

# Évaluation de l'impact du contrat d'insertion en Région de Bruxelles-Capitale

Mars 2022

Antoine Dewatripont, [ad@plan.be](mailto:ad@plan.be)

## Le Bureau fédéral du Plan

Le Bureau fédéral du Plan (BFP) est un organisme d'intérêt public chargé de réaliser, dans une optique d'aide à la décision, des études et des prévisions sur des questions de politique économique, socioéconomique et environnementale. Il examine en outre leur intégration dans une perspective de développement durable. Son expertise scientifique est mise à la disposition du gouvernement, du Parlement, des interlocuteurs sociaux ainsi que des institutions nationales et internationales.

Il suit une approche caractérisée par l'indépendance, la transparence et le souci de l'intérêt général. Il fonde ses travaux sur des données de qualité, des méthodes scientifiques et la validation empirique des analyses. Enfin, il assure aux résultats de ses travaux une large diffusion et contribue ainsi au débat démocratique.

Le Bureau fédéral du Plan est certifié EMAS et Entreprise Écodynamique (trois étoiles) pour sa gestion environnementale.

<https://www.plan.be>

e-mail : [contact@plan.be](mailto:contact@plan.be)

Reproduction autorisée, sauf à des fins commerciales, moyennant mention de la source.

Éditrice responsable : Saskia Weemaes

Dépôt Légal : D/2022/7433/8

## L'Institut Bruxellois de Statistique et d'Analyse

Au sein de [perspective.brussels](https://perspective.brussels), l'Institut Bruxellois de Statistique et d'Analyse (IBSA) centralise et diffuse des statistiques portant sur la Région de Bruxelles-Capitale. L'IBSA réalise également des études socio-économiques et des évaluations de politiques publiques relatives aux enjeux bruxellois.

Envie d'en savoir plus ? Des questions concernant les données ?

- Surfez sur le site de l'IBSA : <https://ibsa.brussels>
- Inscrivez-vous à la newsletter
- Consultez le site du Monitoring des Quartiers : <https://monitoringdesquartiers.brussels>

**Bureau fédéral du Plan**  
Rue Belliard 14-18, 1040 Bruxelles  
tél. : +32-2-5077311  
e-mail : [contact@plan.be](mailto:contact@plan.be)  
<https://www.plan.be>

**Institut Bruxellois de Statistique et d'analyse**  
Rue de Namur 59, 1000 Bruxelles  
tél. : +32-2-4354230  
[ibsa@perspective.brussels](mailto:ibsa@perspective.brussels)  
<https://ibsa.brussels>

# Évaluation de l'impact du contrat d'insertion en Région de Bruxelles-Capitale

Mars 2022

Antoine Dewatripont<sup>1</sup>, [ad@plan.be](mailto:ad@plan.be)

**Abstract** – Le contrat d'insertion est un dispositif d'aide à l'emploi dont le public cible est composé de jeunes chercheurs d'emploi éloignés du marché du travail. Cette étude d'impact évalue si le contrat d'insertion permet effectivement à ses bénéficiaires de s'insérer dans l'emploi de façon permanente. Nous utilisons un modèle de durée couplé en amont à un modèle d'appariement dynamique. Les résultats montrent que les bénéficiaires, dans leur ensemble, auraient en moyenne trouvé plus facilement un autre emploi s'ils n'avaient pas participé au contrat d'insertion. En revanche, certains groupes très spécifiques profitent pleinement de leur participation au contrat d'insertion : le dispositif accélère l'insertion professionnelle des femmes non-européennes et/ou des femmes habitant dans un quartier appartenant au croissant pauvre de la Région bruxelloise. Les recommandations portent sur l'amélioration de l'effet tremplin du dispositif via la participation plus fréquente à des formations qualifiantes dans le cadre de la participation au dispositif et un accompagnement plus intensif dans la recherche d'un autre emploi avant la fin de la participation.

**Jel Classification** – J64, C41, J68, C54, D04

**Keywords** – chômage des jeunes, mesures d'aide à l'emploi, évaluation d'impact, modèle de durée

---

<sup>1</sup> Cette étude a été réalisée grâce au financement de l'IBSA. Je remercie Jérôme François ([view.brussels](mailto:view.brussels)), Mourad De Villers ([view.brussels](mailto:view.brussels)) et Jonathan Chevalier (Actiris) pour la livraison des données et les discussions très utiles à propos du contrat d'insertion et des résultats. Je remercie également Cédric Heuchenne (Université de Liège, Université Catholique de Louvain et Université Saint-Louis) pour nos discussions méthodologiques, ainsi que les participants aux réunions du Comité d'accompagnement pour leurs remarques et suggestions lors des réunions du Comité d'accompagnement de cette étude.

# Table des matières

<b>Synthèse</b> .....	<b>1</b>
<b>Introduction</b> .....	<b>3</b>
<b>1. Le contrat d’insertion</b> .....	<b>5</b>
<b>2. Données</b> .....	<b>7</b>
2.1. Données disponibles	7
2.2. Analyse descriptive des participations au CI	7
2.3. Analyse descriptive du suivi des bénéficiaires après leur participation	10
<b>3. Méthodologie</b> .....	<b>15</b>
3.1. Pourquoi une évaluation d’impact	15
3.2. Définition du champ d’analyse	16
3.3. Modèle de durée	16
3.4. Matching dynamique	19
<b>4. Résultats de l’évaluation d’impact</b> .....	<b>23</b>
4.1. Groupe dans son ensemble	23
4.1.1. Sorties vers un emploi d’au moins six mois	23
4.1.2. Importance du matching dynamique	26
4.1.3. Sorties vers un emploi d’au moins 28 jours	28
4.2. Impact par type de CI	29
4.3. Impact par type de bénéficiaires	31
4.3.1. Impact selon le niveau d’études	31
4.3.2. Impact selon le genre	33
4.3.3. Impact par quartier de domiciliation	34
4.3.4. Impact selon la nationalité	36
<b>Conclusions et recommandations</b> .....	<b>38</b>
<b>Annexes</b> .....	<b>41</b>
A1 Données disponibles et traitement	41
A2 Matching dynamique	44
A3 Modèle de durée	45
<b>Bibliographie</b> .....	<b>46</b>

## Liste des tableaux

Tableau 1	Caractéristiques des bénéficiaires du CI - cohortes de moins de 26 ans inscrits en stage d'insertion professionnelle (SIP) auprès d'Actiris entre 2015 et 2017 .....	6
Tableau 2	Durée des participations des CI .....	8
Tableau 3	Types d'employeurs pour les CI .....	9
Tableau 4	Droit aux allocations des chercheurs d'emploi avant et après la participation au CI .....	13
Tableau A1	Caractéristiques des jeunes repris dans l'analyse d'impact au moment du début de leur éligibilité .....	42
Tableau A2	Variables explicatives avant et après appariement au 25 <sup>e</sup> mois de suivi - pourcentage par catégorie pour l'échantillon utilisé dans l'analyse des sorties vers un emploi d'au moins six mois .....	44
Tableau A3	Résultats pour la sortie vers un emploi d'au minimum six mois pour le groupe bénéficiaire dans son ensemble, avec matching dynamique (graphique 5) .....	45

## Liste des graphiques

Graphique 1	Nombre de participations au CI dans le groupe d'analyse, par année de début de participation .....	8
Graphique 2	Durée entre l'inscription comme chercheur d'emploi et le début de la participation au CI ...	10
Graphique 3	Situation des bénéficiaires un an après leur participation - emplois d'au moins un mois .....	11
Graphique 4	Situation des bénéficiaires un an après leur participation - emplois d'au moins six mois .....	12
Graphique 5	Tous les bénéficiaires - emplois d'au moins six mois .....	24
Graphique 6	Tous les bénéficiaires - emplois d'au moins six mois .....	27
Graphique 7	Tous les bénéficiaires - emplois d'au moins 28 jours .....	28
Graphique 8	Par type d'employeur - emplois d'au moins six mois .....	30
Graphique 9	Par niveau d'études - emplois d'au moins six mois .....	32
Graphique 10	Par genre - emplois d'au moins six mois .....	33
Graphique 11	Par type de quartier - emplois d'au moins six mois .....	35
Graphique 12	Habitants du croissant pauvre, par genre - emplois d'au moins six mois .....	36
Graphique 13	Par nationalité - emplois d'au moins six mois .....	37
Graphique 14	Illustration du suivi des chercheurs d'emploi dans les données .....	41
Graphique 15	Comparaison des courbes de Kaplan-Meier .....	43



## Synthèse

Le contrat d'insertion (CI) est un dispositif d'aide à l'emploi mis en place en Région bruxelloise par Actiris<sup>2</sup> en 2016. Il s'agit d'un contrat d'emploi subventionné de 12 mois, dans le secteur public ou non-marchand, qui cible des jeunes chercheurs d'emploi éloignés du marché du travail. Ce dispositif vise à permettre une insertion professionnelle à ses bénéficiaires via l'acquisition d'une première expérience professionnelle de longue durée. L'analyse descriptive du groupe de bénéficiaires montre que le dispositif atteint le public visé.

L'analyse du parcours des bénéficiaires montre qu'ils ont des taux d'insertion professionnelle après participation assez bas. Il est difficile de savoir si ceci est anormal étant donné les difficultés rencontrées par le public cible du dispositif sur le marché du travail. L'insertion professionnelle (ou non) des bénéficiaires du CI peut être facilitée par leur participation au CI mais elle peut aussi être liée à d'autres facteurs comme leurs études, leur motivation ou le fait d'avoir participé à un stage. Toute la méthodologie développée dans la présente évaluation consiste à estimer la situation non-observée des bénéficiaires sans participation et de la comparer avec la situation observée avec participation. L'évaluation décrite dans la présente note estime si une participation au CI permet effectivement aux bénéficiaires d'augmenter leur probabilité de trouver un emploi d'au minimum six mois<sup>3</sup>.

Notre analyse montre que le CI a un impact en moyenne négatif sur l'insertion professionnelle des bénéficiaires si on prend le groupe dans son ensemble. Cependant, ce dispositif augmente significativement la probabilité d'insertion professionnelle des femmes habitant dans un quartier<sup>4</sup> faisant partie du croissant pauvre<sup>5</sup> ou/et ayant une nationalité non-européenne.

L'analyse prend en compte le fait que les participants auraient potentiellement pu trouver un emploi au lieu de participer à un CI. Cet effet est appelé « effet d'enfermement » puisque lors de la participation les bénéficiaires sont « enfermés » et ne cherchent pas (ou moins) un autre emploi. Il est montré que cet effet d'enfermement est très présent pour le CI étant donné la participation longue et le fait que peu de bénéficiaires écourtent leur participation pour démarrer un autre emploi.

L'impact limité sur l'insertion professionnelle des bénéficiaires s'explique aussi par le fait que plus de la moitié des CI se fait dans des ASBL qui ont probablement moins de moyens financiers pour engager les bénéficiaires après leur participation. La participation au CI dans les communes et CPAS est significativement plus efficace. Ceci est en partie dû au fait que ces employeurs engagent plus les bénéficiaires à la fin de leur CI, or une part importante des bénéficiaires qui trouvent un emploi après leur CI sont en réalité engagés par l'employeur auprès duquel s'est fait leur CI<sup>6</sup>. Même si nous ne pouvons pas savoir

<sup>2</sup> Office régional de l'emploi en Région de Bruxelles-Capitale.

<sup>3</sup> Même si le CI est un emploi régulier, il n'est pas considéré comme tel dans notre analyse puisque ce qui nous intéresse, c'est de savoir si cette participation permet de trouver un (autre) emploi par la suite.

<sup>4</sup> Pour consulter le site du Monitoring des Quartiers : <https://monitoringdesquartiers.brussels>

<sup>5</sup> « Zone concentrant depuis plusieurs décennies les populations les moins favorisées sur le plan économique. Elle reprend les quartiers en première couronne nord et ouest, qui sont parmi les plus pauvres de la Région bruxelloise et qui forment un croissant autour du centre-ville, de Saint-Josse-ten-Noode au bas de Forest ». Source : Hermia *et al.* (2021).

<sup>6</sup> Les proportions de jeunes qui après leur CI démarrent un emploi chez un autre employeur ou qui démarrent un emploi chez l'employeur auprès duquel s'est fait leur CI sont présentées dans l'analyse descriptive (section 3.2).

si ces employeurs avaient pour but dès le départ d'engager des travailleurs, nous pouvons faire l'hypothèse que le CI permet à un public plus éloigné de l'emploi d'acquérir une expérience professionnelle et éventuellement d'être engagés à long terme au sein de l'organisation dans laquelle s'est déroulé le CI.

Une autre raison pouvant expliquer l'impact limité pourrait être le fait que la participation au CI peut augmenter l'accès aux allocations de chômage après la participation. Certains articles scientifiques argumentent que cette sécurité financière baisserait la motivation des chercheurs d'emploi à postuler à la fin de la mesure de soutien à laquelle ils ont participé. Cependant, ce phénomène n'est pas directement analysé dans la présente étude.

L'analyse par niveau d'études a montré que les groupes moins qualifiés<sup>7</sup> profitent moins d'une participation au CI que les hautement qualifiés<sup>8</sup>. Les jeunes moins qualifiés sont pourtant à la base le public ciblé par le CI. La littérature sur le sujet permet de supposer qu'une expérience dans le secteur public ou non-marchand qui n'est pas toujours professionnalisante ne suffit pas à un groupe peu qualifié pour s'insérer de façon pérenne sur le marché du travail.

De ce fait, la recommandation la plus importante pour augmenter l'impact du CI est que ce dispositif reprenne plus souvent une formation professionnalisante. Ceci permettrait d'augmenter l'effet tremplin de la participation en donnant aux bénéficiaires la possibilité d'utiliser auprès d'un autre employeur des compétences techniques/précises en plus des compétences plus générales acquises. La littérature montre à quel point ce facteur est important dans l'efficacité des dispositifs d'aide à l'emploi et qu'une expérience professionnelle ne suffit pas en soi si elle n'est pas qualifiante. Ce volet justifierait de garder la durée longue du CI (plutôt que de la raccourcir).

Le public cible du CI étant éloigné de l'emploi, les jeunes pourraient ne pas toujours connaître les démarches nécessaires à la recherche d'emploi et pourraient perdre l'opportunité d'utiliser l'effet positif de leur participation au dispositif. Pour diminuer l'effet d'enfermement du CI, un encouragement ou un accompagnement pour la recherche d'un autre emploi pérenne avant la fin de la participation au dispositif pourrait se faire. Un suivi des conseillers d'Actiris (ou d'un autre acteur comme une mission locale) pourrait être également utile à ce niveau-là.

Pour le secteur non-marchand, mettre en place des formations qualifiantes pour les bénéficiaires du CI peut être compliqué étant donné des revenus et des moyens de personnel plus souvent limités. Prévoir dans le contrat du CI une partie des heures consacrées à des formations à l'extérieur, par exemple auprès de Bruxelles Formation pourrait soulager les ASBL tout en permettant d'améliorer les « savoirs faire » des bénéficiaires du CI de manière globale.

---

<sup>7</sup> Pour certains sous-groupes peu qualifiés très spécifiques, les résultats sont néanmoins positifs comme précisé plus haut.

<sup>8</sup> Le tableau 1 dans la section 1 montre que ce sous-groupe est très peu représenté parmi les bénéficiaires. Les hautement qualifiés sont aussi moins le groupe cible du CI.



## Introduction

Cette évaluation du contrat d'insertion est le fruit d'une collaboration entre l'Institut Bruxellois de Statistiques et d'Analyse (IBSA) et le Bureau fédéral du Plan (BFP). Elle est aussi le troisième volet d'une suite de travaux d'évaluation de ce dispositif. Le CI étant sorti de sa phase de pilotage et étant considéré comme opérationnel, ces trois volets visent à permettre de mieux comprendre la mise en œuvre du dispositif et ses effets. En janvier 2019, l'Observatoire de l'emploi et de la formation d'Actiris, [view.brussels](http://view.brussels), a déjà évalué le CI dans une note dénommée « Évaluation après deux années de mises en œuvre du dispositif contrat d'insertion »<sup>9</sup>. Cette note, décrit les bénéficiaires, les types de CI et les employeurs. Elle analyse également le parcours professionnel des bénéficiaires du CI avant et après leur participation.

Dans une deuxième phase, l'Observatoire de la Santé et du Social de Bruxelles-Capitale (OSS) a également mené une évaluation qualitative du CI<sup>10</sup>. Pour cette évaluation de l'OSS, des collaborateurs d'Actiris, des employeurs et des bénéficiaires du CI ont été interrogés sur les effets de ce dispositif sur la santé, l'intégration socio-professionnelle et sur la situation socioéconomique des bénéficiaires.

Le troisième volet est une évaluation d'impact du CI présentée dans ce Working Paper. L'évaluation d'impact d'un dispositif d'aide à l'emploi consiste à répondre à une question du type suivant : en quoi les perspectives d'emploi des bénéficiaires sont-elles différentes de ce qu'elles auraient été si ces personnes n'avaient pas bénéficié du dispositif ? En d'autres termes, l'évaluation d'impact entend mesurer le lien de causalité entre le dispositif et les résultats observés. Dans un contexte d'élaboration d'un nouveau dispositif public, les travaux d'évaluation d'impact des programmes d'aide à l'emploi ont toute leur pertinence. Ces travaux ont pour finalité de vérifier si les objectifs assignés aux programmes sont bien atteints, en particulier si ces derniers améliorent la situation des individus bénéficiaires sur le marché du travail.

Une telle évaluation a déjà été faite en novembre 2018 pour trois dispositifs qui font partie des actions soutenues par la Stratégie GO4Brussels et qui permettent notamment l'acquisition d'une première expérience professionnelle : le Stage de Transition en Entreprise (maintenant nommé Stage first), la Formation Professionnelle Individuelle, et la Convention Premier Emploi<sup>11</sup>. À l'époque, le dispositif n'était mis en œuvre que depuis peu et le suivi après participation n'était pas assez long pour estimer l'impact de cette participation sur la suite du trajet professionnel des bénéficiaires.

Désormais, la maturité de la politique est assez longue pour permettre une telle évaluation d'impact. La présente évaluation estime si le CI a permis à ses bénéficiaires de trouver un emploi (pérenne) plus facilement que s'ils n'avaient pas participé au dispositif, et combien de temps après la participation cet

<sup>9</sup> VIEW.BRUSSELS (2019), « Évaluation après deux années de mises en œuvre du dispositif contrat d'insertion », Actiris, Note à usage exclusivement interne

<sup>10</sup> KINT C. (2019), « Évaluation qualitative Contrat d'Insertion », 2019, Observatoire du Social et de la Santé de Bruxelles Capitale, Note à usage exclusivement interne.

<sup>11</sup> DEWATRIPONT A. et M. LÓPEZ NOVELLA (2019), « Les aides bruxelloises à l'emploi : quels effets ? », Focus n°33, Institut bruxellois de statistique et d'analyse.

DEWATRIPONT A. et M. LÓPEZ NOVELLA (2019), « Les mesures qui permettent d'acquérir une première expérience professionnelle accélèrent-elles les sorties du chômage vers l'emploi ? », Working Paper 6-19, Bureau Fédéral du Plan.

effet est visible. L'analyse montre également si cet impact est différent selon les types de bénéficiaires (niveau d'études, genre des bénéficiaires, etc.). Enfin, l'analyse permet de déterminer si les CI sont plus efficaces selon le type d'employeur ou s'ils démarrent plus tôt dans le suivi du chercheur d'emploi. Ces analyses visent à montrer dans quels cas le dispositif est plus efficace et à proposer des pistes pour améliorer cette efficacité.

## 1. Le contrat d'insertion

Le CI est un contrat d'emploi presque entièrement subventionné par la Région de Bruxelles-Capitale. Il s'agit d'un contrat de douze mois au sein d'une ASBL, d'un organisme d'intérêt public, d'un CPAS ou d'une commune. Ce dispositif a été mis en œuvre en juillet 2016. Pour être éligibles, les candidats doivent être inscrits comme chercheur d'emploi depuis au moins 18 mois, s'être inscrits avant leur 25<sup>e</sup> anniversaire<sup>12</sup>, être domiciliés en Région de Bruxelles-Capitale et ne pas avoir eu d'expérience professionnelle de plus de 90 jours consécutifs. Le CI touche donc un public qui a plus de mal à trouver un emploi et vise à limiter leur enlèvement dans le chômage.

Au niveau des coûts que représentent le CI pour la RBC, deux éléments devraient être analysés : le coût lié aux salaires des bénéficiaires du CI et les coûts de fonctionnement liés à la mise en œuvre du dispositif au sein d'Actiris. En 2020, le coût moyen d'un équivalent temps-plein en CI est estimé à près de 25.000 euros<sup>13</sup> par les services d'Actiris. À noter que selon le budget des dépenses d'Actiris, 12,1 millions d'euros<sup>14</sup> sont prévus en année 2020 pour financer le CI, ce qui représente moins de 2 % du budget des dépenses d'Actiris. Cependant, il est plus complexe et fastidieux d'estimer les coûts totaux de fonctionnement (coûts de fonctionnements d'autres services d'Actiris proportionnels à leur temps de travail pour la mise en œuvre du CI, utilisation des bureaux par le personnel, etc.) du dispositif pour Actiris. Pour ces raisons, cette estimation n'a pas été effectuée dans le cadre de cette analyse.

Le tableau 1 ci-dessous compare les bénéficiaires du CI avec l'ensemble des jeunes de moins de 26 ans inscrits comme chercheurs d'emploi après leurs études entre 2015 et 2017. Le fait que le CI touche un public éloigné du marché du travail est très visible avec le fait que les bénéficiaires sont moins qualifiés que l'ensemble des jeunes chercheurs d'emploi inscrits avant leurs 26 ans. Les groupes de jeunes ayant au maximum un diplôme du secondaire inférieur (31,2 %) ou au maximum un diplôme du secondaire supérieur (44,8 %) sont en effet largement plus représentés parmi les bénéficiaires du CI que parmi l'ensemble des jeunes chercheurs d'emploi (respectivement 21,3 % et 36,6 %). Les jeunes universitaires sont eux beaucoup moins représentés au sein des bénéficiaires du CI (4,9 % pour 23,1 % pour l'ensemble des jeunes).

La particularité du public cible est aussi visible à l'âge des bénéficiaires, avec les catégories des jeunes inscrits comme chercheurs d'emploi avant leurs 19 ans et ceux âgés entre 19 et 21 ans qui sont surreprésentées (respectivement 16,4 % et 45,0 %) par rapport au groupe de comparaison (12,3 % et 37,4 %).

<sup>12</sup> Les jeunes éligibles au CI peuvent donc avoir plus de 25 ans au moment de leur participation au CI, la date d'inscription en tant que chercheur d'emploi fait donc office de référence pour l'âge.

<sup>13</sup> 24.927,63 euros exactement. Ce montant a été estimé par le Service gestion budgétaire des politiques d'emploi d'Actiris et reprend le salaire brut sans les cotisations patronales. Ce montant a d'abord été calculé mensuellement en reprenant le rapport pour chaque mois de l'année entre les paiements effectués mensuellement aux bénéficiaires et le nombre d'ETP effectif sur le mois de paiement en question. La somme de ces montants a ensuite été faite pour obtenir un coût annuel, ce qui correspond aussi au coût d'un CI étant donné la participation de douze mois.

<sup>14</sup> PARLEMENT BRUXELLOIS ; « Projet d'ordonnance contenant l'ajustement du Budget général des Dépenses de la Région de Bruxelles-Capitale pour l'année budgétaire 2020 », Session ordinaire 2020-2021, 30 octobre 2020, page.101

**Tableau 1** Caractéristiques des bénéficiaires du CI - cohortes de moins de 26 ans inscrits en stage d'insertion professionnelle<sup>15</sup> (SIP) auprès d'Actiris entre 2015 et 2017

Catégories	Bénéficiaires du CI		Ensemble des inscrits en SIP de moins de 26 ans	
	Nombre	Pourcentage (%)	Nombre	Pourcentage (%)
Femmes	333	43,0	12.577	51,1
Hommes	442	57,0	12.025	48,9
Niveau d'études faible (maximum sec. Inférieur)	242	31,2	5.242	21,3
Niveau d'études moyen (secondaire supérieur)	347	44,8	9.011	36,6
Diplôme obtenu à l'étranger	148	19,1	4.664	19,0
Niveau d'études élevé (supérieur)	38	4,9	5.685	23,1
Nationalité belge	537	69,3	17.038	69,3
Nationalité UE28	77	9,9	4.070	16,5
Nationalité hors UE28	161	20,8	3.494	14,2
Moins de 19 ans au moment de l'inscription comme chercheur d'emploi	127	16,4	3.036	12,3
Entre 19 et 21 ans	349	45,0	9.193	37,4
Entre 22 et 25 ans	298	38,5	12.373	50,3
Croissant pauvre	321	41,4	7.447	30,3
Inscription comme chercheur d'emploi entre janvier et mars	167	21,5	4.300	17,5
Inscription entre avril juin	123	15,9	3.122	12,7
Inscription entre juillet et septembre	339	43,7	10.804	43,9
Inscription entre octobre et décembre	146	18,8	6.376	25,9
<b>Total</b>	<b>775</b>	<b>100,0</b>	<b>24.602</b>	<b>100,0</b>

Source : données Actiris, calculs IBSA/BFP.

Le CI touche aussi plus les jeunes de nationalité non-européenne (20,8 %) par rapport au groupe dans son ensemble (14,2 %) et moins les jeunes ayant une nationalité d'un des autres pays de l'Union européenne (9,9 % contre 16,5 %).

Enfin, les jeunes domiciliés dans les quartiers issus du croissant pauvre de la RBC sont plus largement représentés dans le groupe de jeunes participant au CI que dans le groupe dans son ensemble. Ceci peut aussi montrer que le public de ce dispositif est potentiellement fragilisé par rapport à la recherche d'emploi.

Nous n'observons pas de différence majeure au niveau du trimestre d'inscription comme chercheur d'emploi. Vu que le CI vise un public fragilisé, nous aurions pu nous attendre à observer une plus grande proportion de jeunes en décrochage scolaire et s'étant inscrits en dehors du trimestre allant de juillet à septembre.

Le fait que le groupe de bénéficiaires du CI présente en moyenne des caractéristiques (niveau d'étude bas, quartier de domiciliation et âge) qui ne favorisent pas l'insertion professionnelle<sup>16</sup> montre que le dispositif arrive à atteindre le public visé.

<sup>15</sup> Le stage d'insertion professionnelle est une période d'un an qui débute au moment de la première inscription comme chercheur d'emploi auprès d'Actiris après les études.

<sup>16</sup> L'effet de ces variables sur l'insertion professionnelle des chercheurs d'emploi en RBC a notamment été estimé dans le Working Paper de A. Dewatripont et M. López Novella (2019) référencé en annexe.

## 2. Données

### 2.1. Données disponibles

Nous suivons des cohortes de jeunes de moins de 30 ans inscrits chez Actiris durant les années 2015-2017. Ce choix a été fait en fonction de la date de mise en œuvre du dispositif et de la disponibilité des données. Ces années nous permettent en effet d'avoir à la fois le recul suffisant pour suivre les bénéficiaires de ce dispositif long avant, pendant et après leur participation au CI. Les chercheurs d'emploi inscrits en janvier 2015 sont ceux qui étaient éligibles pour une participation au moment de la mise en œuvre du dispositif, en juillet 2016. À la suite de leur inscription chez Actiris, nous suivons tous ces jeunes en termes de durée au chômage et de participation ou non au dispositif étudié. Ce suivi inclut également l'observation d'une sortie du chômage ou non à la fin de la période d'observation.

View.brussels d'Actiris nous a transmis des données individuelles sur les caractéristiques des chercheurs d'emploi au moment de leur inscription auprès d'Actiris. Nous avons accès aux informations de tous les jeunes de moins de 26 ans inscrits en stage d'insertion professionnelle chez Actiris entre le 1er janvier 2015 et le 31 décembre 2017.

Nous avons des données sur leurs caractéristiques au moment de cette inscription : leur âge, leur genre, leur niveau d'études, leur nationalité, le quartier dans lequel ils habitent, le domaine professionnel dans lequel ils souhaitent chercher un emploi, et la date à laquelle ils sont venus s'inscrire chez Actiris.

En plus, view.brussels a également fourni des données sur le suivi mensuel du statut professionnel de ces jeunes à partir des bases de données d'Actiris, de la Déclaration multifonctionnelle (Dmfa), de la Déclaration immédiate (Dimona) et de l'Inasti. Nous avons dès lors des informations sur les participations à des stages ou des formations, leurs emplois, les dates de début et de fin de contrat et le secteur dans lequel cet emploi a eu lieu. Le suivi professionnel commence au moment de l'inscription du jeune chez Actiris en tant que chercheur d'emploi et va jusque fin 2019. Il était important d'avoir une période de suivi longue. Nous devons en effet prendre en compte pour les bénéficiaires non seulement la période avant la participation au dispositif et la durée de ce dispositif mais aussi une période suffisamment longue après cette participation pour en observer les conséquences sur la sortie vers l'emploi.

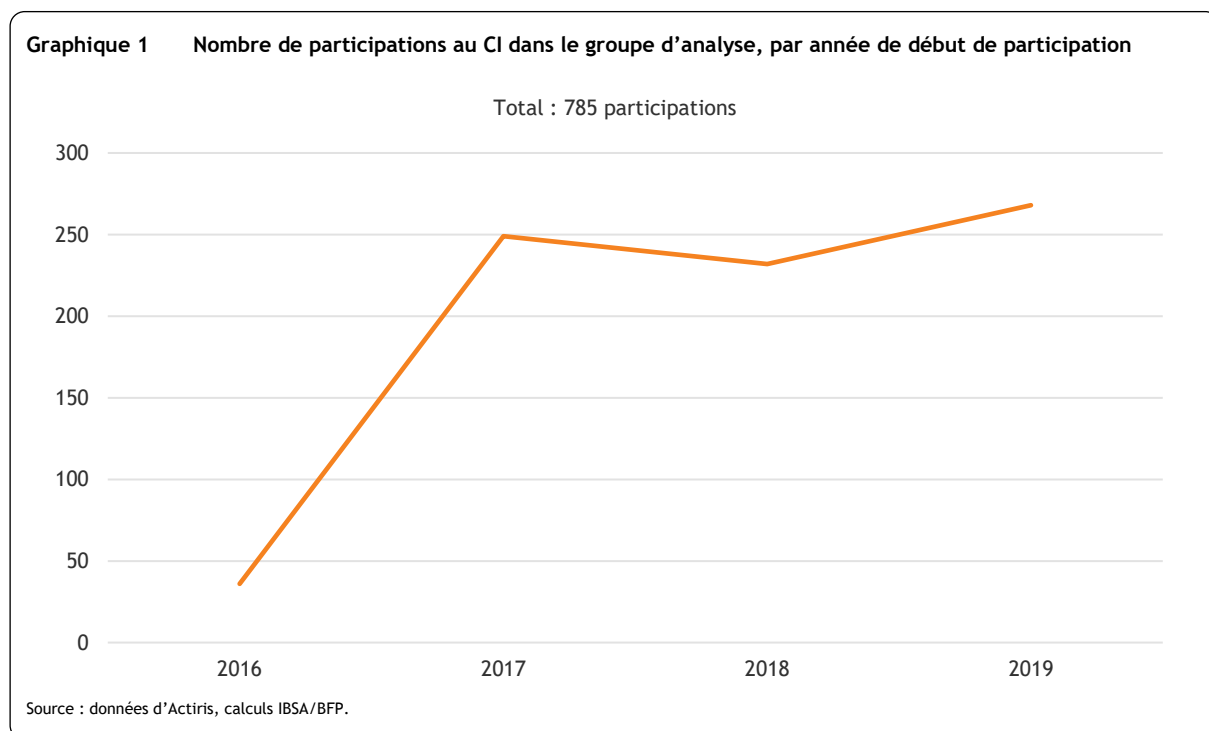
Enfin, nous avons accès aux données sur les participations au CI pour tous ces jeunes. Nous avons des informations sur le type de CI (type d'employeur et secteur professionnel) auxquels ils ont participé, la date de début et la date de fin de la participation. Cette base de données sur les CI reprend aussi des informations sur la procédure de sélection au CI comme les participations aux entretiens de sélection, les envois de candidatures aux employeurs ou les participations à des séances de coaching.

### 2.2. Analyse descriptive des participations au CI

Afin d'élaborer une première analyse descriptive des données, nous nous concentrons ici sur les jeunes inscrits comme chercheurs d'emploi auprès d'Actiris entre 2015 et 2017 et ayant participé à un CI. Cette analyse des participations aux dispositifs et celle de la section suivante portant sur la situation des

bénéficiaires après leur participation apportent des éléments importants à prendre en compte dans l'analyse d'impact.

Comme le présente le graphique 1 ci-dessous, le nombre de participations à un contrat d'insertion par le groupe étudié est de 785 au total. Le nombre de participations est plus faible en 2016, année qui correspond au démarrage du dispositif. Dès l'année 2017, le dispositif est arrivé à son rythme de croisière, ce qui implique que la présente évaluation estime l'impact du dispositif tel qu'il était destiné à être dans un premier temps. Notre échantillon reprend 36 participations qui ont débuté en 2016, 247 en 2017, 232 en 2018 et 268 en 2019.



Le tableau 2 ci-dessous présente les durées de ces participations au CI. On peut y observer que les CI respectent en grande majorité la durée prévue d'un an et qu'aucun ne dépasse cette durée prévue.

**Tableau 2** Durée des participations des CI

Durée des participations	Nombre	Pourcentage du total (%)	Pourcentage des participations écourtées pour cause d'emploi <sup>17</sup> (%)
≤ 1 mois	10	1,3	20,0
> 1 mois et ≤ 3 mois	25	3,2	16,0
> 3 mois et ≤ 6 mois	34	4,3	38,2
> 6 mois et < 1 an	35	4,5	40,0
1 an	681	86,8	-
Plus d'1 an	0	0,0	-
<b>Total</b>	<b>785</b>	<b>100,0</b>	<b>4,2</b>

Source : données Actiris, calculs IBSA/BFP.

<sup>17</sup> Nous reprenons ici tous les emplois d'au moins une semaine ayant démarré dans le mois après la fin de la participation au CI à partir des bases de données Dimona et Dmfa.

Il y a plusieurs possibilités pour expliquer pourquoi certains CI durent moins longtemps que ce qui est prévu à la base. Les participants peuvent décider de mettre fin au contrat plus tôt que prévu pour cause d'abandon ou parce qu'ils ont trouvé un meilleur contrat. Il arrive aussi que des ruptures de contrat soient entreprises par les employeurs. L'analyse descriptive résumée dans la dernière colonne montre que nous pouvons supposer qu'une plus grande proportion de participations longues a été écourtée parce que les bénéficiaires ont trouvé un autre emploi. Sur le total des participations reprises dans l'échantillon, moins de 5 % ont été écourtées pour cause d'emploi. Ceci peut montrer que la recherche d'un autre emploi lors de la participation au CI est limitée, thème qui doit être pris en compte dans l'estimation de l'impact sur l'insertion professionnelle.

Les participations de moins d'un mois ne sont pas reprises dans notre analyse d'impact. Nous considérons que les participations si courtes ne peuvent pas avoir d'impact sur le trajet professionnel des bénéficiaires. Elles ne sont dès lors plus reprises dans la suite de cette analyse descriptive. Cependant, les participations de plus d'un mois sont effectivement reprises dans l'analyse même si elles sont interrompues.

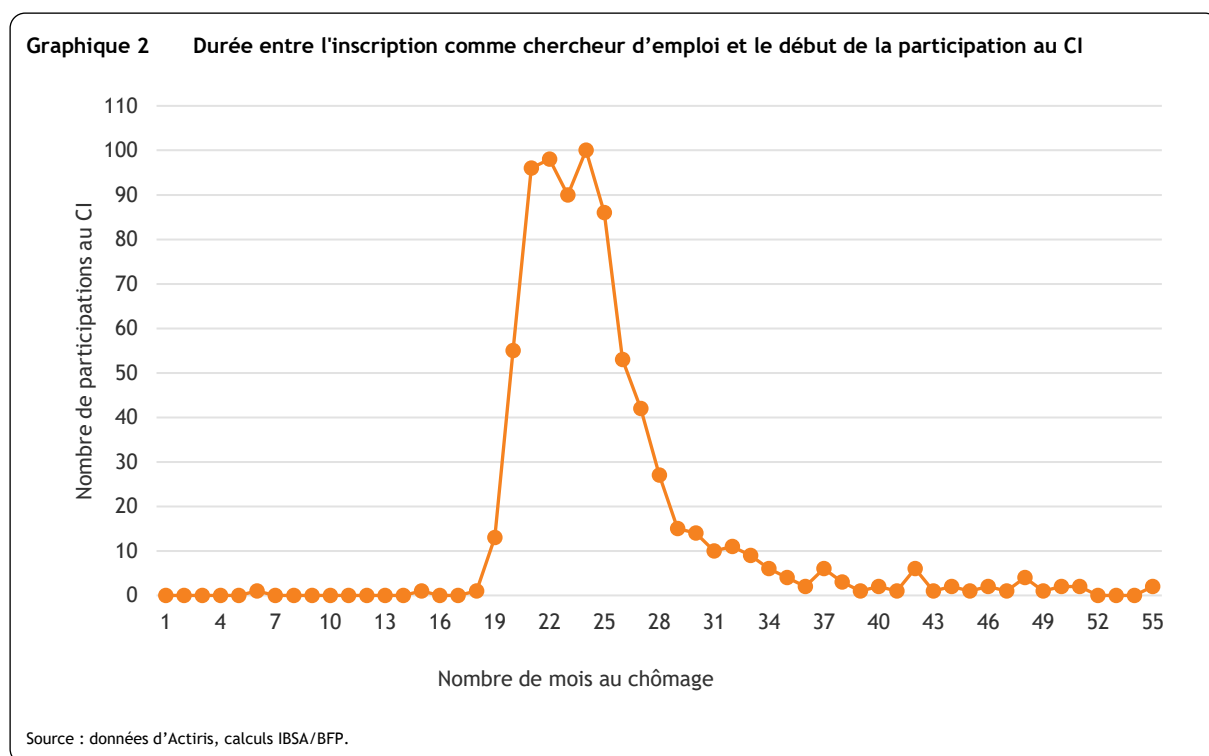
Le tableau 3 présente les différents types d'employeurs. Comme précisé plus haut, les CI se font exclusivement dans le secteur public et le secteur non-marchand. La catégorie qui est largement la plus représentée est celle des ASBL avec 56,1 % des participations au CI. Viennent ensuite les communes (24,8 %) et le CPAS (9,5 %). Les administrations régionales et communautaires sont beaucoup moins représentées que le secteur du non-marchand et les pouvoirs locaux.

**Tableau 3** Types d'employeurs pour les CI

Type d'employeur	Nombre	Pourcentage du total (%)
ASBL Hors missions locales	435	56,1
Communes	192	24,8
CPAS	74	9,5
Organisation d'intérêt public de la RBC	27	3,5
Missions locales	24	3,1
Administration de la Communauté française	11	1,4
Autres	6	0,8
Logement social	3	0,4
Autres associations	2	0,3
Enseignement	1	0,1
<b>Total</b>	<b>775</b>	<b>100,0</b>

Source : données Actiris, calculs IBSA/BFP.

Le graphique 2 ci-dessous présente la distribution des dispositifs par durée entre l'inscription comme chercheur d'emploi chez Actiris et l'entrée dans le dispositif. Rappelons que les conditions d'éligibilité prévoient que les jeunes démarrent un CI à partir de leur 18<sup>e</sup> mois d'inscription comme chercheur d'emploi.



La grande majorité des participations au CI ont respecté la règle d'éligibilité portant sur la durée entre l'inscription comme chercheur d'emploi et le début de la participation. Seules trois participations ne respectent pas cette condition. La grande majorité (85,6 %) des CI ont démarré entre 19 et 28 mois après l'inscription du bénéficiaire auprès d'Actiris. Moins de 5 % des CI ont démarré plus de trois ans après l'inscription du bénéficiaire comme chercheur d'emploi.

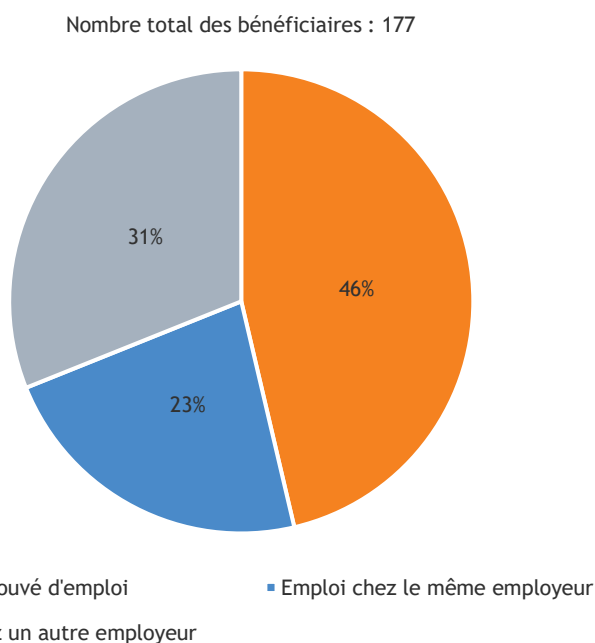
### 2.3. Analyse descriptive du suivi des bénéficiaires après leur participation

L'analyse descriptive sur l'insertion professionnelle ci-dessous analyse la situation des bénéficiaires un an après la fin de leur participation au CI. Au total, 177 bénéficiaires ont pu être observés un an après leur participation<sup>18</sup>. Le graphique 3 montre qu'un peu plus de la moitié des bénéficiaires ont trouvé un emploi d'au moins un mois au cours de l'année qui a suivi leur participation. Plus de la moitié de ceux-ci ont démarré ce nouvel emploi auprès de l'employeur auprès duquel s'est déroulé leur CI.

<sup>18</sup> Nous reprenons donc ici tous les bénéficiaires de notre échantillon pour lequel nous avons des informations un an après la fin de leur participation. Ce nombre restreint s'explique par le fait que nous ne reprenons pas les bénéficiaires ayant démarré un CI trop tard que pour pouvoir les suivre un an après leur participation dans la période analysée ainsi que les bénéficiaires pour lesquels les informations de suivi ne sont plus disponibles un an après (par exemple pour cause de déménagement à l'étranger ou par cause de maladie).



Graphique 3 Situation des bénéficiaires un an après leur participation - emplois d'au moins un mois

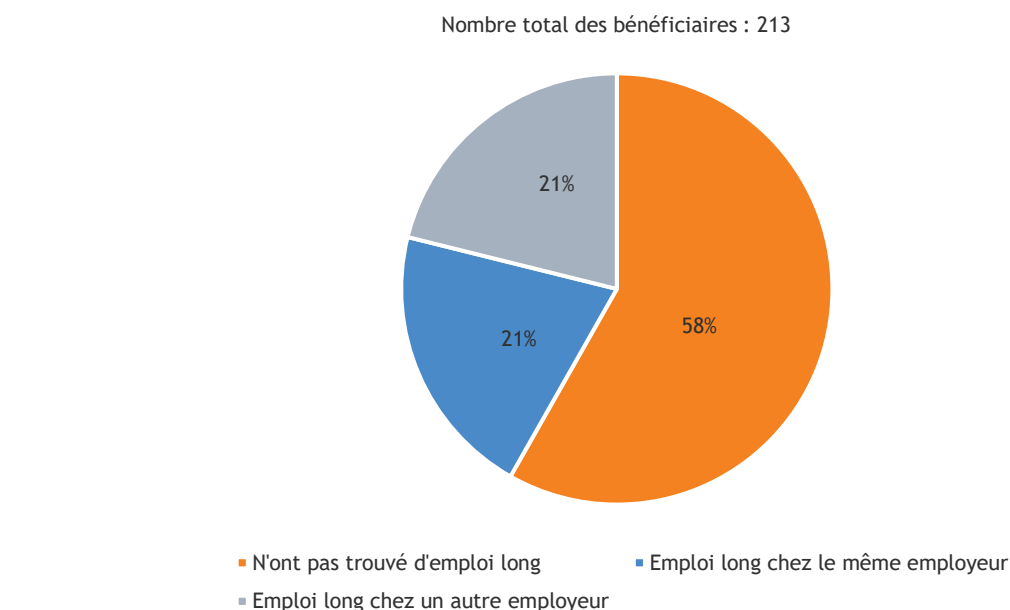


Source : données d'Actiris, calculs IBSA/BFP.

Le fait de continuer chez le même employeur n'est pas un objectif en soi du CI même si cela peut bien sûr être perçu comme positif. La mise en œuvre du CI avait pour objectif d'être un tremplin vers un autre emploi. Le secteur public (les communes et CPAS) engage plus les bénéficiaires après leur participation au CI que le secteur privé (les ASBL). Ceci est analysé plus en détail dans l'analyse d'impact reprise dans la section 4.

Le graphique 4 ci-dessous s'intéresse à l'insertion pérenne en ne reprenant que les emplois d'au moins six mois. Dans cette analyse, 213 bénéficiaires ont pu être observés<sup>19</sup>. Plus de la moitié des bénéficiaires n'a pas démarré un emploi long au cours de l'année qui suivait leur participation au CI. Près de la moitié des bénéficiaires ayant démarré un emploi long l'a fait auprès de l'employeur chez qui ils avaient fait leur CI.

<sup>19</sup> Par souci de comparaison avec le groupe de contrôle, les jeunes bénéficiaires étant « sortis » vers l'emploi avant leur participation au CI ne sont pas repris dans l'analyse. Un plus grand nombre de bénéficiaires n'est donc pas repris dans l'analyse des sorties vers l'emploi d'au moins un mois (graphique 3) étant donné que les emplois courts avant participation au CI excluent les bénéficiaires de cette analyse (et pas uniquement les emplois d'au moins six mois comme dans le graphique 4). Ceci explique le nombre plus petit de bénéficiaires dans l'échantillon par rapport au graphique 3. Par exemple, un jeune ayant travaillé trois mois avant sa participation au CI est repris dans l'analyse des sorties vers un emploi d'au moins six mois (graphique 3) mais n'est pas repris dans l'analyse des sorties vers un emploi d'au moins un mois (graphique 4) puisqu'il est déjà sorti vers l'emploi d'au moins un mois avant de démarrer son CI.

**Graphique 4** Situation des bénéficiaires un an après leur participation - emplois d'au moins six mois

Source : données d'Actiris, calculs IBSA/BFP.

Toujours en ce qui concerne l'insertion pérenne et sans distinguer les employeurs, l'analyse du temps de travail montre que 75,7 % des emplois longs démarrés après participation au CI étaient en contrat temps plein contre 24,3 % en temps partiel. Nous disposons de données sur le volume de travail uniquement pour une partie (près de 83 %) des emplois<sup>20</sup>. Il se peut que les données manquantes portent proportionnellement plus sur les emplois à temps partiel. Si les proportions entre temps partiel et temps plein sont les mêmes dans les données manquantes, cela voudrait dire qu'un peu plus de 30 % des bénéficiaires du CI auraient démarré un emploi long à temps plein dans l'année qui suivait leur participation.

Ces taux peuvent sembler faibles mais il faut garder à l'esprit que le dispositif vise en soi des jeunes en moyenne peu qualifiés qui ont plus de difficultés à trouver un emploi sur le marché du travail bruxellois. Il est maintenant intéressant de comprendre ce que le CI a changé dans ce parcours professionnel et s'il a permis une insertion professionnelle plus importante. Le suivi analysé par cette évaluation prendra aussi en compte les actions entreprises après ces participations au CI.

Un autre élément important par rapport à la situation des bénéficiaires est l'accès aux allocations de chômage. Le CI étant un contrat d'emploi à durée déterminée, le fait d'y participer peut ouvrir l'accès aux allocations de chômage. Le tableau 4 ci-dessous montre qu'alors que seulement 38,6 % des bénéficiaires avaient droit aux allocations de chômage avant leur participation, cette proportion monte à 69,2 % trois<sup>21</sup> mois après la participation. Nous considérons ici les bénéficiaires qui ne sont pas au travail et

<sup>20</sup> Les données sur le volume de travail sont disponibles uniquement au niveau de la base de données issue de la Dmfa. Cette base de données n'offre pas à elle seule la possibilité de suivre toutes les actions de travail des jeunes.

<sup>21</sup> Le choix d'observer la situation des bénéficiaires après 3 mois s'explique par le fait que le droit aux allocations de chômage prend parfois quelques mois pour être activé.

qui sont encore suivis par les services d'Actiris, ce qui explique le nombre plus réduit de jeunes repris dans la catégorie après participation au CI.

**Tableau 4 Droit aux allocations des chercheurs d'emploi avant et après la participation au CI**

Catégorie de chercheurs d'emploi	Un mois avant participation au CI		Trois mois après participation au CI	
	Nombre total	Pourcentage ayant droit aux allocations (%)	Nombre total	Pourcentage ayant droit aux allocations (%)
Femmes	316	42,4	138	68,8
Hommes	438	35,8	200	69,5
Niveau d'études faible (maximum sec. Inférieur)	239	23,0	118	59,3
Niveau d'études moyen (secondaire supérieur)	341	62,8	140	71,4
Diplôme obtenu à l'étranger	140	3,6	69	81,2
Niveau d'études élevé (supérieur)	34	50,0	11	72,7
Nationalité belge	528	48,7	240	66,7
Nationalité UE28	72	23,6	29	79,3
Nationalité hors UE28	154	11,0	69	73,9
Domicilié dans un quartier pauvre	312	38,8	146	71,2
Hors croissant pauvre	442	38,5	192	66,7
Moins de 19 ans au moment de l'inscription comme chercheur d'emploi	127	15,7	60	58,3
Entre 19 et 21 ans	343	42,0	152	71,1
Plus de 21 ans	284	44,7	126	72,2
<b>Total</b>	<b>754</b>	<b>38,6</b>	<b>338</b>	<b>69,2</b>

Source : données Actiris, calculs IBSA/BFP.

Les catégories permettent de montrer que certains sous-groupes rattrapent leur retard en droit aux allocations de chômage. Ainsi, les hommes étaient 35,8 % à avoir droit aux allocations avant leur participation au CI contre 42,4 % pour les femmes mais ce retard a été plus que compensé après la participation.

Nous pouvons supposer que le fait qu'avant leur participation les très jeunes (en général aussi peu qualifiés) et les jeunes ayant un niveau d'études élevé aient moins accès aux allocations de chômage est expliqué par les mesures d'exclusion propres à ces groupes qui ont été mises en œuvre en 2015. Depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2015, l'âge maximal après sortie des études pour solliciter des allocations d'insertion a été baissé de 30 à 25 ans<sup>22</sup>. Depuis septembre 2015, les chercheurs d'emploi de moins de 21 ans doivent être détenteurs d'un des diplômes ou certificats reconnus pour avoir droit aux allocations d'insertion. Le tableau 4 montre que les proportions de ces jeunes ayant droit aux allocations de chômage augmentent plus sensiblement entre les deux périodes observées que pour les autres groupes.

Enfin, les jeunes ayant une nationalité non-européenne (et ceux ayant un diplôme obtenu à l'étranger) ont très peu accès aux allocations de chômage avant leur participation au CI. Ces jeunes rencontrent des barrières supplémentaires comme des conditions particulières en termes de permis de séjour et de travail en cours de validité. La proportion de jeunes ayant droit aux allocations augmente très fortement lorsqu'elle est observée trois mois après participation au CI et dépasse celle des jeunes ayant la

<sup>22</sup> L'âge repris comme référence est celui au moment de l'inscription comme chercheur d'emploi. Le droit aux allocations, pour les chercheurs d'emploi éligibles, avant et après cette réforme est acquis après un stage d'insertion professionnelle de plus ou moins un an.

nationalité belge. De même, le droit aux allocations de chômage augmente sensiblement pour les jeunes non-belges ayant une nationalité européenne.

Le droit aux allocations n'est pas le sujet de l'évaluation présentée dans ce rapport mais, comme on le verra dans la section des résultats, il peut être un facteur important dans l'analyse de l'insertion professionnelle. De plus, il peut aussi être perçu comme un point positif du dispositif, en particulier vu le public cible du CI et son risque d'enlèvement dans le chômage.

## 3. Méthodologie

### 3.1. Pourquoi une évaluation d'impact

Suivre l'évolution des bénéficiaires d'une politique publique ne suffit pas pour mesurer l'impact d'un dispositif sur ses bénéficiaires. L'évolution observée peut être due à des facteurs extérieurs et ne peut dès lors pas directement être imputée à la politique. Il se peut en effet que la même évolution aurait été observée sans participation au dispositif.

Pour pouvoir isoler l'impact d'une politique publique sur les bénéficiaires, il faut pouvoir mesurer la différence entre deux situations : ce qu'on observe avec la politique et ce qu'il se serait passé dans les mêmes conditions avec pour seule différence la non-participation au dispositif. Malheureusement l'observation de la situation des bénéficiaires sans participation n'est pas directement possible. Les méthodes d'évaluation d'impact visent à estimer cette deuxième situation pour pouvoir la comparer à la situation observée (avec participation). La différence entre les deux est alors la mesure de l'impact de la politique.

Dans le cas de la présente évaluation, l'insertion professionnelle (ou non) des bénéficiaires du CI peut être due à leur participation CI mais elle peut aussi être liée à d'autres facteurs comme leurs études, la situation économique ou leur motivation.

Concrètement, la méthodologie<sup>23</sup> d'évaluation retenue consiste à reproduire une situation contrefactuelle qui n'existe pas dans la réalité et à examiner ce qu'il se serait passé si les jeunes ayant participé au CI n'y avaient pas participé. Ainsi, la situation réelle avec participation au dispositif peut être comparée avec la situation contrefactuelle et la différence peut être imputée à la participation au CI. Cette situation contrefactuelle est estimée à partir d'un groupe de comparaison qui reprend des jeunes similaires aux participants mais qui n'ont pas participé au CI. Uniquement comparer la situation des bénéficiaires avec celle de ce groupe de comparaison ne serait pas suffisante. Il se peut qu'il y ait des caractéristiques différentes, parfois non-observées dans les données, entre les groupes qui occasionnent des différences dans le suivi<sup>24</sup> des bénéficiaires et de ce groupe de comparaison. Par exemple, il se peut que les jeunes qui décident de ne pas participer au CI aient moins de motivation dans leur recherche d'emploi, ou bien qu'ils aient plus de motivation à trouver un autre type d'emploi par eux-mêmes.

Le « matching dynamique » permet de construire un groupe de contrôle qui ressemble plus précisément au groupe de bénéficiaires en prenant en compte les caractéristiques observées (niveau d'études, âge, etc.) mais aussi indirectement des caractéristiques non-observées. Par exemple, le fait d'avoir participé à un stage permet de prendre en compte, de façon indirecte, des facteurs comme la motivation ou la perception du chercheur d'emploi par les employeurs. Cette méthode de matching, ou « d'appariement », donne ainsi plus de poids aux individus du groupe de contrôle qui auraient eu plus de chance de participer au CI. Le fait que ce matching soit dynamique permet aussi de prendre en compte le

<sup>23</sup> La méthodologie retenue est basée sur celle utilisée dans Dewatripont et López Novella (2019) combinée avec un matching dynamique.

<sup>24</sup> La construction du suivi professionnel des jeunes (bénéficiaires et non-bénéficiaires) est décrite en détail en Annexe 1.

moment dans le suivi du chercheur d'emploi et en quoi ce moment joue sur sa probabilité de participer au CI. Cette méthode est expliquée en détail dans la section 3.4.

Enfin, le modèle de durée est utilisé pour analyser la durée passée entre l'inscription comme chercheur d'emploi et la sortie vers l'emploi (s'il y a sortie). Il permet de mesurer l'effet des différents facteurs sur l'insertion professionnelle des chercheurs d'emploi. En comparant les suivis du groupe de bénéficiaires et du groupe de contrôle (amélioré grâce au matching dynamique), ce modèle estime parmi les autres facteurs l'impact du CI sur le parcours des bénéficiaires. Les résultats de ces estimations sont ensuite utilisés pour simuler le suivi des bénéficiaires s'ils n'avaient pas participé au CI (les courbes orange dans les graphiques de résultats), en prenant en compte leurs caractéristiques et les facteurs exogènes comme la situation économique. Ce modèle économétrique est présenté en détail dans la section 3.3.

### 3.2. Définition du champ d'analyse

Une sortie du chômage vers l'emploi dans notre analyse est définie comme une sortie vers un *emploi régulier*, c'est-à-dire un emploi salarié ou d'indépendant à titre principal<sup>25</sup>. Ainsi, les participations au CI ne constituent jamais une sortie vers un emploi régulier même si ces participations durent un an et sont en soi un emploi (presque entièrement subventionné)<sup>26</sup>.

Dans l'analyse, deux durées d'emploi sont examinées. Nous examinons l'effet des mesures étudiées sur la probabilité de sortir vers un emploi d'une durée d'au moins 1 mois (28 jours consécutifs). Dans ce premier scénario, l'évaluation vise à répondre à la question « est-ce-que les participations aux dispositifs étudiés ont accéléré la sortie du chômage vers l'emploi des bénéficiaires ? ». Ce premier exercice ne prend donc pas en compte la qualité des emplois obtenus.

Dans un deuxième temps, nous examinons des durées d'emploi plus longues, en ne reprenant que les emplois d'au moins six mois. Cette fois, l'analyse vise à répondre à la question « est-ce-que les participations aux dispositifs étudiés ont accéléré la sortie du chômage vers l'emploi de manière durable ». Le CI étant un dispositif long, cette deuxième question est la plus importante et c'est cette analyse qui est faite également par sous-groupe de bénéficiaires et part type de CI.

### 3.3. Modèle de durée

Comme son nom l'indique, dans le modèle de durée (Allison, 2014 ; Van den Berg, 2000), la variable à expliquer représente une durée ; dans notre cas, la durée de chômage avant une transition vers l'emploi. Cependant, ce n'est pas directement cette durée qui est examinée, mais une transformation de celle-ci, à savoir le « risque » de trouver un emploi à un certain moment  $t$  du suivi alors qu'on est resté au chômage jusque-là. La fonction qui décrit ce risque instantané de transition du chômage vers l'emploi

<sup>25</sup> Ces emplois peuvent être partiellement subsidiés, comme c'est le cas, par exemple, avec les embauches Activa pour lesquelles l'employeur bénéficie d'une réduction de cotisations patronales pendant une certaine période suivant l'embauche. Tous les autres programmes d'emploi, en particulier les contrats évalués dans notre étude mais également tous les types de formations et les stages ne sont pas considérés comme une sortie vers l'emploi régulier.

<sup>26</sup> De plus, l'objectif du dispositif est de permettre aux bénéficiaires d'acquérir des compétences valorisables pour accéder à l'emploi. Le but n'est donc pas forcément que les bénéficiaires restent employés auprès de l'employeur auprès duquel s'est déroulé le CI. Nous pourrions observer plus bas quelle proportion des bénéficiaires qui trouve un emploi après le CI le trouve auprès du même employeur et quelle proportion le trouve auprès d'un autre employeur.

pour tous les individus s'appelle la fonction de hasard. Le modèle de durée permet donc d'expliquer le hasard de trouver un emploi en fonction de variables observées (durée de chômage, âge, niveau d'études, participation à un programme d'emploi, etc.) mais également de caractéristiques non-observées (motivation, attitudes, aptitudes, etc.).

Dans ce type de modèle, le moment où le jeune s'inscrit comme chercheur d'emploi chez Actiris, sa participation au dispositif évalué et sa potentielle sortie vers l'emploi sont pris en compte. Le modèle de durée retenu pour cette évaluation, appelé modèle multivarié proportionnel mixte, comporte plusieurs avantages. Le premier est sa capacité à tenir compte correctement de la durée aussi bien pour des individus qui connaissent une transition vers l'emploi pendant la période d'observation que pour ceux « censurés », c'est-à-dire ceux dont la transition vers l'emploi a lieu après la période d'observation, voire jamais. Deuxièmement, le modèle permet de prendre en compte des variables qui varient au cours du temps. Par exemple, nous pouvons utiliser le taux de chômage qui fluctue mensuellement et selon la conjoncture pendant toute la période d'observation.

Le modèle retenu comporte plusieurs éléments importants. Ainsi, on distingue le « hasard de base » qui est la fonction qui décrit le risque de sortie vers l'emploi exclusivement en fonction du temps et non pas, par exemple, des caractéristiques individuelles. À leur tour, les caractéristiques individuelles observées et inobservées sont introduites de manière multiplicative par rapport au hasard de base. En d'autres mots, ces caractéristiques font augmenter ou diminuer le hasard de base et ceci de manière constante au cours du temps. Par exemple, un niveau d'études élevé plutôt que faible va augmenter le hasard de sortie du chômage vers l'emploi de la même manière, quelle que soit la durée de chômage. L'effet des mesures étudiées sur le hasard de sortie vers l'emploi est modélisé de façon similaire, c'est-à-dire multiplicative. Si les mesures ont un effet positif, cela veut dire qu'elles accélèrent la sortie du chômage vers l'emploi quel que soit le moment pendant l'épisode de chômage auquel elles interviennent.

L'équation 1 présente formellement le modèle :

$$\theta_e(t|t_p, x, V_e) = \lambda_e(t) \phi_e(x) \exp\left(\partial(t|t_p)^{I(t>t_p)}\right) V_e \quad (1)$$

où  $\theta_e(\cdot)$  est le risque instantané, ou hasard conditionnel, de sortie du chômage vers l'emploi qui est fonction du mois de suivi depuis l'inscription comme chercheur d'emploi  $t$ , du mois d'entrée dans le dispositif  $t_p$ , de caractéristiques observées  $x$  et inobservées  $V_e$ . Le membre de droite de l'équation comporte les éléments suivants :

- la fonction de « hasard de base »  $\lambda_e(t)$  est le risque instantané de sortie vers l'emploi, lorsque les variables explicatives sont nulles. Elle représente la relation sous-jacente entre le hasard et le temps de suivi. Dans notre modèle, elle est modélisée de manière flexible à l'aide de variables binaires représentant par blocs de huit mois le moment de suivi du parcours professionnel du jeune depuis son inscription comme chercheur d'emploi. Cette fonction permet, lorsque toutes les variables explicatives prennent la valeur zéro, de montrer de quelle façon le hasard dépend du temps. Si le risque de sortie des nouveaux chercheurs d'emploi augmente ou diminue avec la durée de chômage, indépendamment de leurs caractéristiques, alors on parle de dépendance à la durée ;

- $\phi_e(\cdot)$  est une fonction des variables explicatives observées et décrit comment le hasard répond à des variations de ces variables. Les caractéristiques observées reprennent le mois de calendrier, le taux de chômage global en Région bruxelloise observé pour le mois correspondant, le sexe de la personne, le trimestre au cours duquel elle s’est inscrite chez Actiris et si elle a participé à un stage avant d’être éligible au CI<sup>27</sup> ;
- $V_e$  est un paramètre qui capte l’hétérogénéité non-observée et la manière dont le hasard fluctue en fonction de variables inobservées dans les données<sup>28</sup> ;
- Le terme  $\partial(t|t_p)^{I(t>t_p)}$  capte l’effet de la mesure qui peut varier en fonction de la durée depuis le début de la participation. Ce terme, inspiré du modèle explicité par Cockx et al. (2013)<sup>29</sup>, est calculé de la manière suivante :

$$\partial(t|t_p)^{I(t>t_p)} = \beta_0 * T_{it} + \beta_1 * T_{it} * (t - t_p) + \beta_2 * T_{it} * (t - t_p)^2 + \beta_3 * T_{it} * (t - t_p)^3 \quad (2)$$

Avec  $T_{it}$  qui est une binaire qui indique si la personne  $i$  a déjà démarré un CI au mois  $t$  d’observation. Le terme  $(t - t_p)$  correspond au nombre de mois depuis le début de la participation. Les estimations des différents coefficients  $\beta$  permettent de capter l’effet de la participation au CI sur les sorties vers l’emploi mais aussi la dépendance entre cet effet et le moment depuis le début de participation (et donc de faire la différence entre l’effet d’enfermement pendant la participation et l’effet post-participation à partir de la fin de la participation).

Soulignons en effet que nous mesurons l’impact de la mesure à partir du début de la période de participation (Crépon et al., 2005 ; Lalive et al., 2008 ; Kastoryano et van der Klaauw, 2011 ; Albanese et Cockx, 2018). Comme mentionné plus haut dans ce rapport, nous prenons aussi en compte l’effet négatif qui peut se produire pendant la participation aux dispositifs, aussi appelé effet d’enfermement. Ceci permet des estimations plus complètes qui montrent dès lors si participer aux dispositifs permet aux bénéficiaires de sortir plus rapidement vers l’emploi, tout en sachant qu’ils auraient pu sortir pendant la période de participation de ce dispositif.

Enfin, l’interprétation des coefficients du modèle se fait comme suit : un coefficient égal à 1 veut dire que la variable n’a pas eu d’effet sur le risque de sortie du chômage vers l’emploi. Un coefficient supérieur (inférieur) à 1 implique que la variable a augmenté (baissé) la probabilité instantanée de sortie vers l’emploi.

L’équation 1 a d’abord été estimée avec et sans matching dynamique pour l’échantillon dans son ensemble. Ensuite, les équations ont été estimées avec matching dynamique séparément pour estimer les

<sup>27</sup> Toutes les autres caractéristiques observables disponibles, présentées dans la section 2.1, ont été reprises dans des premiers tests du modèle. Seules ont été reprises comme variables le sexe, le trimestre d’inscription et la participation à un stage parce que les autres n’étaient plus jamais significatives avec utilisation des poids générés par la méthode de matching dynamique.

<sup>28</sup> L’hétérogénéité non-observée est modélisée de manière non-paramétrique et selon une fonction de densité ayant deux points de support et suivant une distribution paramétrique de type Gamma. Pour plus d’information, voir la référence sur la commande `pgmhaz8` développée par S. P. Jenkins et qui a été utilisée pour ces estimations. Dans la grande majorité des résultats, le coefficient pour ce paramètre d’hétérogénéité non-observée n’était pas significatif et les résultats sans hétérogénéité non-observée ont alors été repris.

<sup>29</sup> COCKX B., C. GOEBEL et S. ROBIN (2013), “Can income support for part-time workers serve as a stepping-stone to regular jobs? An application to young long-term unemployed women”, *Empirical Economics*, Springer, vol. 44(1), pages 189-229, February.



effets différents par sous-groupes de bénéficiaires. Ceci permet d’avoir des estimations plus précises qui prennent en compte les effets des (autres) variables spécifiques au sous-groupe analysé, à condition d’avoir assez d’observations dans ce sous-groupe. Pour les effets par type de CI, un terme d’interaction entre la variable d’impact  $T_{it}$  et le type de CI a été ajouté. L’estimation de son coefficient permet ainsi d’observer s’il y a un effet différent de l’effet homogène à prendre en compte pour ce type de CI.

Une fois le parcours des groupes de traitement et de contrôle (amélioré via le matching dynamique décrit dans la section suivante) construit<sup>30</sup>, l’utilisation du modèle de durée permet d’estimer si le CI permet ou non à ses bénéficiaires de sortir plus rapidement vers l’emploi. Nous pouvons aussi observer si des effets apparaissent et combien de temps après la participation. Enfin, si le nombre de participations<sup>31</sup> le permet, l’analyse permet aussi d’estimer s’il y a des différences en termes d’impact selon les types de bénéficiaires (genre ou niveau d’études par exemple) et par type de CI (type d’employeur ou échelle barémique du contrat).

Les coefficients obtenus par ces estimations sont ensuite utilisés dans les simulations du suivi professionnel pour les bénéficiaires avec et sans participation au CI présentées en graphiques dans la section des résultats. Ces estimations ont été faites selon la procédure présentée par K. Neels et J. Wood (2020) et permettent de visualiser les trajectoires professionnelles dans le temps où seule la participation diffère. Nous nous concentrons sur la comparaison de l’incidence cumulée de la sortie vers l’emploi. Ceci revient à montrer chaque mois dans le suivi des bénéficiaires depuis l’entrée dans le dispositif combien sont sortis vers l’emploi dans chacune des deux situations.

### 3.4. Matching dynamique

Il est nécessaire de comparer, à l’aide du modèle de durée, le parcours des bénéficiaires avec celui des jeunes qui n’ont pas participé au CI pour pouvoir estimer l’impact de ce dernier. Pour construire ce groupe témoin, ou « groupe de contrôle », l’ensemble des jeunes ayant été reconnus comme éligibles mais n’ayant pas (encore) participé ont été sélectionnés.

Le matching dynamique permet ensuite de sélectionner dans ce groupe les jeunes qui auraient eu le plus de chance de participer au CI. Il est très important que le groupe de bénéficiaires et le groupe de contrôle soient similaires avant la participation des bénéficiaires au CI. Pour que l’estimation de l’impact du dispositif soit correcte, il ne faut pas que le CI attire des chercheurs d’emploi qui ont plus (ou moins) de chance de sortir vers l’emploi. Sinon, les estimations des résultats montreraient des différences intrinsèques entre les deux groupes plutôt que l’impact de la participation au CI.

Le biais de sélection peut résulter des comportements des jeunes éligibles. Ainsi, les jeunes qui estiment avoir des chances de tirer profit d’une mesure seront potentiellement plus nombreux à poser leur candidature et à aller jusqu’au bout du programme que ceux qui ne pensent pas pouvoir en tirer parti. Au

<sup>30</sup> L’annexe A1 présente comment les données ont été travaillées afin qu’elles puissent être utilisées dans le modèle de durée.

<sup>31</sup> Un nombre de participations plus grand permet d’augmenter la probabilité que le modèle de durée puisse converger et donner des résultats statistiques. Utiliser le modèle avec des échantillons limités a un intérêt certain mais ne garantit pas toujours des résultats. Nous avons eu ce problème pour les Conventions Premier Emploi dans l’étude précédente sur les dispositifs de la Stratégie 2025. Dans le cas du CI, l’absence d’hétérogénéité non-observée a permis l’obtention de résultats fiables.

contraire, il se peut aussi que les jeunes ayant à la base plus de chance de trouver un emploi par eux-mêmes soient moins motivés à l'idée de participer au CI.

Le biais de sélection peut également résulter des comportements de sélection par les initiateurs du dispositif ou par les employeurs. L'évaluation du CI par view.brussels montre qu'une pré-sélection s'opère par Actiris. Ainsi, les offres d'emploi au CI ne sont pas publiées et ce sont les services d'Actiris qui proposent ces postes directement à des candidats qu'ils ont préalablement identifiés. Cette sélection se base sur les critères d'éligibilité mais également sur les profils des jeunes. Les candidatures sont ensuite présentées aux employeurs qui pourront choisir parmi celles-ci. On parle « d'écrémage » lorsque les employeurs choisissent des candidats qui ont de fortes chances d'aller jusqu'au bout du programme ou d'obtenir de bons résultats. Dans un tel cas, l'effet positif de la mesure peut découler de l'écrémage ou de l'effet intrinsèque de la mesure. À l'inverse, un phénomène de « discrimination positive » est présent lorsque la priorité est donnée aux personnes les plus défavorisées. Cette fois, un effet défavorable du programme n'implique pas que la mesure est intrinsèquement inefficace.

Ces éléments font apparaître que le biais de sélection est potentiellement important dans notre cas et qu'il dépend de caractéristiques observées et inobservées (dans nos données). Dans la littérature sur l'évaluation des programmes d'emploi, on trouve fréquemment une sélection opérée par les administrateurs du programme mais également pas les employeurs participants aux dispositifs et enfin par les chercheurs d'emploi eux-mêmes. Dès lors, il est important que la méthode d'évaluation retenue tienne compte du biais de sélection émanant de caractéristiques observées et inobservées, afin d'estimer de façon robuste l'impact du dispositif.

La méthode de matching (voir, par exemple, Caliendo et Kopeinig, 2008<sup>32</sup>) permet de rendre les groupes traitement et contrôle plus similaires en termes de caractéristiques observées. Elle attribue un poids<sup>33</sup> à chaque individu en fonction de sa probabilité d'appartenir au groupe traitement estimée à partir des caractéristiques individuelles observées. L'implémentation de cette méthode a été réalisée en s'inspirant de la procédure présentée par Albanese et Cockx (2018)<sup>34</sup>.

Concrètement, un logit<sup>35</sup> a permis d'estimer pour chaque jeune éligible un score de propension, c'est-à-dire sa probabilité de participer au contrat d'insertion en fonction de ses caractéristiques (niveau d'études, âge, etc.). Pour respecter la condition d'indépendance conditionnelle, les variables doivent expliquer à la fois la participation au dispositif et la sortie vers l'emploi mais ne pas être elles-mêmes influencées par la participation puisque cela pourrait amener un problème d'endogénéité. Les scores obtenus à partir des estimations de probabilité sont ensuite transformés via la pondération inverse comme conseillé par exemple par Busso *et al.* (2014)<sup>36</sup>. Les individus du groupe de contrôle qui

<sup>32</sup> CALIENDO M. et S. KOPEINIG (2008), « Some practical guidance for the implementation of propensity score matching », *Journal of Economic Surveys* 22:1, p.31-72.

<sup>33</sup> On appelle les poids « scores de propension ».

<sup>34</sup> ALBANESE A. et B. COCKX (2018), « Permanent wage cost subsidies for older workers. An effective tool for employment retention and postponing early retirement? », *Labour Economics*, (<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2018.01.005>).

<sup>35</sup> La commande Stata « psmatch2 » a été utilisée pour calculer les probabilités de participation au CI. Toutes les procédures Stata ont été utilisées dans la version 15.0.

<sup>36</sup> BUSSO M., J. DINARDO et J. MCCRARY (2014), « New Evidence on the Finite Sample Properties of Propensity Score Reweighting and Matching Estimators », No 3998, IZA Discussion Papers from Institute of Labor Economics (IZA).

ressemblent fort (peu) à ceux du groupe traitement se voient attribuer des poids plus élevés (faibles). Le groupe de contrôle ressemble dès lors plus au groupe de bénéficiaires en termes de caractéristiques observées<sup>37</sup>.

De plus, cette méthode permet de limiter le biais de sélection lié à des caractéristiques non-observées en prenant en compte les actions entreprises, par les bénéficiaires et par les jeunes n'ayant pas participé au CI. La variable indiquant la participation ou non à un stage avant d'être éligible a été utilisée pour capter de façon indirecte des aspects comme la motivation ou l'aptitude à candidater pour un emploi. L'utilisation d'autres variables comme la participation à une formation ont été testées mais seule la variable reprenant la participation au stage était significative. Les variables propres à la procédure de sélection (comme la participation à des séances d'information ou de coaching) ne sont pas utilisées. Heckman, Ichimura, and Todd (1997)<sup>38</sup> montrent en effet que les variables qui sont affectées par la participation ne doivent pas être utilisées dans le matching pour respecter la condition d'indépendance conditionnelle.

Le matching est dit dynamique lorsque la probabilité de démarrer la participation est calculée pour chaque période observée plutôt qu'à un moment fixe (par exemple uniquement au début du suivi). Nous avons suivi une procédure inspirée par celles avancées respectivement par Sianesi (2004) et par López Novella (2021)<sup>39</sup>. Ceci a l'avantage de prendre en compte l'évolution des caractéristiques des jeunes mais aussi de prendre en compte l'aspect de la temporalité de la sélection. Plus la période avance, plus un jeune a une haute probabilité d'avoir démarré un CI. Aussi, comme le montre le graphique 2, les bénéficiaires du CI démarrent leur participation en général avant leur 10<sup>e</sup> mois d'éligibilité.

Concrètement, le logit ci-dessous a été estimé séparément pour chaque mois d'observation dans le suivi des individus depuis leur inscription comme chercheur d'emploi :

$$p_{it}(T = 1|\alpha_{0t}, X_{it}) = \alpha_{0t} + \beta_t * X_{it} \quad (3)$$

Avec  $p_{it}$  la probabilité d'avoir démarré un CI ( $T = 1$ ) en temps  $t$  pour l'individu  $i$ . Cette probabilité dépend des variables  $X_{it}$  qui représentent les caractéristiques observables dépendant (ou non) du temps qui sont listées dans la section 2.1. Pour chaque mois d'observation  $t$  dans le suivi des chercheurs d'emploi, l'équation a été retravaillée pour reprendre finalement uniquement les variables significatives. Celles qui l'ont été de manière générale sont la participation à un stage avant d'être éligible au CI, le niveau d'étude, le sexe et le trimestre d'inscription comme chercheur d'emploi. Les variables moins souvent significatives sont le domaine de recherche d'emploi, la catégorie d'âge et le taux de chômage mensuel.

Les probabilités obtenues par mois d'observation pour chaque individu ont ensuite été transformées en poids via la pondération inverse décrite plus haut dans cette section. Un « trimming » a aussi été effectué afin d'exclure de l'analyse les jeunes du groupe de contrôle qui sont très éloignés du groupe de

<sup>37</sup> Si les caractéristiques observées sont suffisamment balancées entre les deux groupes et qu'elles ne sont plus significatives (grâce au fait qu'elles sont indirectement prises en compte par le matching) dans les régressions finales présentées en annexe 3, ces caractéristiques ne sont alors plus reprises dans les équations finales de résultats.

<sup>38</sup> HECKMAN, J., H. ICHIMURA, et P. TODD (1997): « Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme », *Review of Economic Studies*, 64, 605–654.

<sup>39</sup> LÓPEZ NOVELLA M. (2021), « Analyse des effets de la mesure « premiers engagements » sur la survie des jeunes entreprises qui emploient des salariés », Working Paper 2-21 du Bureau Fédéral du Plan, Février 2021.

bénéficiaires en termes de probabilité de participation. Étant donné l'aspect dynamique du matching effectué, ce sont en réalité des intervalles au sein des périodes d'observation individuelles (pendant lesquels les jeunes avaient une trop faible, ou trop grande, probabilité de participer au CI) qui ont été exclues plutôt que les périodes entières de suivi de ces jeunes.

Le tableau A2 en annexe montre comment la méthode de matching a permis de rebalancer le groupe de contrôle pour qu'il puisse ressembler au groupe de traitement. Une analyse à l'aide du modèle de durée a également permis d'observer si la méthode de matching utilisée était satisfaisante en vérifiant qu'elle permettait de limiter le biais de sélection. Cette analyse teste si la participation au CI est en partie expliquée par des caractéristiques non-observées non prises en compte par les variables utilisées dans le matching et ainsi de montrer si celles-ci (qui portent sur des caractéristiques observées et indirectement sur des caractéristiques non-observées) suffisent pour expliquer la participation ou non au CI. Cette analyse a pu montrer qu'une hétérogénéité non-observée n'a pas été trouvée dans les régressions sur l'accès au CI reprenant les informations disponibles et donc de se conforter dans l'idée que le biais de sélection est pris en compte.

## 4. Résultats de l'évaluation d'impact

La présente section montre les résultats des simulations des taux de sortie vers l'emploi des bénéficiaires du CI. La comparaison porte toujours sur deux situations pour les bénéficiaires, avec<sup>40</sup> et sans participation au dispositif. Les taux de sortie vers l'emploi sont analysés à partir du début de la participation. Les simulations permettent de présenter les résultats de façon graphique et plus lisible, en prenant en compte l'aspect temporel.

### 4.1. Groupe dans son ensemble

#### 4.1.1. Sorties vers un emploi d'au moins six mois

Le graphique 5 ci-dessous reprend l'ensemble des bénéficiaires de notre échantillon<sup>41</sup> et montre dans le temps quel pourcentage trouve un emploi d'au moins six mois à partir du moment où leur CI démarre. Les deux situations, avec et sans participation au CI, sont comparées pour les bénéficiaires du CI. Le groupe de contrôle, les jeunes éligibles n'ayant pas participé au CI, a été utilisé pour pouvoir estimer la situation des bénéficiaires sans participation. Mais ce groupe de contrôle n'est pas repris dans les graphiques de résultats qui se concentrent uniquement sur la comparaison entre la situation des bénéficiaires avec participation au CI et la situation de ces bénéficiaires s'ils n'avaient pas participé.

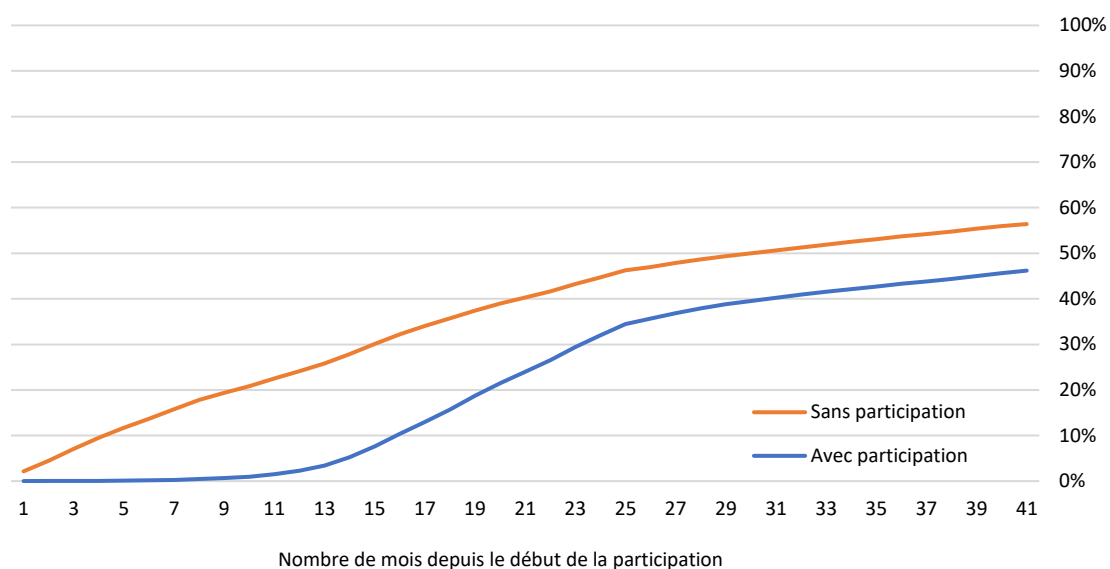
La courbe bleue reprend la simulation avec participation. Il est donc normal que très peu de jeunes trouvent un emploi avant 12 mois puisqu'ils sont occupés pendant cette période par leur participation au CI. Cet effet est appelé « effet d'enfermement » dans la littérature analysant l'impact de dispositifs d'aide à l'emploi sur les sorties du chômage vers l'emploi. Le fait que certains sortent avant le 13<sup>e</sup> mois de suivi tient au fait que certains jeunes trouvent un autre emploi pendant leur participation au CI et écourtent leur participation. À partir du 13<sup>e</sup> mois, les bénéficiaires sortent plus rapidement vers l'emploi. En fin de période (42 mois après le début de participation), un peu moins de la moitié a trouvé un emploi de six mois. La courbe orange, qui représente la proportion de bénéficiaires qui auraient trouvé un emploi s'ils n'avaient pas participé au CI, montre que ces jeunes auraient cherché un emploi pendant les 12 mois de participation. Près de 25 % d'entre eux auraient trouvé un emploi au bout du 12<sup>e</sup> mois de suivi s'ils n'avaient pas participé.

Après cette période, la situation sans participation se fait rattraper en partie, mais jamais totalement, par la situation avec CI. Cet effet tremplin est dû au fait qu'après leur participation au CI (courbe bleue), les bénéficiaires profitent de l'effet du dispositif et sortent plus rapidement vers l'emploi. Comme présenté dans le graphique 4, une proportion de ces jeunes restent employés chez l'employeur auprès duquel s'est déroulé leur CI.

<sup>40</sup> La situation avec dispositif est effectivement aussi resimulée pour pouvoir permettre une comparaison avec la situation sans participation au CI. Les taux de sortie vers l'emploi estimés pour les bénéficiaires avec participation sont très proches de la réalité comme le montre le graphique 15 en annexe A1, qui représente dans le temps combien de jeunes bénéficiaires n'ont pas encore trouvé un emploi de six mois.

<sup>41</sup> L'échantillon utilisé pour toutes ces analyses est présenté par catégories dans le tableau A1 en annexe. Le tableau A3 en annexe montre à titre d'exemple les résultats de l'équation (1) du modèle de durée pour le groupe de bénéficiaires dans son ensemble, avec matching dynamique.

**Graphique 5** Tous les bénéficiaires - emplois d'au moins six mois  
Simulation des taux de sortie des bénéficiaires du CI, avec et sans participation



Source : BFP/IBSA.

Un an après la fin de leur participation, au 25<sup>e</sup> mois de suivi<sup>42</sup>, l'effet positif de la participation s'estompe et l'écart entre les deux courbes stagne. Le fait que le taux de sortie estimé avec participation au CI ne rattrape pas le taux estimé sans participation montre ici que le CI diminue la probabilité d'insertion professionnelle. Avant de chercher à comprendre pourquoi, il est important de rappeler que les estimations présentées ici ne prennent pas en compte le fait qu'une participation au CI peut être considérée comme positive en soi. Le CI est en effet un emploi long en soi, qui donne droit à un salaire lors de la participation et qui augmente par la suite la probabilité d'avoir droit à des allocations de chômage à un public fragilisé. Des effets positifs comme un meilleur bien-être mental ou une clarification du projet professionnel, mis en avant par l'évaluation qualitative du CI, ne sont pas non plus pris en compte par ces estimations.

L'effet d'enfermement est un point important dans l'explication de ce phénomène. Cet effet, très présent dans la littérature, prend en compte le fait que les participants à un dispositif auraient pu trouver un autre emploi s'ils n'avaient pas été occupés par leur participation au dispositif. Par exemple, van Ours (2002)<sup>43</sup> montre l'importance de l'effet d'enfermement dans les estimations d'impact de contrats de travail subsidiés à durée déterminée sur l'insertion professionnelle et le fait que cet effet augmente avec la durée de participation. Le fait que la participation au CI soit particulièrement longue intensifie donc cet effet négatif en termes d'insertion professionnelle. Lalive *et al.* (2008) trouve aussi en Suisse que des emplois à durée déterminée et subsidiés dans le secteur non-marchand ou le secteur public augmentent la durée dans le chômage, ce qu'il explique notamment à cause d'un effet d'enfermement plus prononcé.

<sup>42</sup> Le fléchissement marqué qui est souvent présent au 25<sup>e</sup> mois dans les courbes présentées, est dû à la spécification du modèle de durée. La période de suivi est découpée en sous-périodes pour permettre de prendre en compte la durée d'observation comme facteur dans l'insertion professionnelle (une durée plus longue baissant la probabilité de sortie). Le fait que cette période est coupée en sous-périodes est assez standard car cela permet au modèle plus de flexibilité dans la modélisation de cette dépendance à la durée dans les sorties vers l'emploi même si cela reste un petit peu mécanique avec des courbes parfois un peu découpées, surtout en fin de période.

<sup>43</sup> VAN OURS J.C. (2002), « The Locking-in Effect of Subsidized Jobs », IZA Discussion Paper No. 527, July 2002

Dans cet article, ces emplois similaires au CI sont notamment comparés à des emplois subsidiés dans le secteur marchand. Ce deuxième type de dispositif a lui un impact positif sur l’insertion professionnelle des bénéficiaires, avec un effet d’enfermement moins marqué.

Le fait qu’il n’y ait pas de rattrapage par la suite montre que l’effet tremplin du CI ne compense pas assez par rapport à l’ampleur de l’effet d’enfermement durant la participation. Card et al. (2018)<sup>44</sup>, qui a analysé l’efficacité des mesures d’aide à l’emploi en analysant plus de 200 articles scientifiques, montre le besoin d’observer la situation des bénéficiaires sur le marché du travail plusieurs années après la fin de leur participation. Il rapporte que l’effet des dispositifs d’aide à l’emploi est en général proche de 0 à court terme mais qu’un effet positif est visible plusieurs années après la fin du dispositif. En revanche, Card et al. (2018) trouve que pour les emplois subventionnés dans le public l’effet est négligeable, voir négatif, même à long terme.

La littérature comparable existante insiste sur l’importance de l’aspect qualifiant des dispositifs d’aide à l’emploi pour un impact positif sur l’insertion professionnelle. Card et al. (2018) rapporte une efficacité plus importante pour les mesures qui permettent l’acquisition de compétences et précise que ce sont aussi les programmes qui conviennent le mieux aux chômeurs de longue durée. Osikominu (2021)<sup>45</sup> montre que les formations qualifiantes sont des dispositifs chers mais qu’ils augmentent à long-terme la stabilité de l’emploi (et le salaire) des bénéficiaires, y compris ceux dont les perspectives sur le marché du travail sont faibles. En Belgique, Dewatripont et López Novella (2019) ainsi que Neels *et al.* (2020) montrent que la Formation Professionnelle Individuelle qui se concentre sur l’acquisition de compétences obtient des taux d’insertion professionnelle après participation relativement hauts. Fonder *et al.* (2019)<sup>46</sup> montre aussi l’importance de l’aspect professionnalisant dans les formations et ne trouve pas d’impact significatif des formations longues non-professionnalisantes sur l’insertion professionnelle des bénéficiaires. En revanche pour les formations non qualifiantes, Sianesi (2004) trouve que les dispositifs demandant peu de qualifications et consistant en l’exécution de tâches assez simples ont un effet négatif sur l’insertion professionnelle. De même, Dewatripont et López Novella (2019) montrent que la Convention premier emploi, qui est un dispositif bruxellois principalement dans le secteur public de douze mois qui cible un public peu qualifié et qui ne prévoit pas de formation professionnalisante systématique, n’augmente pas l’insertion professionnelle de ses bénéficiaires. Le CI vise plus à l’acquisition d’une première expérience professionnelle et à l’adaptation au milieu du travail qu’à l’acquisition de compétences propres à certaines fonctions. L’évaluation qualitative du CI a montré que l’aspect qualifiant repris dans les participations dépend des employeurs et n’est pas systématique. La plupart des participations comportent un aspect formatif mais celui-ci est plus souvent général (cours de langue ou cours de conduite par exemple) que qualifiant. Nous reviendrons sur ce point dans les sections 4.2 et 4.3 qui montrent que l’impact d’une participation au CI est aussi très hétérogène selon le type d’employeur ou le type de bénéficiaire.

---

<sup>44</sup> CARD D., J. KLUVE and A. WEBER (2018): What Works? A Meta Analysis of Recent Active Labor Market Program Evaluations, *Journal of the European Economic Association*, 16(3). 894-934.

<sup>45</sup> OSIKOMINU A. (2021), « The dynamics of training programs for the unemployed », *IZA World of Labor 2021*, Article 277.

<sup>46</sup> FONDER M., E. TARANTCHENKO et B. LEJEUNE (2019), « Does training boost the job finding rate of the unemployed ? Timing-of-events based evidence from Belgium », présenté lors de la soutenance de thèse d’E. Tarantchenko, janvier 2019, mimeo.

Une autre possible explication pour le manque de rattrapage est le droit aux allocations de chômage. La littérature déjà existante (voir par exemple Bover, 2002<sup>47</sup> ou Sianesi, 2004<sup>48</sup>) sur le sujet a montré que ce droit aux allocations après la participation à un dispositif peut être un facteur important dans l'insertion professionnelle des participants et qu'il peut baisser l'incitation à trouver un emploi. Les jeunes ayant participé au CI et n'ayant pas encore trouvé un emploi ont en moyenne une meilleure situation financière que s'ils n'avaient pas participé comme présenté dans le tableau 4. Cependant cet effet est encore discuté dans la littérature et nous ne pouvons ici tirer de conclusion forte. En Belgique, Cockx *et al.* (2019)<sup>49</sup> a analysé la perte du droit aux allocations des jeunes âgés de moins de 21 ans et n'ayant pas leur diplôme de l'enseignement secondaire. Cette étude a montré l'importance du moment de suivi dans l'analyse des effets des allocations. Le fait de ne plus avoir droit aux allocations de chômage après un an d'attente n'a pour ce groupe pas augmenté la probabilité de trouver un emploi, or le groupe analysé par Cockx peut être considéré comme proche du groupe cible du CI. Nous ne pouvons pas dire dans le cas de la présente étude à quel point le droit aux allocations est un facteur déterminant dans l'impact du CI sur l'insertion professionnelle des bénéficiaires. Le droit aux allocations est un facteur<sup>50</sup> parmi d'autres dans l'insertion professionnelle des bénéficiaires et ces facteurs ne sont pas différenciés. Bien sûr, en plus de l'effet éventuel sur l'insertion professionnelle, il faut aussi prendre en compte le fait que le CI augmente l'accès aux allocations d'insertion et qu'une plus grande sécurité financière pour les bénéficiaires du CI est un avantage en soi. De plus, le droit aux allocations réduit probablement le nombre de jeunes sans emploi qui ne se présentent plus auprès d'Actiris et qui ne sont dès lors plus conseillés, ce qui peut autrement être un problème plus fréquent au sein du public cible du CI.

Enfin, par rapport à d'autres types de dispositifs similaires comme la Convention Premier Emploi (CPE), le type d'employeur peut expliquer le taux de sorties vers l'emploi relativement bas pour les bénéficiaires du CI. Les CI se font en effet plus au sein des ASBL que pour d'autres emplois subventionnés similaires. La CPE par exemple, contrat subventionné de 12 mois qui vise également à l'acquisition d'une première expérience professionnelle, se fait dans des institutions publiques qui ont des moyens financiers plus importants que les ASBL et qui peuvent dès lors plus facilement engager les bénéficiaires après leur participation. La section 4.2 montre les différences d'impact d'une participation au CI selon le type d'employeur.

#### 4.1.2. Importance du matching dynamique

Le graphique 6 ci-dessous présente l'importance du matching dynamique. Les traits en pointillé présentent les estimations sans matching dynamique pour la situation sans participation au CI afin de pouvoir la comparer avec la même situation avec matching dynamique<sup>51</sup>. Lorsque les caractéristiques

<sup>47</sup> BOVER O., M. ARELLANO et S. BENTOLILA (2002), « Unemployment Duration, Benefit Duration, and the Business Cycle », Working Paper NO. 9717, Economic Journal, Royal Economic Society, vol. 112(479), pages 223-265, April.

<sup>48</sup> SIANESI, B. (2004): « An Evaluation of the Active Labour Market Programmes in Sweden, » *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 133–155.

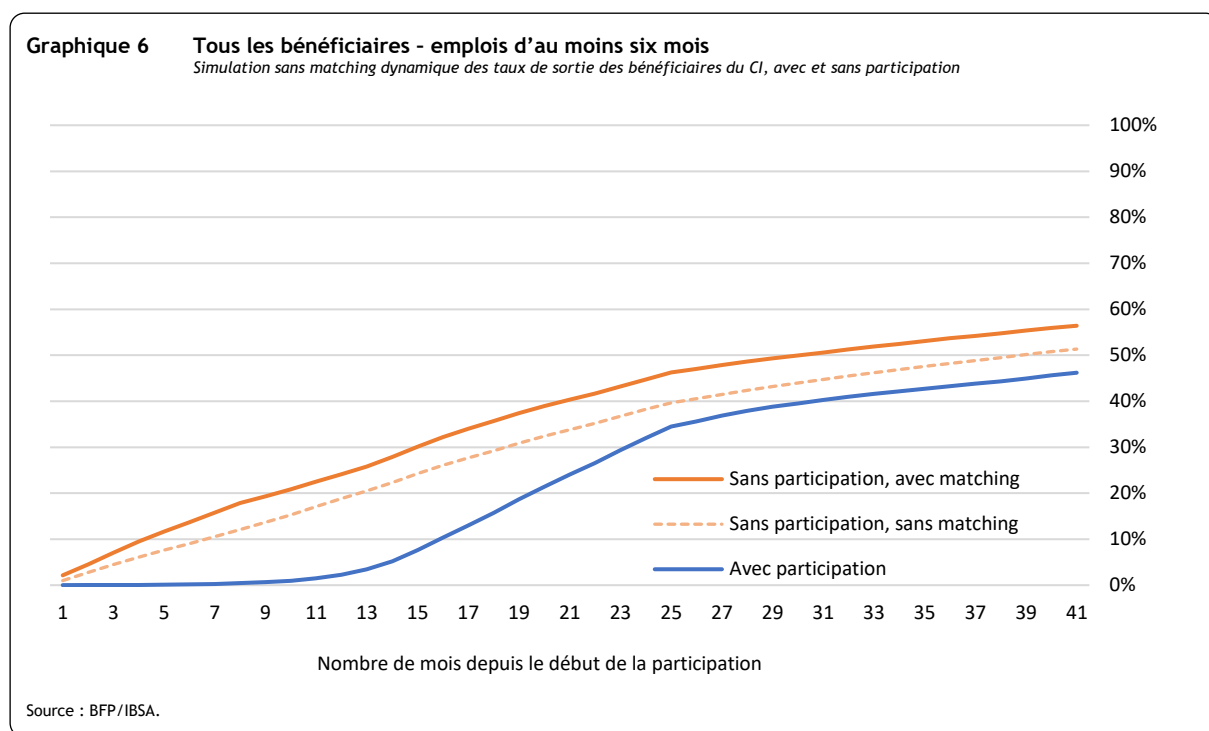
<sup>49</sup> COCKX B., K. DECLERQ, M. DEJEMEPPE, L. INGA et B. VAN DER LINDEN (2019), « Scrapping the entitlement to unemployment benefits for young labor market entrants: An effective way to get them to work? » Working Paper No 379, National Bank of Belgium.

<sup>50</sup> L'impact du CI sur le droit aux allocations n'a pas été estimé en soi mais étant donné la longueur de ces contrats de travail, nous pouvons supposer qu'il y a un effet direct.

<sup>51</sup> L'équivalent n'est pas présenté pour la simulation avec participation étant donné que l'estimation sans matching dynamique est presque identique. Ceci est expliqué par le fait que nous estimons l'effet du traitement pour les traités et que dès lors la



observées et non-observées sont prises en compte par le matching dynamique, les taux de sorties vers l'emploi estimés sont plus hauts. Ceci montre que les bénéficiaires avaient avant de participer au CI une probabilité plus haute de trouver un emploi que la moyenne des jeunes éligibles.



Une variable identifiée comme très importante par le matching dynamique dans l'analyse des probabilités de participer au CI est celle qui précise si le jeune a participé ou non à un stage avant d'être éligible au CI. Les jeunes ayant fait un stage ont significativement plus de chance de participer au CI<sup>52</sup>. Par rapport à l'ensemble des jeunes éligibles au CI, les bénéficiaires ont donc à la base en moyenne plus de chance de trouver un emploi puisqu'avoir fait un stage est positif en soi. De plus, cette variable a été utilisée pour prendre en compte indirectement des caractéristiques comme la motivation des jeunes et le signal qu'ils renvoient aux employeurs. Le matching dynamique montre donc que les jeunes ayant à la base une plus grande probabilité de trouver un emploi participent plus au CI. Il était dès lors très important que cette méthode permette de prendre ce biais de sélection en compte et que la simulation de la situation des bénéficiaires sans participation au CI puisse être estimée de façon robuste, en reprenant des individus du groupe de contrôle plus similaires aux bénéficiaires. Lalive *et al.* (2008)<sup>53</sup> montre également l'importance du matching dans ce type d'analyse et leurs résultats montrent aussi que l'effet du dispositif évalué dans leur étude doit être revu à la baisse à cause d'un biais de sélection positif.

Étant donné l'importance du matching dynamique et des résultats pour l'échantillon dans son ensemble, cette méthode a été utilisée pour tous les résultats présentés ci-dessous.

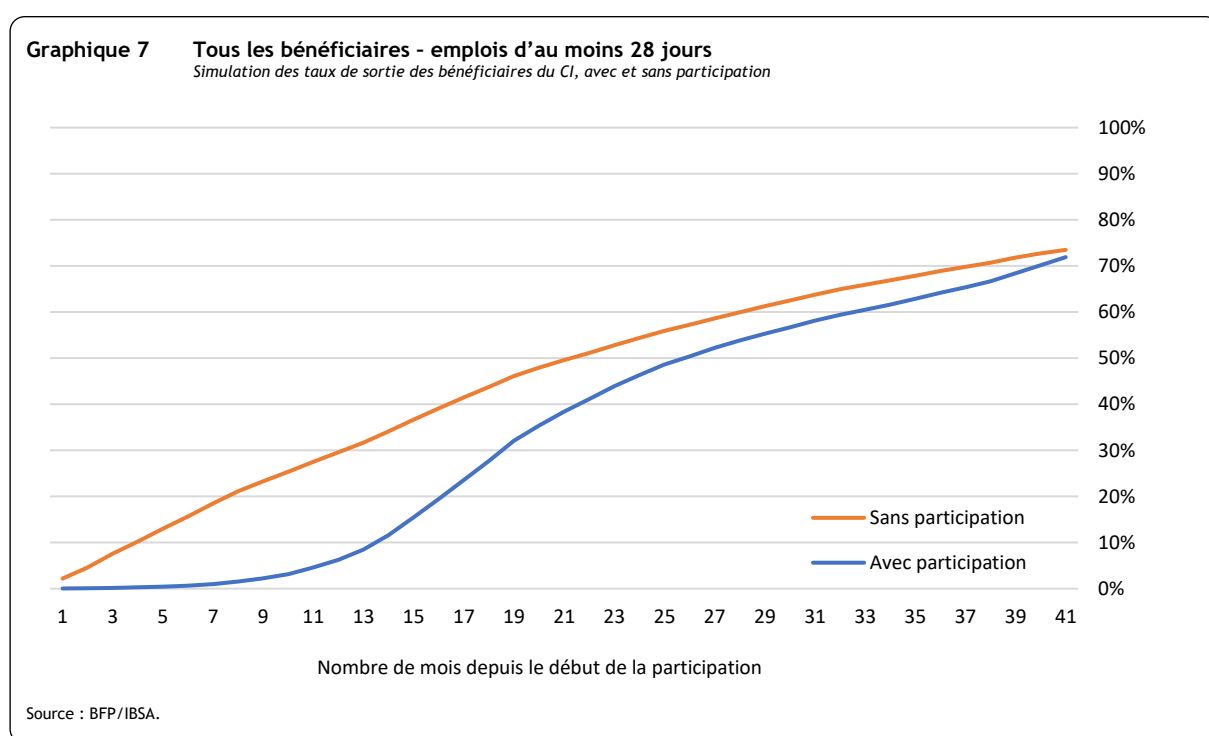
méthode de matching dynamique n'attribue des poids qu'aux individus du groupe de contrôle, pour rendre ce dernier plus similaire au groupe de bénéficiaires.

<sup>52</sup> Le tableau A2 en annexe montre en quoi le groupe de contrôle est corrigé par le matching dynamique. Cette variable est fortement corrigée et est significative pour la plupart des mois de suivi.

<sup>53</sup> LALIVE R., VAN OURS J.C. et J. ZWEIMULLER (2008), « The impact of active labor market programs and benefit entitlement rules on the duration of unemployment », *The Economic Journal* 118, p.235-257.

### 4.1.3. Sorties vers un emploi d'au moins 28 jours

Le graphique 7 ci-dessous reprend les résultats pour les sorties vers un emploi d'au moins 28 jours. Cette analyse montre si le CI permet de trouver un emploi sans que celui-ci soit forcément long. L'écart visible dans le graphique 5 n'est presque plus présent. L'effet d'enfermement reste très visible avec 29,6 % des bénéficiaires qui seraient sortis après douze mois de suivi s'ils n'avaient pas participé au CI. Cependant, l'effet tremplin de la participation au CI permet aux bénéficiaires de quasiment rattraper la situation sans participation au CI. Ce rattrapage se fait toutefois plus de quatre ans après le début de la participation au CI. De plus, la situation avec participation reprend les avantages (financiers, psychologiques, etc.) exposés plus haut qui ne sont pas présents dans la situation sans participation. En conclusion, la difficulté après participation au CI semble plus porter sur le fait de rester à l'emploi plutôt que de trouver un emploi (court).



Cependant, le CI consistant en une participation longue, nous nous concentrons par la suite sur les sorties vers un emploi d'au moins six mois. Nous pouvons en effet considérer que l'objectif d'un tel dispositif est l'insertion professionnelle pérenne.

## 4.2. Impact par type de CI

L'impact du CI sur l'insertion professionnelle des bénéficiaires est ici analysé séparément par type d'employeur<sup>54</sup>. L'exercice a été réalisé pour les trois types d'employeurs les plus représentés. Le graphique 8 ci-dessous montre une différence importante entre les CI qui se font dans les communes ou CPAS et ceux qui se font en ASBL. Le fait que l'impact des CI en ASBL est plus négatif peut s'expliquer en partie par le fait que ces employeurs ont des moyens financiers plus limités et peuvent moins engager les bénéficiaires après leur participation au CI<sup>55</sup>. De plus, le CI n'est pas toujours qualifiant comme on le verra plus bas et il se pourrait que les ASBL réservent leurs moyens financiers pour engager des personnes plus qualifiées.

Les participants à un CI dans un CPAS ont à la base une plus faible probabilité de trouver un emploi. La courbe orange dans le graphique pour les CPAS est en effet plus basse que celle pour les autres types d'employeurs. Le retard (l'écart entre les deux courbes) que provoque l'effet d'enfermement pour les bénéficiaires d'un CI dans un CPAS est presque rattrapé en fin de suivi.

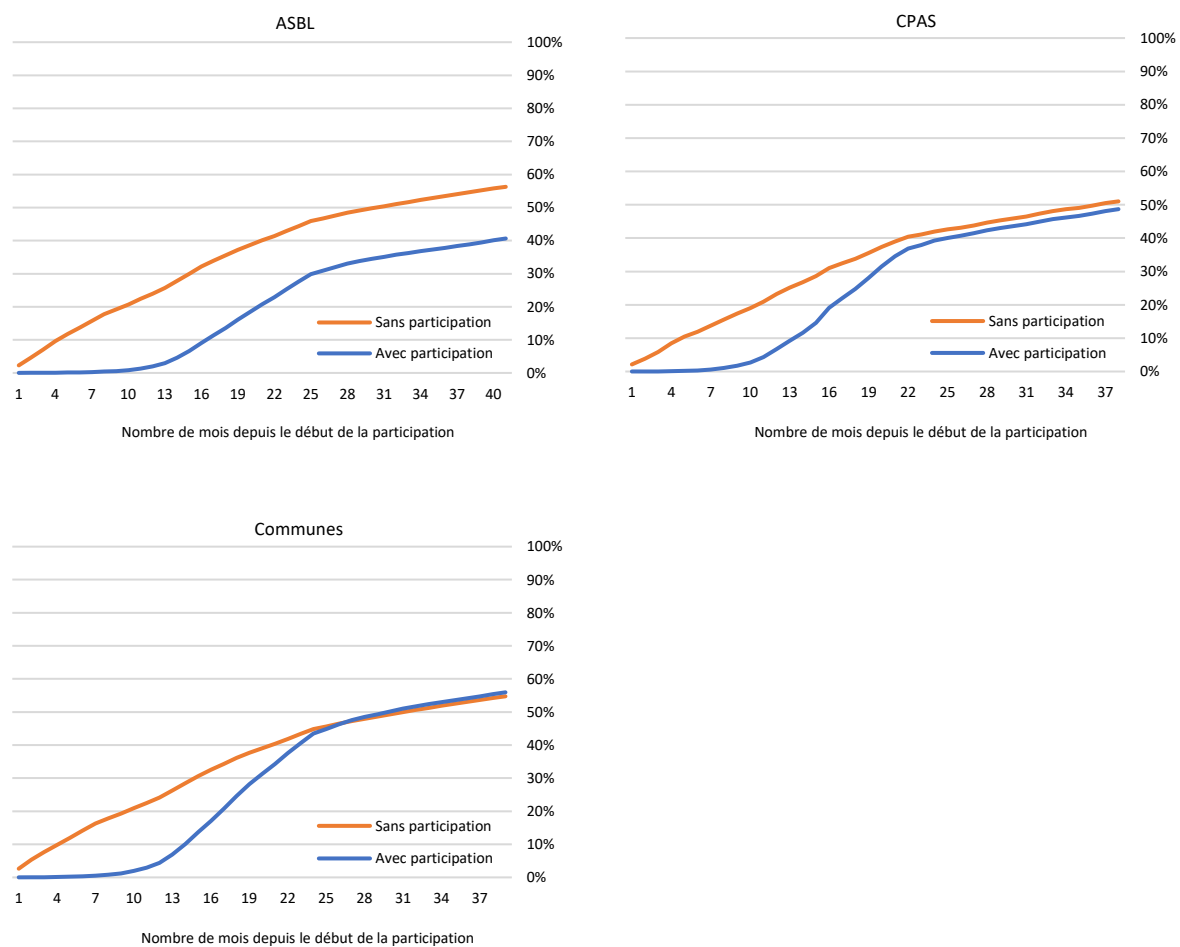
Pour les bénéficiaires d'un CI dans une commune, ce retard est rattrapé grâce à un effet tremplin plus important. Les CI dans les communes augmentent légèrement donc la probabilité d'insertion professionnelle des bénéficiaires sur la période prise dans son ensemble (1,2 % au 40e mois depuis le début de participation).

Les résultats plus positifs pour les communes et les CPAS sont à remettre en perspective. Ces résultats peuvent prendre en compte le fait que certains employeurs pourraient avoir eu la volonté d'engager dès le départ des jeunes faisant partie du public cible du CI. L'effet tremplin du dispositif peut être questionné si certains employeurs utilisent le CI comme une étape pour un parcours à l'embauche à long terme. Parmi les bénéficiaires ayant fait un CI pour une commune et ayant trouvé un emploi par la suite, 71,4 % sont en réalité restés chez le même employeur. Pour les CPAS, cette proportion est de 55,6 %. Aussi, certains CPAS mais surtout certaines agences communales engagent systématiquement les bénéficiaires après leur CI. Pour les CPAS, ceci reste limité avec au maximum trois bénéficiaires du CI qui ont été engagés après leur participation (et aucun qui n'a pas été engagé à la suite de la participation) chez la même agence. Pour les agences communales, le maximum monte à sept bénéficiaires engagés par la même agence communale après leur participation (et aucun qui n'a pas été engagé par celle-ci). Même si le dispositif est utilisé comme une période d'essai, subsidiée par la Région bruxelloise, ceci représente potentiellement certains avantages dans le cas où le dispositif permet l'insertion professionnelle d'un groupe qui a à la base moins accès au marché du travail. Il n'est pas possible d'observer (à partir des données disponibles) si ces employeurs auraient de toute façon engagé des personnes et s'ils auraient engagé ces mêmes jeunes qui ont été engagés après leur CI.

<sup>54</sup> Une variable supplémentaire a été utilisée dans le modèle. Elle est le produit de la variable d'impact et de la caractéristique analysée.

<sup>55</sup> Le but du CI n'est pas de financer des contrats CDI dans le secteur non marchand mais bien de permettre un tremplin professionnel.

**Graphique 8 Par type d'employeur - emplois d'au moins six mois**  
Simulation des taux de sortie des bénéficiaires du CI, avec et sans participation



Source : BFP/IBSA.

Le même type d'analyse a été fait par moment de début du CI. Card et al. (2018) trouve que les dispositifs d'aide à l'emploi profitent plus aux chômeurs de longue durée. Auray *et al.* (2021)<sup>56</sup> trouve également que les chômeurs de longue durée profitent plus d'une participation à un emploi « irrégulier ». Le fait de commencer sa participation à un CI au cours de six premiers mois d'éligibilité ne rend pas le CI visiblement plus (ni moins) efficace que si le CI démarre plus tard dans le suivi du bénéficiaire. Cependant, cette analyse est limitée puisque nous n'avons pas pu comparer l'efficacité d'un CI qui démarrerait par exemple après 6 ou 12 mois depuis l'inscription plutôt que 18 mois.

<sup>56</sup> AURAY S. et N. LEPAGE-SAUCIER (2021), « Stepping-stone effect of atypical jobs: Could the least employable reap the most benefits? », *Labour Economics* 68:101945, January 2021

### 4.3. Impact par type de bénéficiaires

Les analyses ont été faites séparément pour pouvoir observer la présence ou non d'impacts hétérogènes selon les types de bénéficiaires et de besoins éventuels en termes de ciblage. Aucune différence significative n'a été retrouvée par catégorie d'âge ou par domaine de recherche d'emploi (dans l'administration ou l'horeca par exemple). Ces analyses ne sont pas reprises dans les sous-sections.

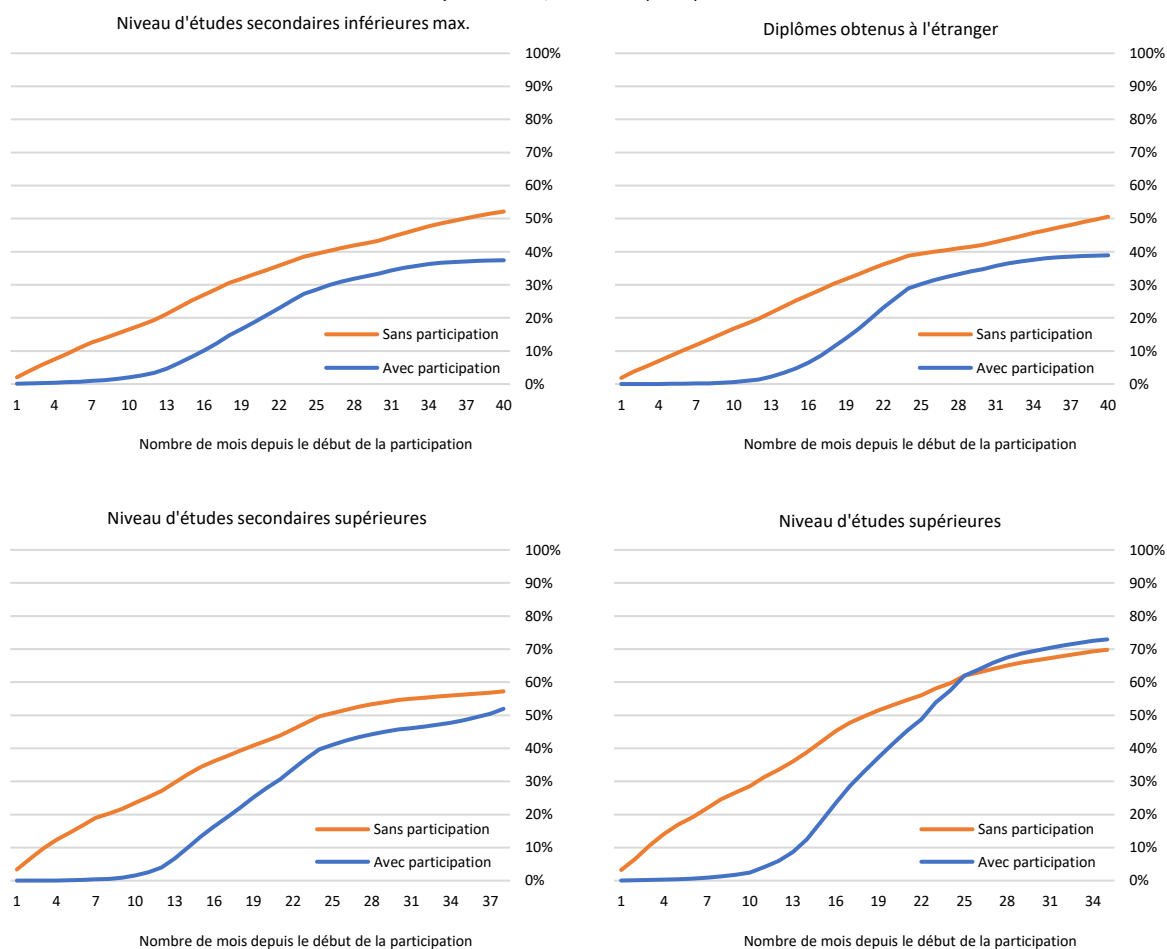
#### 4.3.1. Impact selon le niveau d'études

L'analyse d'impact par type de bénéficiaires montre une hétérogénéité selon le niveau d'études. Le graphique 9 montre que l'impact du CI sur l'insertion professionnelle est le plus négatif pour les jeunes faiblement qualifiés. Cet impact est en effet négatif, et très similaire, pour les jeunes ayant tout au plus un niveau d'études secondaires inférieures et pour ceux ayant un diplôme obtenu à l'étranger<sup>57</sup>. Les moins qualifiés profitent donc moins de la participation au CI. L'effet tremplin après les 12 mois de participation est plus limité. Ceci peut être lié à un besoin plus important en termes de qualifications sans que le CI puisse y répondre suffisamment. Il se peut aussi que l'argument du droit aux allocations joue un rôle puisque, comme montré dans le tableau 4, ces deux groupes connaissent une évolution beaucoup plus marquée en termes de droit aux allocations entre avant et après leur participation au CI.

---

<sup>57</sup> Dans les analyses de view.brussels, des tendances similaires sont souvent observées pour ces deux groupes.

**Graphique 9 Par niveau d'études - emplois d'au moins six mois**  
Simulation des taux de sortie des bénéficiaires du CI, avec et sans participation



Source : BFP/IBSA.

Un effet intéressant est observable pour ces deux groupes en fin de suivi<sup>58</sup>. Le fait que l'écart entre les deux courbes se creuse peut être dû à une démotivation des bénéficiaires qui après un an depuis leur participation au CI n'ont toujours pas trouvé d'emploi. Ceci pourrait aussi s'expliquer par une éventuelle stigmatisation des employeurs. Il est possible en effet que les employeurs perçoivent négativement la candidature de jeunes peu qualifiés qui ont comme seule expérience une participation à un contrat subventionné dans le public ou le non-marchand plus d'un an auparavant.

Les courbes orange des deux graphiques du bas montrent que les jeunes ont à la base une plus haute probabilité de trouver un emploi, particulièrement ceux qui ont un diplôme d'études supérieures. L'impact du CI sur la probabilité de trouver un emploi long des jeunes ayant un niveau d'études secondaires supérieures est négatif (-5,3 % en fin de période) même s'il est meilleur que celui pour les moins qualifiés.

Le CI a un impact positif sur l'insertion professionnelle des hautement qualifiés, avec une augmentation de 3,1 % de la probabilité d'avoir démarré un emploi avant la fin de la période d'observation. Comme présenté dans le tableau 1, ce groupe est très faiblement représenté parmi les bénéficiaires du CI. Les

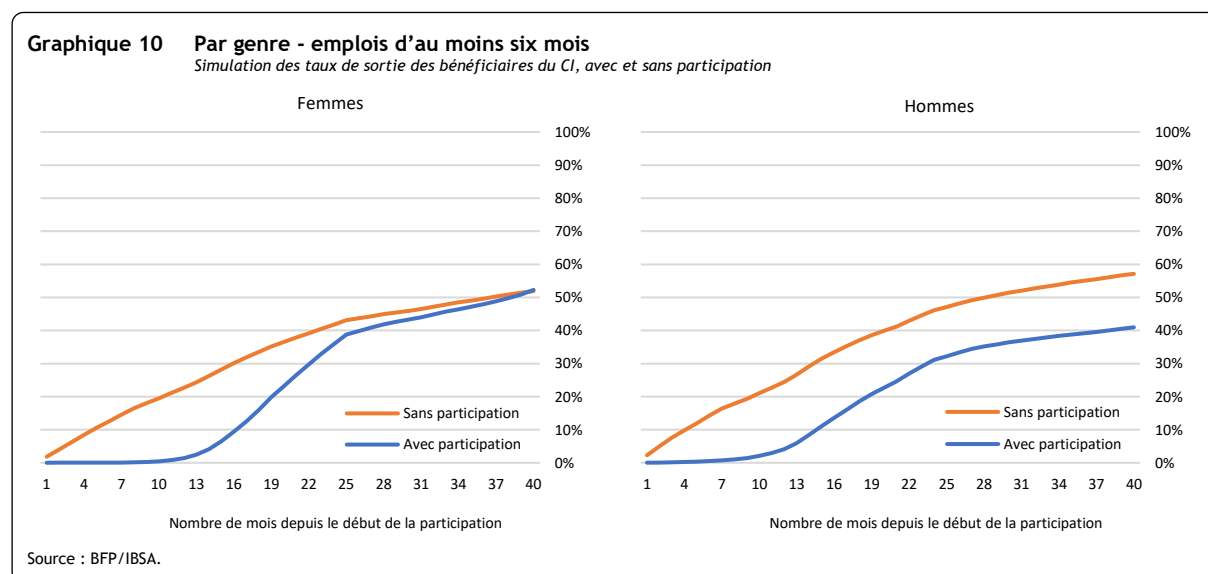
<sup>58</sup> Il faut cependant être plus prudent dans les analyses en fin de suivi. Le fait que le nombre de jeunes encore en observation diminue avec le nombre de mois de suivi entraîne une plus grande sensibilité dans les résultats.

résultats doivent dès lors aussi être analysés avec précaution. Le fait que ce groupe profite sensiblement plus d'une participation pourrait être lié à l'effet tremplin du dispositif et pourrait montrer qu'une expérience professionnelle était vraiment ce qu'il manquait à ces bénéficiaires, plus que des qualifications. La littérature montre plutôt qu'en général les hautement qualifiés profitent moins des dispositifs d'aide à l'emploi, comme Dewatripont et López Novella (2019). Mais dans le cas du CI, il s'agit d'un public particulier parmi les hautement qualifiés vu la condition d'éligibilité qui impose de s'être inscrit comme chercheur d'emploi depuis au moins 18 mois et de ne pas avoir d'expérience professionnelle de plus de 90 jours consécutifs.

#### 4.3.2. Impact selon le genre

La participation au CI profite plus aux femmes qu'aux hommes en termes d'insertion professionnelle. Le graphique 10 montre que l'effet d'enfermement est compensé par l'effet tremplin d'une participation au CI pour les femmes. Après la fin de la participation, le rattrapage du taux de sortie de la courbe bleue reste, ce qui montre qu'un impact positif à long-terme est présent pour ce groupe. Après 40 mois, le taux de sortie vers l'emploi rattrape celui sans participation. Cet impact reste néanmoins très faible.

Pour les hommes par contre, le taux de sortie vers l'emploi aurait été plus positif sans participation au CI. L'effet tremplin de la participation semble plus limité et l'écart entre les deux situations se creuse un an après la fin de participation.



Un meilleur impact auprès des femmes pour les dispositifs d'aide à l'emploi est retrouvé de manière structurelle dans la littérature. Card et al. (2018) rapporte en général une efficacité plus importante auprès des femmes dans sa revue de la littérature sur l'impact des mesures d'aide à l'emploi. En Belgique, c'est aussi le cas avec par exemple Fonder *et al.* (2019) qui analyse les effets des formations en Wallonie.

Au niveau du droit aux allocations de chômage, le tableau 4 montre que ce droit augmente sensiblement plus pour les hommes dans notre échantillon. Leur taux d'accès aux allocations de chômage rattrape celui des femmes et le dépasse. Il est possible que ceci soit un facteur dans l'explication d'un impact plus limité du CI sur l'insertion professionnelle des hommes.

L'analyse descriptive du domaine de recherche des bénéficiaires au moment de leur inscription comme chercheur d'emploi peut aussi en partie expliquer cette différence d'impact. Les femmes de notre échantillon qui ont participé à un CI ont plus souvent indiqué au moment de leur inscription être à la recherche d'un emploi dans le domaine lié au travail administratif. Elles ont aussi été plus souvent engagées dans les communes et CPAS qui comme on l'a vu plus haut engagent plus souvent après la participation au CI.

Les femmes sont sensiblement plus souvent engagées après leur participation par l'employeur chez qui s'est déroulé le CI. Dans notre échantillon, 60,0 % des femmes ayant trouvé un travail après leur participation l'ont trouvé chez leur employeur lors du CI. Pour les hommes, cette proportion est seulement de 38,1 %. Cette différence peut en partie s'expliquer par la surreprésentation des communes et CPAS dans les employeurs pour le groupe des femmes.

Une autre piste d'explication porte sur les barrières à l'entrée sur le marché de l'emploi plus présentes pour les femmes. Il est possible que la présence de jeunes enfants empêche certaines de chercher ou de commencer un travail<sup>59</sup>. Il se peut que les femmes qui participent au CI aient en moyenne moins ce problème et dès lors une plus haute probabilité à la base de trouver un emploi. Il s'agirait dans ce cas plus d'un problème de biais de sélection que d'un impact du CI<sup>60</sup>. Enfin, une autre barrière à l'entrée est la discrimination. Il se peut que les jeunes femmes peu qualifiées soient discriminées et aient moins de chance d'être sélectionnées pour un emploi par rapport aux hommes à cause de cette discrimination. La participation au CI permettrait de compenser pour cette discrimination et ces jeunes femmes peu qualifiées profiteraient plus de l'effet tremplin du fait qu'elles ont reçu une opportunité.

#### 4.3.3. Impact par quartier de domiciliation

Le graphique 11 ci-dessous fait la différence entre les bénéficiaires habitant dans un quartier situé dans le « croissant pauvre » de la RBC par rapport à ceux qui habitent en dehors du croissant pauvre. En plus d'être un indicateur socio-économique, cette variable peut prendre en compte le fait que les quartiers dans le croissant pauvre de la RBC comptent une proportion plus importante de personnes avec origine étrangère, variable à laquelle nous n'avons pas accès dans cette étude.

Les courbes orange montrent une différence à la base en termes de probabilité de trouver un emploi, avec une plus faible probabilité pour les jeunes habitant le croissant pauvre. Pour ces derniers, l'impact de la participation au CI est positif, mais limité, en fin de période de suivi. En revanche, pour les jeunes habitant hors du croissant pauvre l'impact est négatif et l'écart se creuse après un an après la participation.

Cette différence pourrait s'expliquer par différents effets. Un effet de discrimination est retrouvé parfois dans la littérature. Les jeunes habitants dans le croissant pauvre, plus souvent avec une origine étrangère, pourraient profiter plus de la participation au CI par le fait que cette participation permettrait de pallier en partie le problème de discrimination. Le fait d'avoir reçu une opportunité de prouver son

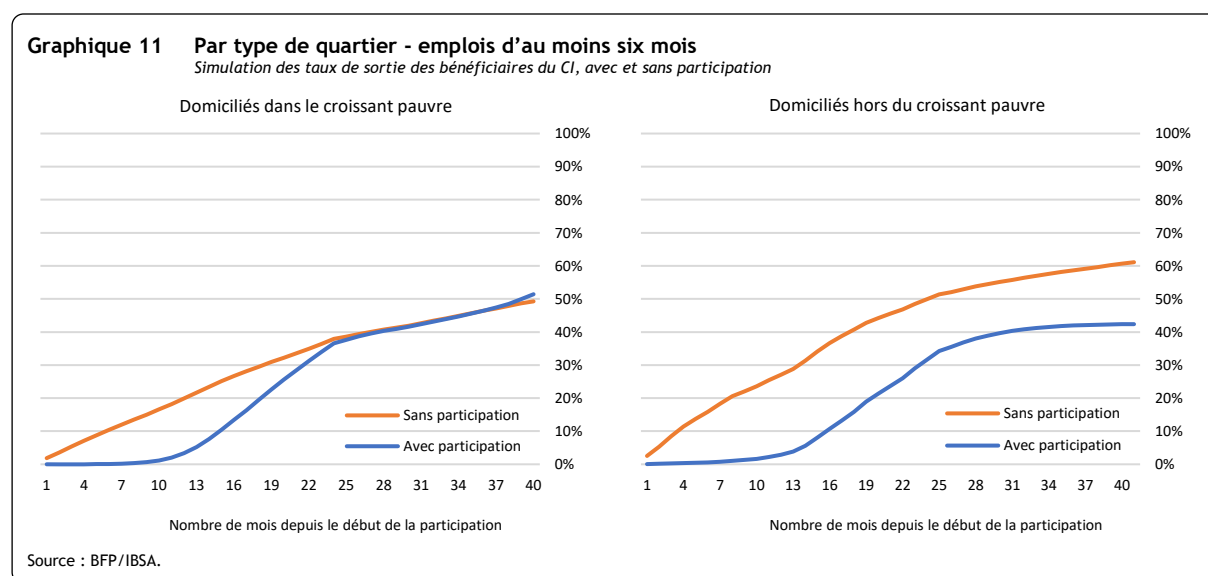
<sup>59</sup> Malheureusement, nous n'avons pas accès à des données portant sur le type de ménage.

<sup>60</sup> Cependant, la présence de caractéristiques non-observées pour ce groupe n'a pas été identifiée par le modèle, ce qui limite le risque.



employabilité est une possible explication. Cependant, Neels et Wood (2020)<sup>61</sup> ne trouvent pas de différence significative selon l'origine dans l'analyse d'impact de dispositifs d'aide à l'emploi en Flandre. Aldashev *et al.* (2010) montrent que l'effet qui explique une différence entre migrants et locaux pour des formations en Allemagne est principalement l'effet socio-démographique<sup>62</sup>. Nous ne pouvons malheureusement pas tester quel effet prime dans la présente étude étant donné que nous n'avons pas de données sur l'origine.

Il se peut aussi qu'un jeune habitant le croissant pauvre et participant au CI ait un meilleur profil (en termes de motivation par exemple) qu'un jeune ayant les mêmes caractéristiques mais n'habitant pas le croissant pauvre, par le fait que ce premier arrive à dépasser une barrière socio-démographique ou de discrimination, et qu'il tire meilleur profit d'une participation.



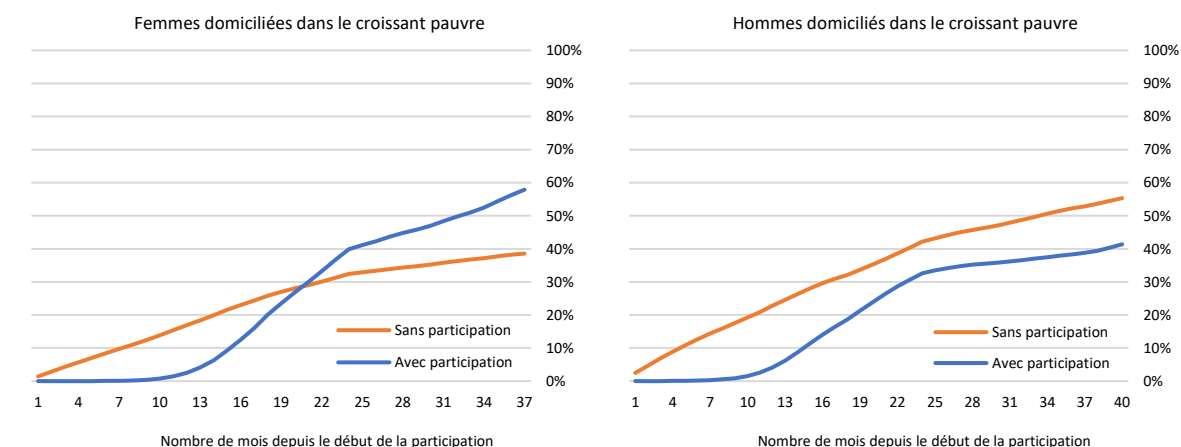
Des analyses reprenant des sous-groupes sur base de plusieurs critères ont été faites. Reprendre toutes ces sous-analyses rendrait ce rapport trop long<sup>63</sup> mais le graphique 12 ci-dessous permet de montrer une sous-analyse intéressante. L'impact du CI sur l'insertion professionnelle des femmes bénéficiaires habitant le croissant pauvre est très positif. Leur probabilité de taux d'insertion professionnelle à la base est très faible sans participation au CI (38,6 % de sortie vers l'emploi de minimum six mois après 38 mois) mais elle est significativement augmentée par la participation en fin de période (57,9 %).

L'effet tremplin est très positif pour ce sous-groupe. L'analyse des facteurs a montré qu'il semble que ce sont plus les effets séparés des deux critères (être une femme et habiter dans le croissant pauvre) qui font que le CI a un impact plus important sur ce sous-groupe plutôt que la combinaison des deux. Ce n'est donc pas un élément particulier au sein de ce sous-groupe qui expliquerait qu'il profite plus de la participation au CI mais plutôt le fait que les effets s'additionnent.

<sup>61</sup> NEELS K., J. WOOD et al (2020), « Wegwijs naar werk: Longitudinale analyse en evaluatie van inburgeringsen activerings-trajecten in Vlaanderen, 2005-2016 », Eindrapport van de VIONA Leerstoel 'Migratie, Integratie & Arbeidsmarkt', Appendix A, p. 254-256, Universiteit Antwerpen

<sup>62</sup> ALDASHEV A., S.L. THOMSEN, & T. WALTER (2010), « Short-Term Training Programs for Immigrants: Do Effects Differ from Natives and Why? », ZEW Discussion papers: Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH / Centre for European Economic Research

<sup>63</sup> Les résultats de ces analyses peuvent aussi être plus sensibles étant donné qu'ajouter les critères de filtre réduit le nombre d'observations utilisées par le modèle.

**Graphique 12 Habitants du croissant pauvre, par genre - emplois d'au moins six mois***Simulation des taux de sortie des bénéficiaires du CI, avec et sans participation*

Source : BFP/IBSA.

#### 4.3.4. Impact selon la nationalité

L'analyse par nationalité montre aussi des impacts hétérogènes. Le graphique 13 ci-dessous montre que les jeunes ayant une nationalité non-européenne ont à la base une probabilité d'insertion professionnelle plus faible. C'est aussi le groupe pour lequel l'impact du CI est le moins négatif. Le tableau 4 montre pourtant que leur retard en termes de droit aux allocations se dissipe largement après la participation au CI. En plus d'un impact moins négatif sur l'insertion professionnelle, la situation des bénéficiaires qui n'ont pas trouvé un emploi dans ce groupe s'améliore<sup>64</sup>.

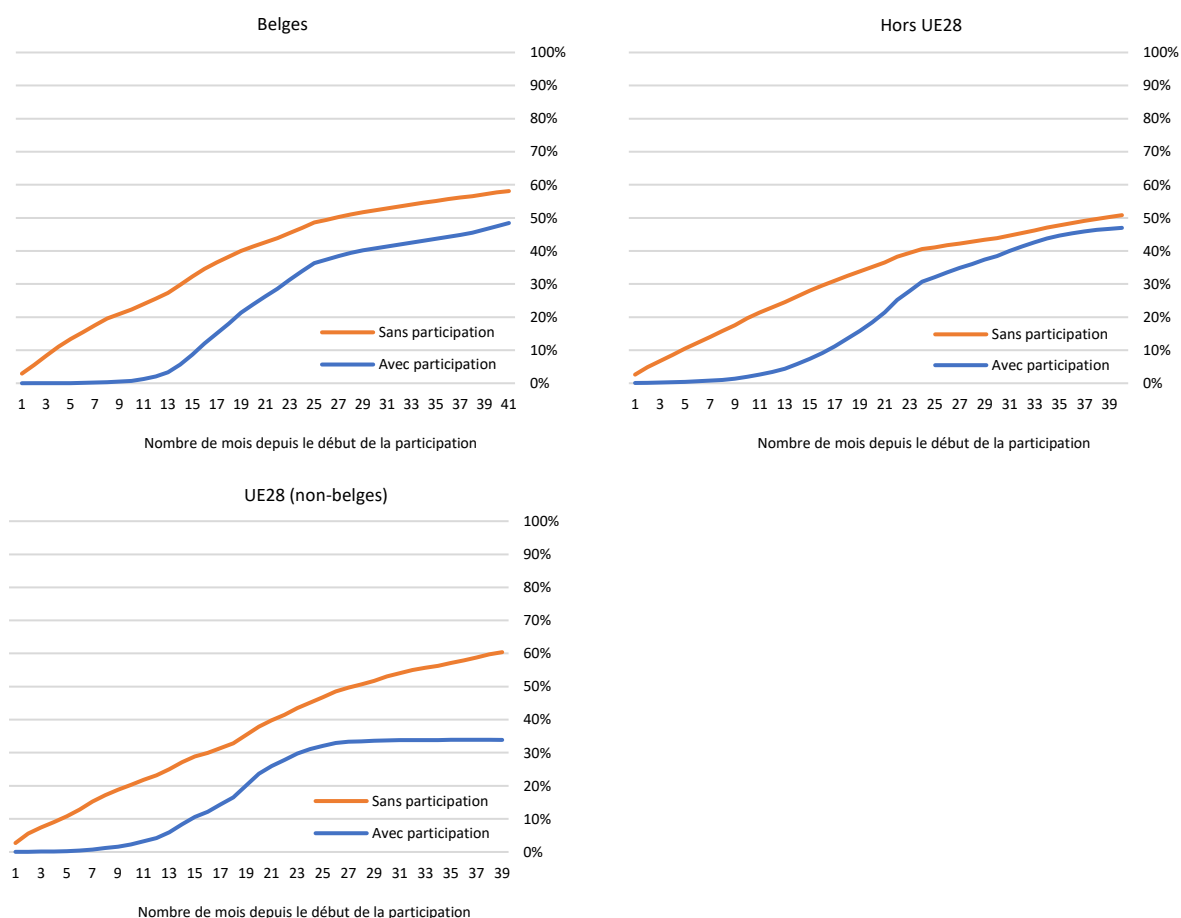
Les barrières à l'entrée que connaissent ce groupe pourraient en partie expliquer la différence en termes d'impact sur l'insertion professionnelle. L'analyse de view.brussels a montré que certains de ces jeunes ne savent parler ni le français ni le néerlandais<sup>65</sup>. De plus, ces jeunes connaissent parfois moins le marché de l'emploi belge et comment y entrer. Ils profitent donc plus de la participation au CI qui permet de compenser ce retard. Ceci est également utilisé comme explication par Cockx et al. (2020)<sup>66</sup> qui trouve que les formations en Flandre ont plus d'impact en termes de retour à l'emploi pour les immigrants récents dont la connaissance du néerlandais est limitée.

<sup>64</sup> Comme exprimé plus haut, l'effet du CI sur le droit aux allocations est analysé uniquement de façon descriptive et non causale, contrairement à l'impact sur le fait de trouver un emploi.

<sup>65</sup> Une partie des jeunes bénéficiaires du CI sont des réfugiés. Ceux-ci sont repris dans cette catégorie.

<sup>66</sup> COCKX B., M. LECHNER et J. BOLLENS (2020). « Priority to Unemployed Immigrants? A Causal Machine Learning Evaluation of Training in Belgium, UGent, University of St Gallen et VDAB.

**Graphique 13 Par nationalité - emplois d'au moins six mois**  
Simulation des taux de sortie des bénéficiaires du CI, avec et sans participation



Source : BFP/IBSA.

Comme pour le croissant pauvre, une analyse a été faite séparément par genre. Cette analyse a montré que le groupe des jeunes femmes non-européennes profitent davantage de la participation au CI (+14,9 % de chances de trouver un emploi en fin de suivi).

Les simulations pour le groupe des jeunes qui ont une nationalité européenne mais non-belge sont à prendre avec précaution. Il est probable que le fait que la courbe avec participation soit biaisée par le fait que nous perdons la trace de certains bénéficiaires : les emplois qui démarrent dans d'autres pays ne sont pas repris dans nos données. Il est probable que ce groupe démarre plus que d'autres un travail à l'étranger.

## Conclusions et recommandations

Le CI est un contrat d'emploi subventionné de 12 mois qui cible un public bruxellois jeune et éloigné de l'emploi. Le dispositif vise à permettre d'éviter l'enlèvement dans le chômage en donnant accès à une première expérience professionnelle. Le CI atteint effectivement son public cible puisque les bénéficiaires sont en moyenne très jeunes et faiblement qualifiés.

L'analyse du parcours des bénéficiaires montre qu'ils ont des taux d'insertion professionnelle après participation assez bas. Il est difficile de savoir si cette observation est anormale sans une comparaison avec ce qu'il se serait passé pour ses bénéficiaires s'ils n'avaient pas participé au CI. Aussi, le fait que le taux d'insertion après participation est plus bas que celui d'autres dispositifs s'adressant aussi à un public qui risque de s'enliser dans le chômage (comme la convention premier emploi) peut être dû au fait que le CI se fait plus dans le secteur non-marchand. La question qui a été abordée dans cette étude porte sur le fait de savoir ce qu'il se serait passé pour les bénéficiaires du CI s'ils n'y avaient pas participé et en quoi la participation à ce dispositif leur permet effectivement de trouver plus facilement un emploi de minimum six mois. La situation avec participation au CI est donc comparée à une situation dans laquelle les bénéficiaires n'y auraient pas participé.

La méthode de matching permet de prendre en compte les biais qui peuvent découler de la pré-sélection faite par Actiris, et par les jeunes-mêmes qui choisissent ou non de participer, et de la sélection finale des candidats par les employeurs. L'usage de cette méthode a montré que parmi les jeunes éligibles, ce sont ceux avec à la base une plus haute probabilité de trouver un emploi qui participent le plus au CI. Il était très important de prendre ceci en compte dans les analyses afin de pouvoir estimer des résultats robustes.

Notre analyse a montré que le CI a un impact plus que limité sur l'insertion professionnelle des bénéficiaires, en moyenne négatif pour le groupe pris dans son ensemble<sup>67</sup>. L'analyse intègre le fait que si les participants n'avaient pas participé au CI, ils auraient pu à la place chercher un emploi. Il a été montré que cet effet d'enfermement est très présent pour le CI, ce qui s'explique par la durée de participation longue et le fait que peu de bénéficiaires trouvent un emploi avant la fin de cette participation. Des effets positifs comme un meilleur bien-être mental ou une clarification du projet professionnel, mis en avant par l'évaluation qualitative du CI, ne sont pas pris en compte par ces estimations.

L'impact limité sur l'insertion professionnelle des bénéficiaires s'explique aussi par le fait que plus de la moitié des CI se fait dans des ASBL qui ont moins de moyens financiers pour engager les bénéficiaires après leur participation. La participation au CI dans les communes et CPAS est significativement plus efficace. Ceci est en partie dû au fait que ces employeurs engagent plus les bénéficiaires. Même si nous ne pouvons pas savoir si ces employeurs avaient pour but dès le départ d'engager des travailleurs, nous pouvons faire l'hypothèse que le CI permet à un public plus éloigné de l'emploi d'acquiescer, pendant

---

<sup>67</sup> Cette estimation vaut pour les sorties vers l'emploi d'au moins six mois. L'impact est quasi nul pour les sorties vers l'emploi d'au moins un mois. Le CI ne freine donc pas le fait de trouver un emploi court mais seulement le fait de trouver un emploi long.

leur participation au CI, une expérience professionnelle et éventuellement d'être engagés au sein de l'organisation dans laquelle s'est déroulé leur CI.

Une autre raison expliquant l'impact limité pourrait être le fait que la participation au CI augmente la probabilité pour les chercheurs d'emploi d'avoir accès aux allocations de chômage. Cependant, ceci est encore discuté dans la littérature et n'est pas directement analysé dans la présente étude. Nous ne pouvons malheureusement pas tirer de conclusion à ce sujet. Aussi, l'accès à une sécurité financière pour un groupe éloigné de l'emploi est une forte plus-value par rapport aux formations professionnelles et stages.

Les analyses par sous-groupes ont montré que l'impact sur l'insertion professionnelle est très hétérogène selon le type de bénéficiaires. Certains groupes de bénéficiaires (encore) plus à risque en termes d'enlèvement de chômage profitent en effet plus d'une participation au CI. Aussi, l'impact est positif pour certains sous-groupes. Ce dispositif augmente significativement la probabilité d'insertion professionnelle des femmes habitant dans un quartier faisant partie du croissant pauvre ou/et ayant une nationalité non-européenne. Ce groupe profite potentiellement plus du signal d'employabilité que peut donner le CI. La question d'inclusion de groupes plus à risque peut être un objectif très important pour un dispositif public même si préciser encore plus le ciblage (par exemple en visant les femmes) semble compliqué.

L'analyse par niveau d'études a montré que les groupes moins qualifiés profitent moins d'une participation au CI, alors qu'il s'agit à la base du public ciblé par le CI. La littérature sur le sujet permet de supposer qu'une expérience dans le secteur public ou non-marchand qui n'est pas toujours professionnalisante ne suffit pas à un groupe peu qualifié. Pour les jeunes hautement qualifiés, une expérience après au minimum 18 mois d'inactivité est plus probablement l'élément qui manque pour permettre une insertion professionnelle. Ce groupe est néanmoins moins le groupe cible du CI et est d'ailleurs très faiblement représenté parmi les bénéficiaires.

De ce fait, la recommandation la plus importante pour augmenter l'impact du CI est que ce dispositif reprenne plus souvent une formation professionnalisante. Ceci permettrait d'augmenter l'effet tremplin de la participation en donnant aux bénéficiaires la possibilité d'utiliser auprès d'un autre employeur des compétences techniques/précises en plus des compétences plus générales acquises. La littérature montre à quel point ce facteur est important dans l'efficacité des dispositifs d'aide à l'emploi. Ce volet justifierait la participation longue (plutôt que de la raccourcir).

De plus, vu le public fragile, le suivi par le personnel d'Actiris devrait être intensifié à partir du début de la participation et à la fin de celle-ci afin de permettre aux bénéficiaires de valoriser leur expérience. Le public cible du CI étant éloigné de l'emploi, les jeunes pourraient ne pas toujours connaître les démarches nécessaires à la recherche d'emploi et pourraient perdre l'opportunité d'utiliser l'effet positif de leur participation au dispositif.

Pour diminuer l'effet d'enfermement du CI, un encouragement pour débiter la recherche d'un autre emploi pérenne avant la fin de la participation au dispositif pourrait se faire. Un suivi des conseillers d'Actiris pourrait être également utile à ce niveau-là. Prévoir une durée plus courte de participation pour certains sous-groupes spécifiques, comme les plus qualifiés serait aussi une option. Cependant,

cette option n'est pas présentée comme une solution à envisager par l'évaluation qualitative du CI qui prend en compte la situation souvent fragile des bénéficiaires du CI.

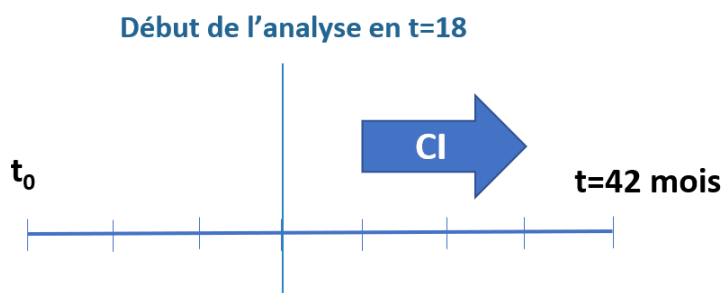
L'évaluation qualitative du CI a recommandé de ne pas rediriger le CI vers le secteur marchand, en argumentant que le public cible fragile (notamment au niveau psychosocial) du CI aurait du mal à s'adapter. Pour les secteurs public et non-marchand, une sensibilisation accrue des acteurs pourrait être mise en œuvre afin de limiter d'éventuels effets d'aubaine. Ceci pourrait se faire en mettant l'accent sur le tremplin professionnel que doit représenter le dispositif (plutôt que l'embauche de jeunes qui auraient de toute façon été engagés). De plus cette sensibilisation devrait aussi viser l'encouragement des employeurs à former les bénéficiaires lors de leur CI afin de permettre l'accroissement des résultats positifs du dispositif. Cependant, mettre en place des formations qualifiantes pour les bénéficiaires du CI peut être compliqué étant donné des revenus et des moyens de personnel plus souvent limités (surtout pour le secteur non-marchand). Prévoir dans le contrat du CI une partie des heures consacrée à des formations à l'extérieur, auprès d'acteurs comme Bruxelles Formation par exemple pourrait soulager les ASBL tout en permettant d'améliorer les « savoirs faire » des bénéficiaires du CI de manière globale.

## Annexes

### A1 Données disponibles et traitement

Pour préparer les données présentées dans la section 2.1 à leur utilisation dans le modèle de durée, nous avons suivi la procédure de S.P. Jenkins (2008)<sup>68</sup>.

Graphique 14 Illustration du suivi des chercheurs d'emploi dans les données



Le graphique 14 montre un exemple de suivi individuel de chercheur d'emploi. Le suivi mensuel est ici représenté par des traits correspondant à des périodes de six mois. Le modèle de durée est informé de quand le jeune s'inscrit comme chercheur d'emploi chez Actiris ( $t = 0$ ) et jusque quand il reste inscrit (dans l'exemple,  $t = 42$ ). Les données précises au cours de quel mois la participation éventuelle au CI démarre (dans l'exemple,  $t = 24$ ) et quand elle s'arrête (dans l'exemple,  $t = 36$ ). Les données précisent aussi si une sortie vers l'emploi est observée ou non à la fin du suivi. Étant donné que le CI doit démarrer au plus tôt après 18 mois d'inscription comme chercheur d'emploi, c'est à partir de ce 18<sup>e</sup> mois que commence l'analyse du suivi mensuel des bénéficiaires. Il en est de même pour le groupe de jeunes n'ayant pas participé au dispositif. Le suivi dure jusqu'à ce qu'il y ait une sortie vers l'emploi. S'il n'y a pas de sortie vers l'emploi, le suivi est censuré au moment où nous n'avons plus d'information sur l'individu (au plus tard fin 2019)<sup>69</sup>.

Le tableau A1 reprend le nombre de jeunes repris dans l'analyse d'impact. Les caractéristiques sont représentées pour ces jeunes au moment du début de leur éligibilité, soit après 18 mois d'inscription comme chercheur d'emploi. Deux groupes sont représentés, les jeunes ayant démarré un CI au cours de la période étudiée et ceux n'en ayant pas démarré au cours de cette période. Nous verrons dans la section A2 comment le matching dynamique a amélioré le groupe de contrôle.

<sup>68</sup> JENKINS S. P. (2008), « Lesson 3. Preparing survival time data for analysis and estimation », Essex Summer School course 'Survival Analysis' and EC968. Part II: Introduction to the analysis of spell duration data.

<sup>69</sup> Nous pouvons aussi perdre une trace de certains individus dans le suivi administratif pour des raisons comme le retour aux études ou le déménagement à l'étranger.

**Tableau A1 Caractéristiques des jeunes repris dans l'analyse d'impact au moment du début de leur éligibilité**

Catégories	Bénéficiaires		Jeunes éligibles n'ayant pas démarré un CI au cours de la période	
	Nombre <sup>70</sup>	Pourcentage (%)	Nombre	Pourcentage (%)
Femmes	273	43,1	1.641	48,2
Hommes	360	56,9	1.765	51,8
Niveau d'études faible (maximum sec. Inférieur)	186	29,4	1.173	34,4
Niveau d'études moyen (secondaire supérieur)	302	47,7	1.335	39,2
Diplôme obtenu à l'étranger	114	18,0	244	7,2
Niveau d'études élevé (supérieur)	31	4,9	654	19,2
Nationalité belge	452	71,4	2.305	67,7
Nationalité UE28	57	9,0	396	11,6
Nationalité hors UE28	124	19,6	705	20,7
Moins de 19 ans	61	9,6	386	11,3
Entre 19 et 21 ans	154	24,3	1.039	30,5
Entre 22 et 25 ans	393	62,1	1.858	54,6
Plus de 25 ans	25	4,0	123	3,6
Croissant pauvre	263	41,5	1.322	38,8
Inscription comme chercheur d'emploi entre janvier et mars	120	19,0	587	17,2
Inscription entre avril juin	96	15,1	446	13,1
Inscription entre juillet et septembre	291	46,0	1.361	40,0
Inscription entre octobre et décembre	126	19,9	1.012	29,7
<b>Total</b>	<b>633</b>	<b>100,0</b>	<b>3.406</b>	<b>100,0</b>

Source : données Actiris, calculs IBSA/BFP.

Nous avons précisé plus haut qu'une attention particulière est accordée à la sortie du chômage vers un emploi pérenne. Nous sommes limités au niveau des données pour approcher cette question. En effet, nous ne disposons pas de données sur le niveau de salaire. Nous avons des informations sur le type de contrat (temps plein ou temps partiel) mais uniquement pour une partie des actions de travail<sup>71</sup>. L'approche qui a été empruntée porte donc sur la durée de l'emploi.

La durée d'emploi est calculée comme le nombre de jours consécutifs au travail. Si deux épisodes d'emploi sont consécutifs, ils sont considérés comme une durée d'emploi unique. Deux analyses sont réalisées pour observer l'impact des dispositifs. Les sorties d'au moins 28 jours consécutifs sont utilisées pour observer l'impact des dispositifs sur l'acquisition d'une première expérience professionnelle. Une analyse plus poussée est utilisée pour observer si les bénéficiaires restent en emploi. Pour ce faire, nous utilisons la définition de l'emploi pérenne. Nous utilisons uniquement les durées d'emploi qui durent au minimum 6 mois comme sortie vers l'emploi.<sup>72</sup>

Il est également important de préciser que les dispositifs ne sont pas comptabilisés dans notre analyse comme des emplois mais comme des traitements, le but étant d'estimer l'impact de ces dispositifs sur les sorties vers un emploi et non pas de les traiter comme une fin en soi. Aussi, pendant la participation au CI, il ne peut y avoir de sortie vers un emploi. Étant donné que cette participation est longue, ceci influence les résultats. Cependant, ceci est fait pour prendre en compte le fait que pendant cette période,

<sup>70</sup> La différence avec le tableau 4 s'explique par le fait que les individus ayant démarré un CI avant le 18<sup>e</sup> mois dans leur suivi, n'ayant jamais été reconnus comme éligibles dans le système informatique d'Actiris, ayant démarré un 2<sup>e</sup> CI ou étant sortis vers l'emploi avant de démarrer leur CI ne sont pas repris dans l'analyse, afin d'avoir des résultats robustes.

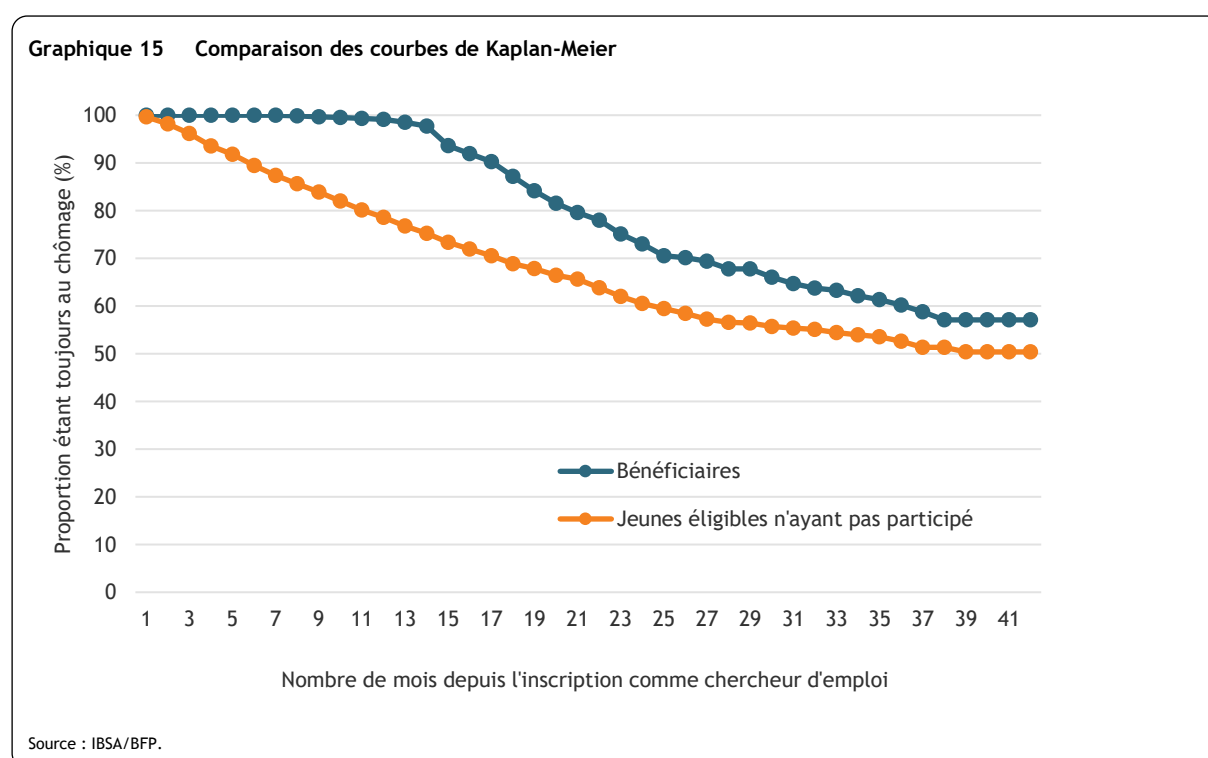
<sup>71</sup> Les données sur le type de contrat sont potentiellement disponibles mais uniquement au niveau de la base de données issue de la Dmfa. Cette base de données n'offre pas à elle seule la possibilité de suivre toutes les actions de travail des jeunes.

<sup>72</sup> Toute expérience de moins de 6 mois n'est donc pas considérée comme une sortie pérenne vers l'emploi et n'est reprise comme sortie que dans l'analyse qui prend en compte toute première expérience professionnelle d'au moins 28 jours consécutifs.



les jeunes auraient cherché et potentiellement trouvé un (autre) emploi s'ils n'avaient pas participé au CI.

Le graphique 15 montre ci-dessous une comparaison entre le groupe de bénéficiaires du CI dans notre échantillon et le groupe des jeunes éligibles n'ayant pas participé au cours de la période observée. Ces courbes Kaplan-Meier montrent mois par mois les proportions des jeunes n'ayant pas encore trouvé un emploi depuis leur inscription comme chercheur d'emploi<sup>73</sup>. C'est ce suivi qui est utilisé dans les analyses, en prenant en compte les caractéristiques individuelles des jeunes. La comparaison reprise dans le graphique 15 est encore descriptive, aucune conclusion forte ne peut en être encore tirée étant donné que d'autres facteurs que la participation au CI peuvent avoir un rôle dans la différence entre les courbes. La méthode de matching dynamique décrite dans la section 3.4 permet de sélectionner dans le groupe des jeunes éligibles ceux qui ressemblent le plus aux bénéficiaires du CI. Le modèle de durée, décrit dans la section 3.3, utilise ces données en prenant en compte les résultats du matching dynamique pour isoler l'impact du CI sur les trajectoires.



<sup>73</sup> L'estimateur Kaplan-Meier prend en compte dans ses estimations les jeunes pour lesquels le suivi est censuré, c'est-à-dire les jeunes pour lesquels nous n'avons plus d'information à partir d'un certain mois de suivi.

## A2 Matching dynamique

Le tableau A2 montre comment la méthode de matching a permis de rebalancer le groupe de contrôle pour qu'il puisse ressembler au groupe de traitement.

**Tableau A2 Variables explicatives avant et après appariement au 25<sup>e</sup> mois de suivi - pourcentage par catégorie pour l'échantillon utilisé dans l'analyse des sorties vers un emploi d'au moins six mois**

Catégories	Bénéficiaires (%)	Groupe de contrôle avant matching (%)	Groupe de contrôle après matching (%)
Femmes	43,1	54,2	43,1
Hommes	56,9	45,8	56,9
Niveau d'études faible (maximum sec. Inférieur)	36,6	38,3	40,6
Niveau d'études moyen (secondaire supérieur)	41,6	32,0	35,5
Diplôme obtenu à l'étranger	2,0	4,5	3,8
Niveau d'études élevé (supérieur)	19,8	25,2	20,1
Nationalité belge	68,5	61,4	65,9
Nationalité UE28	10,7	12,6	11,6
Nationalité hors UE28	20,8	26,0	22,5
Croissant pauvre	40,6	45,0	45,5
Participation à un stage avant d'être éligible	32,5	12,5	32,7
Inscription comme chercheur d'emploi entre janvier et mars	28,4	25,6	28,5
Inscription entre avril juin	21,8	21,4	22,8
Inscription entre juillet et septembre	36,6	29,7	35,0
Inscription entre octobre et décembre	13,2	23,3	13,7
<b>Nombre de jeunes encore dans l'échantillon</b>	<b>197</b>	<b>626</b>	<b>-</b>

Source : IBSA/BFP.

### A3 Modèle de durée

Le tableau A3 montre à titre d'exemple les résultats de l'équation deux pour le groupe de bénéficiaires dans son ensemble. Ceux-ci sont les résultats de l'équation 1 en reprenant les poids issus du matching dynamique. Certaines variables (comme le niveau d'étude ou l'âge) n'ont pas été reprises dans l'équation parce qu'elles ne sont pas significatives étant donné qu'elles sont déjà prises en compte dans le matching dynamique. L'hétérogénéité non-observée n'est pas reprise puisqu'elle a été identifiée comme non-significative dans l'équation la modélisant ( $t = 0,28$ ). Des tests de sensibilité ont aussi permis de montrer que le modèle était stable : le modèle a été testé avec d'autres types de hasard de base et en ajoutant et enlevant des variables de contrôle sans que les résultats des simulations soient sensiblement différents.

**Tableau A3 Résultats pour la sortie vers un emploi d'au minimum six mois pour le groupe bénéficiaire dans son ensemble, avec matching dynamique (graphique 5)**

Variable	Odds ratio	t-stat	Intervalle de confiance
Période au chômage : entre 0 et 8 mois <sup>a</sup>	-	-	-
Période au chômage : entre 9 et 13 mois	0,71*	-1,74	[0,49 ; 1,04]
Période au chômage : entre 14 et 19 mois	0,88	-0,73	[0,62 ; 1,24]
Période au chômage : entre 20 et 25 mois	0,74	-1,56	[0,50 ; 1,08]
Période au chômage : entre 26 et 31 mois	0,34***	-4,14	[0,20 ; 0,57]
Période au chômage : plus de 32 mois	0,37***	-3,00	[0,19 ; 0,71]
Binaire pour avoir démarré une participation au CI : $\beta_0$	0,00***	-6,02	[0,00 ; 0,02]
Interaction entre le fait d'avoir démarré un CI et le temps depuis le début de participation : $\beta_1$	2,32***	4,59	[1,62 ; 3,32]
Interaction avec le temps au carré : $\beta_2$	0,96***	-3,25	[0,94 ; 0,99]
Interaction avec le temps au cube : $\beta_3$	1,00**	2,29	[1,00 ; 1,00]
Femmes	0,99	-0,08	[0,81 ; 1,22]
Hommes <sup>a</sup>	-	-	-
Participation à un stage	1,14	1,23	[0,92 ; 1,42]
Mois de suivi : Janvier	2,25***	3,58	[1,44 ; 3,51]
Mois de suivi : Février	1,50	1,61	[0,92 ; 2,46]
Mois de suivi : Mars	1,80***	2,57	[1,15 ; 2,83]
Mois de suivi : Avril	1,77**	2,54	[1,14 ; 2,75]
Mois de suivi : Mai	2,03***	3,39	[1,35 ; 3,06]
Mois de suivi : Juin	1,78***	2,68	[1,17 ; 2,70]
Mois de suivi : Juillet	1,13	0,49	[0,69 ; 1,84]
Mois de suivi : Août	0,83	-0,67	[0,48 ; 1,43]
Mois de suivi : Septembre	1,43	1,57	[0,92 ; 2,23]
Mois de suivi : Octobre	1,62**	2,25	[1,06 ; 2,48]
Mois de suivi : Novembre ou décembre <sup>a</sup>	-	-	-
Trimestre d'inscription : Janvier - Mars	1,30*	-3,84	[0,99 ; 1,70]
Trimestre d'inscription : Avril - Juin	1,19	1,19	[0,89 ; 1,57]
Trimestre d'inscription : Juillet - Septembre <sup>a</sup>	-	-	-
Trimestre d'inscription : Octobre - Décembre	0,94	-0,39	[0,69 ; 1,29]
Taux de chômage mensuel	0,78***	-18,18	[0,76 ; 0,80]

Nombre d'observations (mois-individu) : 65.238

Log-likelihood = -1711.443724

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 % ;

<sup>a</sup> correspond à la modalité de référence (les autres coefficients doivent être interprétés par rapport à cette référence).

Source : données Actiris, calculs IBSA/BFP.

## Bibliographie

- ALBANESE A. et B. COCKX (2018), « Permanent wage cost subsidies for older workers. An effective tool for employment retention and postponing early retirement? », *Labour Economics*.
- ALDASHEV A., S.L. THOMSEN, & T. WALTER (2010), « Short-Term Training Programs for Immigrants: Do Effects Differ from Natives and Why? », ZEW Discussion papers: Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH / Centre for European Economic Research.
- ALLISON P. D. (2014), « Survival Analysis Using Stata », *Statistical Horizons*, Pennsylvania.
- AURAY S. et N. LEPAGE-SAUCIER (2021), « Stepping-stone effect of atypical jobs: Could the least employable reap the most benefits? », *Labour Economics* 68:101945, January 2021.
- BOVER O., M. ARELLANO et S. BENTOLILA (2002), « Unemployment Duration, Benefit Duration, and the Business Cycle », Working Paper NO. 9717, *Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 112(479), pages 223-265, April.
- BUSSO M., J. DINARDO et J. MCCRARY (2014), « New Evidence on the Finite Sample Properties of Propensity Score Reweighting and Matching Estimators », No 3998, IZA Discussion Papers from Institute of Labor Economics (IZA).
- CALIENDO M. et S. KOPEINIG (2008), « Some practical guidance for the implementation of propensity score matching », *Journal of Economic Surveys* 22:1, p.31-72.
- CARD D., J. KLUVE and A. WEBER (2018): What Works? A Meta Analysis of Recent Active Labor Market Program Evaluations, *Journal of the European Economic Association*, 16(3). 894-934.
- COCKX B., K. DECLERQ, M. DEJEMEPPE, L. INGA et B. VAN DER LINDEN (2019), « Scrapping the entitlement to unemployment benefits for young labor market entrants: An effective way to get them to work? » Working Paper No 379, National Bank of Belgium.
- COCKX B., C. GOEBEL et S. ROBIN (2013), « Can income support for part-time workers serve as a stepping-stone to regular jobs? An application to young long-term unemployed women », *Empirical Economics*, Springer, vol. 44(1), pages 189-229, February.
- COCKX B., M. LECHNER et J. BOLLENS (2020). « Priority to Unemployed Immigrants? A Causal Machine Learning Evaluation of Training in Belgium. », UGent, University of St Gallen et VDAB.
- CRÉPON B., DEJEMEPPE M. et GURGAND M. (2005), « *Counseling the Unemployed: Does It Lower Unemployment Duration and Recurrence?* », IZA DP No. 1796.
- DEWATRIPONT A. et M. LÓPEZ NOVELLA (2019), « Les aides bruxelloises à l'emploi : quels effets ? », Focus n°33, Institut bruxellois de statistique et d'analyse.
- DEWATRIPONT A. et M. LÓPEZ NOVELLA (2019), « Les mesures qui permettent d'acquérir une première expérience professionnelle accélèrent-elles les sorties du chômage vers l'emploi ? », Working Paper 6-19, Bureau Fédéral du Plan.

- FONDER M., E. TARANTCHENKO et B. LEJEUNE (2019), « Does training boost the job finding rate of the unemployed ? Timing-of-events based evidence from Belgium », présenté lors de la soutenance de thèse d'E. Tarantchenko, janvier 2019, mimeo.
- JENKINS S. P. (2004), « PGMHAZ8: Stata module to estimate by ML two discrete time (grouped data) proportional hazards regression models, one of which incorporates a gamma mixture distribution to summarize unobserved individual heterogeneity (or 'frailty') », Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
- JENKINS S. P. (2008), « Lesson 3. Preparing survival time data for analysis and estimation », Essex Summer School course 'Survival Analysis' and EC968. Part II: Introduction to the analysis of spell duration data.
- HECKMAN, J., H. ICHIMURA, et P. TODD (1997): « Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme », *Review of Economic Studies*, 64, 605–654.
- HERMIA J.-P. et P.-P. TREUTENS (2021), « Évolution récente des revenus dans les quartiers bruxellois », Focus n°41, Institut bruxellois de statistique et d'analyse.
- KASTORYANO S. et B. VAN DER KLAUW (2011), « Dynamic evaluation of job search assistance », IZA DP No. 5424.
- LALIVE R., VAN OURS J.C. et J. ZWEIMULLER (2008), « The impact of active labor market programs and benefit entitlement rules on the duration of unemployment », *The Economic Journal* 118, p.235-257.
- LEUVEN E. and B. SIANESI. (2003). "PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing", *Statistical Software Components S432001*, Boston College Department of Economics, revised 01 Feb 2018.
- LÓPEZ NOVELLA M. (2021), « Analyse des effets de la mesure « premiers engagements » sur la survie des jeunes entreprises qui emploient des salariés », Working Paper 2-21, Bureau Fédéral du Plan.
- NEELS K., J. WOOD et al (2020), « Wegwijs naar werk : Longitudinale analyse en evaluatie van inburgeringsen activeringstrajecten in Vlaanderen, 2005-2016 », Eindrapport van de VIONA Leerstoel 'Migratie, Integratie & Arbeidsmarkt', Appendix A, p. 254-256, Universiteit Antwerpen.
- OSIKOMINU A. (2021), « The dynamics of training programs for the unemployed », *IZA World of Labor* 2021, Article 277.
- PARLEMENT BRUXELLOIS ; « Projet d'ordonnance contenant l'ajustement du Budget général des Dépenses de la Région de Bruxelles-Capitale pour l'année budgétaire 2020 », Session ordinaire 2020-2021, 30 octobre 2020, page.101
- RICHARDSON K. et G.J VAN DEN BERG (2012), « Duration dependence versus unobserved heterogeneity in treatment effects: Swedish labor market training and the transition rate to employment », *Journal of Applied Econometrics*, DOI: 10.1002/jae.2263.
- SIANESI B. (2004): « An Evaluation of the Active Labour Market Programmes in Sweden », *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 133–155.
- STRATEGIE 2025 POUR BRUXELLES-Axe2/Région-Communautés, Bruxelles, 16 juin 2015.
- VAN DEN BERG G. J. (2000), « Duration Models: Specification, Identification, and Multiple Durations », Free University Amsterdam.

VAN OURS J.C. (2002), « The Locking-in Effect of Subsidized Jobs », IZA Discussion Paper No. 527, July 2002

### **Documents non publiés**

KINT C. (2019), « Évaluation qualitative Contrat d'Insertion », Note à usage exclusivement interne, Observatoire du Social et de la Santé de Bruxelles Capitale.

VIEW.BRUSSELS (2019), « Évaluation après deux années de mises en œuvre du dispositif contrat d'insertion », Note à usage exclusivement interne, Actiris.