redistribue les places dans la file d'attente des demandeurs d'emploi mais ne réduit pas la longueur de la file.

Références

- [1] M. ABHERVÉ : *Missions locales, vingt ans d'actions concrètes avec et pour les jeunes*. Éditions Juris service, Paris, 2002.
- [2] E. ARNOULT-BRILL : *La sécurisation des parcours professionnels*. Conseil économique et social, Les éditions des journaux officiels, Paris, 2007.
- [3] C. BARON et P. NIVOLLE : L'inventivité au quotidien des missions locales et PAIO. *Premières synthèses, Darés*, 31.1, 2005.
- [4] L. BEHAGHEL, B. CRÉPON et M. GURGAND : Private and public provision of counseling to job-seekers : Evidence from a large controlled experiment. IZA Discussion Paper No. 6518, 2012.
- [5] L. BONNAL, D. FOUGÈRE et A. SÉRANDON : Evaluating the impact of french employment policies on individual labour market histories. *The Review of Economic Studies*, 64(4): 683–713, 1997.
- [6] L. BONNEVIALLE : Le contrat d'insertion dans la vie sociale (Civis) : la moitié des jeunes occupe un emploi à la sortie du dispositif. *Premières Synthèses, Darés*, 02.2, 2008.
- [7] L. BONNEVIALLE : Le contrat d'insertion dans la vie sociale (Civis) : la moitié des jeunes sur la voie de l'insertion professionnelle après 18 mois. *Premières Synthèses, Darés*, 29.3, 2008.
- [8] L. BONNEVIALLE : L'activité des missions locales et PAIO en 2006 : la hausse de l'activité se poursuit avec la montée en charge du Civis. *Premières Synthèses, Darés*, 02.1, 2008.
- [9] M.-C. BUREAU et C. LEYMARIE : Innover dans le social : l'exemple des missions locales. *Connaissance de l'emploi*, 12, 2005.
- [10] CENTRE D'ÉTUDES DE L'EMPLOI : *Les missions locales et l'innovation*. La documentation française, Paris, 2005.
- [11] CONSEIL DE L'EMPLOI, DES REVENUS ET DE LA COHÉSION SOCIALE : *La sécurité de l'emploi face aux défis des transformations économiques*. La documentation française, Paris, 2005.
- [12] CONSEIL DE L'EMPLOI, DES REVENUS ET DE LA COHÉSION SOCIALE : *Un devoir national, l'insertion des jeunes sans diplôme*. La documentation française, Paris, 2008.
- [13] B. CRÉPON, M. DEJEMEPPE et M. GURGAND : Counseling the unemployed : Does it lower unemployment duration and recurrence? IZA Discussion Paper No. 1796, 2005.
- [14] B. CRÉPON, M. FERRACCI et D. FOUGÈRE : Training the unemployed in France : Impact on unemployment duration and recurrence. IZA Discussion Paper No. 3215, 2007.
- [15] L. DAVOINE : Le new deal for young people : des évaluations contrastées. *Travail et emploi*, 101:7–19, 2005.
- [16] D. FOUGÈRE, J. PRADEL et M. ROGER : Does the public employment service affect search effort and outcomes? *European Economic Review*, 53(7):846–869, oct. 2009.
- [17] A. FRETTEL : Centralité et indétermination de la notion d'accompagnement. Analyse de la production normative d'une administration centrale. *Revue française de socio-économie*, 2012, à paraître.
- [18] B. GOMEL : Les territoires de l'aide individualisée au retour à l'emploi : entre décentralisation et plan national d'urgence. In C. BARON, B. BOUQUET et P. NIVOLLE, eds : *Territorialisation, décentralisation et déconcentration*. L'Harmattan, 2008.

- [19] B. GOMEL, S. ISSEHNANE et F. LEGENDRE : L'accompagnement et l'insertion des jeunes en difficulté. Que peut-on apprendre des données de gestion des missions locales françaises? In DEGRAVE, DESMETTE, MANGEZ, NYSENS et REMAN, édés : *Transformations et innovations économiques et sociales en Europe : quelles sorties de crise? Regards interdisciplinaires*, p. 315–335. XXXes Journées de l'AÉS, Presses universitaires de Louvain, 2010.
- [20] P. LABBÉ et M. ABHERVÉ : *L'insertion professionnelle et sociale des jeunes. Ou l'intelligence pratique des missions locales (1981-2011)*. Éditions Apogée, Paris, 2011.
- [21] R. K. MERTON : The Matthew effect in science. *Science*, 159(3810):56–63, 1968.
- [22] F. SYLLA : *L'emploi des jeunes des quartiers populaires*. La documentation française, Paris, 2008.

TABLE 8: Résultats détaillés du modèle de la table 6 hormis l'âge (en années, 11 modalités), la région de résidence (26 modalités), le trimestre de suivi (14 modalités) et le trimestre « du calendrier » (14 modalités) – Modèle auto-régressif calé en outre sur le degré initial d'insertion (équation 4)

Variable	Coefficient	Student	Fréquence
Niveau de formation initiale			
Niveau III	0,0750	7,4	0,0064
Niveau IV	<i>Réf.</i>		
Niveau V	-0,0446	-20	0,39
Niveau V bis	-0,133	-51	0,28
Niveau VI	-0,149	-45	0,11
Présence d'enfants	-0,119	-40	0,095
Femme	-0,0363	-21	0,56
En couple	-0,0692	-16	0,041
Nationalité			
Nationalité française	<i>Réf.</i>		
Nationalité non française hors UE	0,0432	12	0,064
Nationalité non française UE	0,0521	5,0	0,0058
Détention de permis de conduire			
Un permis au moins	-0,00177	-0,11	0,30
Engin de chantier	0,0381	2,8	0,0047
Motocyclette	0,0171	1,1	0,0034
Véhicule léger	0,0739	4,6	0,29
Poids lourd	0,0947	8,5	0,0052
Disposition d'un moyen de locomotion			
Un moyen de locomotion au moins	0,0252	2,8	0,45
Une automobile	-0,0461	-5,2	0,14
Un cyclomoteur	0,0224	2,5	0,22
Une motocyclette	0,0292	3,3	0,087
Un vélo	-0,0132	-0,69	0,0021
Un accès aux transports en commun	0,0101	0,64	0,0034
Mode d'hébergement			
Chez ses parents	<i>Réf.</i>		
Sans mode d'hébergement	-0,0669	-7,6	0,0083
Dans un foyer	-0,0277	-7,9	0,058
Chez des amis	-0,0364	-9,9	0,051
Dans un hébergement propre	0,00742	3,4	0,23
Lieu de résidence			
Ni ZUS, ni ZRR	<i>Réf.</i>		
ZUS - Zone urbaine sensible	-0,0349	-17	0,19
ZRR - Zone de revitalisation rurale	0,000552	0,17	0,069
Mode de contact avec la mission locale			
Autres modes de contact	<i>Réf.</i>		
Par l'ANPE	0,0347	15	0,20
Par des amis	0,0122	5,1	0,16
Par la famille	0,00104	0,39	0,12
Par une démarche propre	0,000583	0,23	0,13

Source : *Parcours 3* (Conseil national des Missions locales), extraction de février 2009.

La note de la table 3 détaille le modèle utilisé, la nature de la variable à expliquer, la période d'estimation, les autres variables explicatives incluses dans le modèle et le nombre d'observations utilisées.