

JUIN 2023

RAPPORT DE RECHERCHE

N° 55

Quel effet des aides à l'embauche sur l'emploi des jeunes faiblement scolarisés en Wallonie ? Une évaluation d'impact du subside *Impulsion moins de 25 ans*

RÉSUMÉ

Ce rapport présente les résultats d'une recherche sur l'évaluation des aides à l'embauche *Impulsion moins de 25 ans* introduites en juillet 2017 en Wallonie. Ce dispositif s'adresse aux demandeurs d'emploi de moins de 25 ans qui n'ont pas de diplôme d'études supérieures. Pour les moins scolarisés d'entre eux, aucune condition de durée de chômage n'est exigée. Les diplômés de l'enseignement secondaire supérieur doivent être inoccupés depuis au moins six mois pour être éligibles. L'aide, d'une durée maximale de trois ans, prend la forme d'une allocation de travail mensuelle versée au travailleur et déduite du salaire net payé par l'employeur. Si on la compare au revenu mensuel minimum garanti, elle représente une réduction salariale de 25% à l'embauche.

Le dispositif *Impulsion moins de 25 ans* a pour objectif d'inciter les employeurs à créer de nouvelles opportunités d'embauche pour les jeunes chômeurs peu scolarisés. Notre étude vise à vérifier si cet objectif a été atteint : les perspectives d'emploi du public cible sont-elles plus importantes de ce qu'elles auraient été si les aides à l'embauche n'avaient pas été mises en place ? Pour répondre à cette question, nous exploitons une méthode d'évaluation causale qui utilise un

groupe de chômeurs peu scolarisés qui viennent d'avoir 25 ans comme point de référence, au regard duquel la situation d'emploi des jeunes éligibles peut être confrontée et l'effet net du programme identifié. Cette méthode est appliquée à un grand ensemble de données administratives du Forem.

Selon nos résultats, le dispositif *Impulsion moins de 25 ans* n'a pas permis de relever le taux de retour à l'emploi ni la durée passée en emploi des chômeurs peu scolarisés de moins de 25 ans. Les subsides n'ont donc pas incité les employeurs à recruter davantage ces travailleurs et génèrent des effets d'aubaine. Ce résultat démontre que les programmes qui mettent l'accent sur un retour rapide au travail ne sont pas efficaces pour les jeunes avec un faible niveau de compétences. Il faut au préalable leur offrir un socle de compétences suffisant via des formations professionnelles ciblées. Selon d'autres études, des aides à l'embauche peuvent favoriser une insertion durable en emploi pour des jeunes avec un certain niveau de qualification et sans emploi depuis quelques mois. Une des clés de leur succès semble être l'octroi de subsides plus importants sur une période limitée.

Muriel DEJEMEPPE (UCLouvain)
Matthieu DELPIERRE (IWEPS)
Mathilde POURTOIS (IWEPS)

COLOPHON

Auteurs : **Muriel Dejemeppe** (IRES/LIDAM UCLouvain)
Matthieu Delpierre (IWEPS)
Mathilde Pourtois (IWEPS et IRES/LIDAM UCLouvain)

Édition : **Evelyne Istace** (IWEPS)

Editeur responsable : **Sébastien Brunet** (IWEPS)

Dépôt légal : D/2022/10158/10

Création graphique : **Deligraph**
<http://deligraph.com>

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

IWEPS

Institut wallon de l'évaluation, de la
prospective et de la statistique

Route de Louvain-La-Neuve, 2
5001 BELGRADE - NAMUR

Tel : 081 46 84 11

<http://www.iweeps.be>

info@iweeps.be

Remerciements

La présente évaluation est le résultat d'une collaboration fructueuse entre l'IWEPS, l'UCLouvain et le Forem. Tout d'abord, nous tenons à exprimer notre reconnaissance envers les responsables juridiques et de protection des données des trois institutions, qui ont rendu possible cette collaboration. En particulier, Nathalie Larbanois pour son travail à l'élaboration de la convention de recherche.

Nous souhaitons adresser nos remerciements aux collaborateurs du Forem impliqués de près ou de loin dans ce projet pour leur engagement. Nous tenons tout particulièrement à remercier Jean-Claude Chalon et Jean-Marc Manfron pour leur rôle essentiel dans la conduite de ce projet d'évaluation et pour leurs retours éclairés sur notre travail. Nous remercions également Claude Frédérickx pour la mise à disposition des données et ses éclairages intéressants lors de la présentation de nos résultats, ainsi que Lucie Delescaille pour ses réponses aux questions pratiques concernant le subside. Nous souhaitons adresser des remerciements particuliers à Jérémie Paternoster pour la construction et le transfert des bases de données. Nous le remercions aussi, ainsi que Stéphanie Cassilde, pour leurs suggestions lors de la relecture de ce rapport.

Nous remercions également Andrea Albanese (LISER) pour son aide précieuse sur les aspects économétriques de notre évaluation.

Nous sommes reconnaissants envers Sébastien Brunet, Muriel Fonder, Sile O'Dorchai et Valérie Vander Stricht pour leur relecture attentive.

Finalement, nous souhaitons remercier Évelyne Istace et Aurélie Hendrickx pour le travail d'édition et de communication lié à ce rapport.

Table des matières

1.	Introduction	6
2.	Contexte institutionnel.....	8
2.1.	Avant juillet 2017	10
2.2.	Après le 1 ^{er} juillet 2017.....	11
2.3.	Autres politiques.....	16
3.	Revue de la littérature.....	18
4.	Méthodologie.....	23
4.1.	L'identification de l'effet causal	23
4.2.	L'Analyse en intention de traiter.....	24
4.3.	L'Analyse de discontinuité	25
4.3.1.	L'élargissement de la fenêtre d'observation (h).....	25
4.3.2.	L'impact de l'âge sur les chances d'emploi	26
4.3.3.	L'impact des autres variables.....	27
4.3.4.	L'analyse de discontinuité avec « donut ».....	27
4.3.5.	Remarque concernant les travailleurs et travailleuses moyennement scolarisés.....	29
5.	Les données.....	31
5.1.	Description des bases de données.....	31
5.2.	Échantillon d'évaluation	31
5.3.	Les variables de résultat.....	35
6.	Résultats.....	41
6.1.	Les transitions jusqu'à un an après l'entrée au chômage	41
6.2.	Emploi cumulé jusqu'à deux ans et demi après l'entrée au chômage	48
7.	Tests de sensibilité des résultats	51
8.	Discussion.....	52
8.1.	La validité externe des résultats	52
8.2.	Les effets d'aubaine.....	52
8.3.	Le cas de l'intérim.....	53
8.4.	Les causes potentielles de l'absence d'impact.....	54
8.4.1.	La complexité administrative.....	54
8.4.2.	Stimuler la demande de travail.....	55
8.4.3.	Les paramètres de la politique	55
8.5.	L'impact potentiel de la mini-réforme	57
9.	Conclusion.....	59
	Bibliographie.....	62

Annexes.....	64
Annexe A : Sélection de l'échantillon d'évaluation	64
Annexe B : Analyse de la discontinuité dans les caractéristiques individuelles mesurées à l'entrée au chômage.....	65
Annexe C : Durée continue en emploi subsidié par type d'emploi (intérimaire VS non intérimaire)	69
Annexe D : Analyse du taux de recours et le taux de transition vers l'emploi à un an.....	70
Annexe E : Analyse du taux de recours aux subsides avec emploi principal dans l'intérim dans l'année suivant l'entrée	71
Annexe F : Impact sur le taux de transition vers l'emploi intérimaire à un an	72
Annexe G : Analyse du taux de recours aux subsides et du taux de transition vers l'emploi non intérimaire.....	73
Annexe H : Impact sur l'emploi cumulé à 30 mois	75
Annexe I : Résultats principaux avec modification de la taille de la fenêtre d'observations.....	76
Annexe J : Résultats principaux estimés à l'âge de 24 ans	78
Annexe K : Définitions alternatives du taux de transition vers l'emploi.....	80

1. Introduction

Le présent rapport a pour objectif l'évaluation de l'impact du dispositif *Impulsion moins de 25 ans*, une aide à l'embauche wallonne ciblée sur les jeunes peu et moyennement scolarisés.

Les subsides *Impulsion* ont été mis en place suite à la sixième réforme de l'État, lorsque certaines compétences liées au marché du travail ont été transférées de l'État fédéral vers les Régions. Les aides à l'embauche *Impulsion* visent, en réduisant le coût du travail de plusieurs groupes cibles, à inciter les entreprises à recruter des demandeurs et demandeuses d'emploi qui accèdent difficilement à l'emploi compte tenu, par exemple, de leur inexpérience au travail ou longue durée d'inoccupation. Dans le cadre de cette recherche, nous nous focalisons sur le dispositif *Impulsion moins de 25 ans*, ciblé sur les jeunes peu et moyennement scolarisés. Cette aide à l'embauche prend la forme d'une allocation de travail dégressive octroyée à l'employé sur une période maximale de trois ans. L'allocation de travail est directement perçue par le travailleur mais déduite par l'employeur du salaire net, réduisant ainsi le coût du travailleur. L'objectif premier de l'aide est de faciliter la transition vers l'emploi du groupe ciblé. Le caractère prolongé, mais néanmoins dégressif, de l'aide vise également au maintien à l'emploi au-delà de la période d'intervention.

Réaliser l'évaluation d'impact d'une politique particulière implique d'adopter un ou plusieurs critères d'évaluation, en fonction du(des)quel(s) l'effet qui sera mesuré va être jugé positif ou non. Dans le cadre de cette étude, la remise à l'emploi constituera le critère d'évaluation principal car il est l'objectif premier de l'aide. Nous nous intéressons donc aux effets de la politique sur les perspectives d'emploi du public cible, les jeunes demandeurs et demandeuses d'emploi peu et moyennement scolarisés de moins de 25 ans. Plus spécifiquement, nous évaluons si :

- les jeunes éligibles ont une probabilité accrue d'accéder à l'emploi et si,
- la durée cumulée du ou des épisodes d'emploi qui suivent l'éventuelle sortie du chômage est plus grande pour les jeunes éligibles que pour les non-éligibles.

Les politiques destinées aux jeunes faiblement scolarisés ne sont pas fréquemment étudiées dans la littérature, qui documente souvent les effets de mesures ciblées sur les chômeurs de longue durée. La littérature scientifique sur l'efficacité des aides à l'embauche montre que cette dernière est très sensible aux caractéristiques propres des aides ainsi qu'au contexte de leur implémentation. Même si certaines études ont évalué l'impact de réductions de coût du travail sur les jeunes, le ciblage sur les jeunes faiblement scolarisés de l'*Impulsion moins de 25 ans*, ainsi que la façon dont elle a été mise en place, rendent leurs conclusions difficilement adaptables à notre contexte. L'*Impulsion moins de 25 ans* se caractérise par (1) un ciblage assez large¹ et par (2) une mise en place anticipée et permanente favorisant l'apparition d'effets d'aubaine, ce qui rend son évaluation d'autant plus pertinente.

Même si l'évaluation est nécessaire, elle n'est pas aisée. L'analyse du nombre de bénéficiaires ou des trajectoires sur le marché du travail du public éligible aux aides à l'embauche, si précise soit-elle, ne permet pas d'évaluer l'efficacité du dispositif. Pour savoir si les aides *Impulsion moins de 25 ans* améliorent effectivement les perspectives d'emploi des jeunes demandeurs et demandeuses d'emploi qui ne sont pas scolarisés de l'enseignement supérieur, il faut répondre à une question du type suivant :

¹ La cible est large puisque les jeunes peu scolarisés sont éligibles dès leur inscription comme demandeurs d'emploi (pas de critère de durée d'inoccupation) et les jeunes moyennement scolarisés après quelques mois d'inoccupation seulement.

En quoi les perspectives d'emploi des jeunes demandeurs et demandeuses d'emploi peu ou moyennement scolarisés sont-elles différentes, en moyenne, de ce qu'elles auraient été s'ils n'avaient pas été éligibles aux aides Impulsion moins de 25 ans ?

Seule la comparaison entre ces deux situations permet de savoir si ce programme a réellement fait une différence en matière d'emploi au niveau de la population des jeunes demandeurs et demandeuses d'emploi faiblement scolarisés. En pratique, une telle comparaison est bien sûr impossible, puisqu'un même groupe ne peut pas être simultanément éligible et non éligible à une même politique. C'est de cette impossibilité que découle toute la difficulté d'évaluer l'efficacité de toute politique publique.

Une méthode abondamment utilisée pour évaluer l'impact d'une politique est celle des groupes de contrôle, qui consiste à identifier un groupe de personnes non éligibles à la politique présentant des caractéristiques analogues à celles des éligibles. On peut alors comparer la réalisation du critère d'évaluation retenu (la probabilité d'être en emploi six mois après l'entrée au chômage par exemple) dans les deux groupes et formuler un constat à propos de l'efficacité de la politique pour des personnes qui ont des caractéristiques similaires.

Les employeurs qui recrutent des demandeurs et demandeuses d'emploi faiblement scolarisés peuvent solliciter une aide *Impulsion moins de 25 ans* à condition que ces derniers aient moins de 25 ans à la veille de leur engagement. Les demandeurs et demandeuses d'emploi faiblement scolarisés qui ont 25 ans ou plus et qui n'ont jamais été recrutés sous ce dispositif ne sont par contre pas éligibles. Ils constituent donc un groupe de contrôle possible pour évaluer l'impact des aides à l'embauche destinées aux jeunes demandeurs et demandeuses d'emploi faiblement scolarisés. Notre méthode d'évaluation — la discontinuité de la régression — exploite précisément le seuil d'âge de 25 ans pour évaluer les effets des aides *Impulsion*. Elle consiste à comparer le critère d'évaluation retenu entre ceux qui sont âgés juste en dessous de 25 ans et donc éligibles aux aides, et ceux qui viennent d'atteindre 25 ans, et qui ne sont dès lors plus éligibles. Cette méthode nous permet d'identifier un effet local de la politique autour de l'âge de 25 ans. Même si elle est tout à fait appropriée pour répondre à la question de l'efficacité du subsidé *Impulsion moins de 25 ans* sur le retour à l'emploi, cette approche a ses limites. En particulier, elle ne peut pas fournir une évaluation de l'effet de la politique sur l'ensemble de la population visée par l'aide, comme les très jeunes demandeurs et demandeuses d'emploi. Les caractéristiques de la politique ainsi que le contexte d'implémentation ne permettent pas toujours de trouver un groupe de contrôle pour l'ensemble de la population éligible. Si notre méthode ne permet pas l'identification de l'effet global de la politique, elle nous permet tout de même de tirer des conclusions sur son efficacité et de proposer des améliorations.

La structure de ce rapport est la suivante. Les deux premières sections décrivent respectivement le contexte institutionnel du subsidé étudié et la littérature scientifique pertinente. Les sections trois et quatre présentent la méthodologie retenue pour évaluer le subsidé ainsi que les données utilisées. Les principaux résultats de nos analyses sont présentés dans la cinquième section, tandis que les tests de sensibilité relatifs à ces résultats sont présentés dans la sixième section. Dans la septième section, nous discutons les résultats en les mettant en perspective avec la littérature existante. Enfin, la dernière section rassemble les principales conclusions de notre rapport.

2. Contexte institutionnel

À la suite de la sixième réforme de l'État, certaines compétences liées au marché du travail ont été transférées du Fédéral vers les Régions, notamment celles relatives aux aides à l'emploi. Depuis lors, les Régions sont compétentes pour définir les modalités des réductions du coût du travail basées sur les caractéristiques du travailleur ou du demandeur d'emploi. Ces réductions dites « groupes cibles » ont pour objectif d'inciter les entreprises à recruter des travailleurs ou des demandeurs d'emploi qui accèdent difficilement à l'emploi pour diverses raisons, comme l'inexpérience ou la longue durée d'inoccupation.

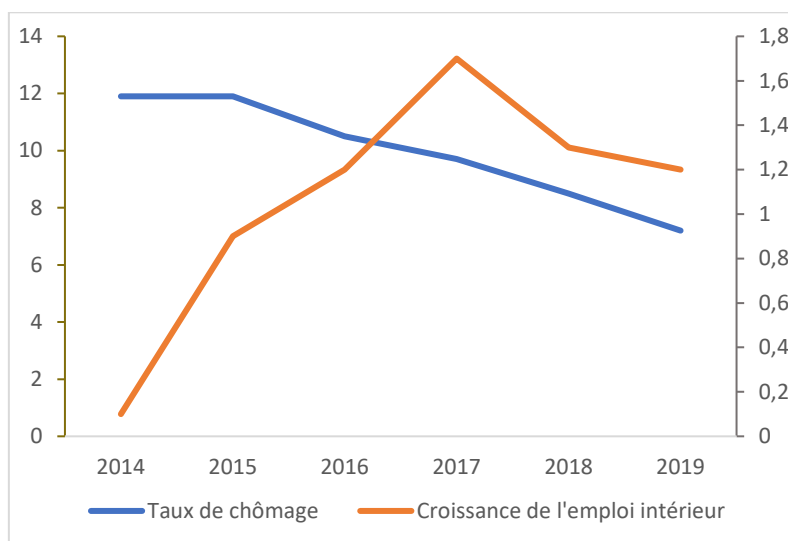
Après la régionalisation des aides à l'emploi, entrée en vigueur le 1^{er} janvier 2015, les trois Régions ont réformé leurs aides aux groupes cibles. C'est dans ce contexte qu'à partir du 1^{er} juillet 2017, la Région wallonne a remplacé les aides fédérales *Activa*, qui étaient restées en vigueur jusqu'alors, par les aides à l'embauche *Impulsion*. Ces aides *Impulsion* ont pour objectif de favoriser l'insertion professionnelle et/ou le maintien en emploi de trois groupes cibles : les demandeurs d'emploi et les travailleurs âgés, les chômeurs de longue durée et les jeunes chômeurs peu et moyennement scolarisés. Les groupes ciblés par les aides wallonnes sont similaires aux anciens groupes cibles fédéraux.

Dans le présent rapport, nous nous focaliserons sur une des aides wallonnes, le subsidie à l'embauche destiné aux jeunes demandeurs et demandeuses d'emploi peu et moyennement scolarisés, nommé *Impulsion moins de 25 ans*. Un jeune peu scolarisé est un jeune qui ne possède pas de diplôme ou de certificat d'enseignement secondaire supérieur². Un jeune moyennement scolarisé est un jeune qui possède au maximum un diplôme ou un certificat de l'enseignement secondaire supérieur. Ces définitions sont valables pour le reste de ce rapport. Dans la suite de ce rapport, nous utiliserons le terme « faiblement diplômés » ou « faiblement scolarisés » pour désigner l'ensemble des jeunes peu et moyennement scolarisés, conformément aux définitions précitées.

Près d'un an et demi s'est écoulé entre le moment où les régions ont eu la main sur la compétence des aides à l'emploi en janvier 2015 et la mise en œuvre du plan *Impulsion* en juillet 2017. La mise en place du subsidie était donc attendue et anticipée par les entreprises qui s'attendaient à voir les aides *Activa* remplacées par un nouveau dispositif d'aide à l'embauche. Par ailleurs, même si le subsidie à l'embauche est limité dans le temps (maximum trois ans) pour l'employeur qui recrute un travailleur éligible, le plan *Impulsion* a vocation à être permanent. Enfin, il importe de préciser qu'au troisième trimestre de 2017, moment de la mise en œuvre, la croissance réelle du PIB wallon était positive et le marché du travail se portait bien. En effet, si l'on se focalise sur la situation du marché du travail wallon avant la crise sanitaire, les tendances étaient positives. Comme le montre le graphique 1, entre 2014 et 2019, le taux de chômage wallon n'a cessé de diminuer et l'emploi intérieur wallon n'a cessé de croître, bien que de manière moins rapide après 2017.

² C'est-à-dire qu'il possède au plus un certificat d'enseignement secondaire inférieur ou du deuxième degré, peu importe sa spécialisation, ou un certificat de deuxième ou troisième année du troisième degré de l'enseignement secondaire spécialisé si aucun certificat d'enseignement secondaire supérieur n'est délivré.

Graphique 1 : Évolution du taux de chômage et du taux de croissance annuel moyen de l'emploi intérieur en Région wallonne entre 2014 et 2019

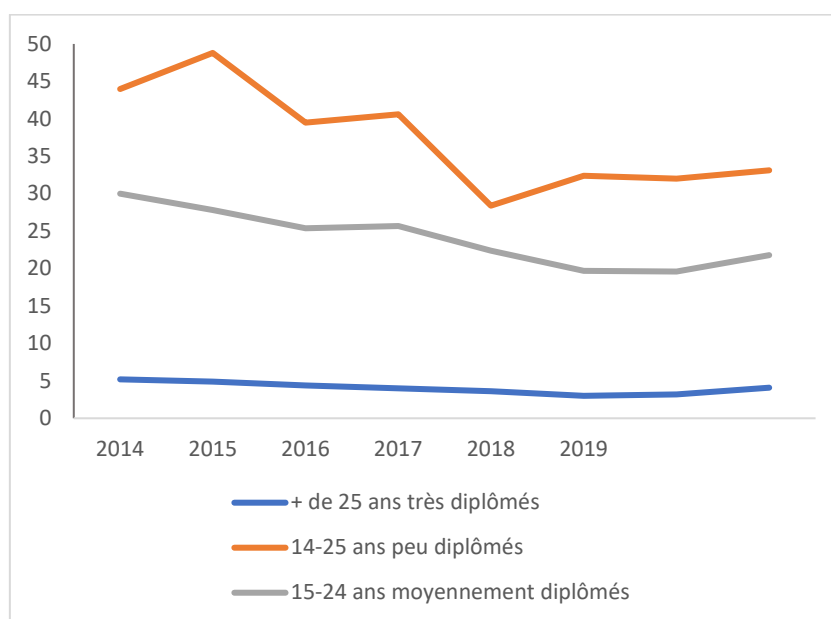


Source : Enquêtes sur les forces de travail et ICN – Calculs : IWEPS

Malgré un taux de chômage en baisse, le chômage reste un problème frappant plus fortement les jeunes peu et moyennement scolarisés que le reste de la population active. En 2017, selon l'Enquête sur les forces de travail (EFT), le taux de chômage des jeunes (15-24 ans) peu et moyennement scolarisés était respectivement de 41% et 26% en Wallonie, alors qu'il n'était que de 4% pour les plus de 25 ans très scolarisés, c'est-à-dire scolarisés de l'enseignement supérieur, et 10% pour l'ensemble de la population active³. Le graphique 2 nous indique que, malgré une diminution de la différence entre les taux de chômage entre 2014 et 2019, l'écart persiste. Cela reflète notamment la difficulté pour les jeunes peu et moyennement scolarisés d'accéder à l'emploi.

³ L'EFT est une enquête réalisée par sondage. Les données sont donc inférées à l'ensemble de la population à partir d'un échantillon d'environ 123 000 répondants. Pour des populations plus petites, comme les jeunes peu et faiblement scolarisés, le risque d'erreur lié à l'échantillonnage est plus important. Cependant, ces chiffres nous donnent tout de même un ordre de grandeur du problème de chômage pour les jeunes peu et moyennement scolarisés par rapport au reste de la population.

Graphique 2 : Évolution du taux de chômage des jeunes peu et moyennement scolarisés *versus* des plus de 25 ans très scolarisés en Région wallonne entre 2014 et 2019



Source : Enquêtes sur les forces de travail – Calculs : IRES et IWEPS

Les graphiques précédents se focalisent volontairement sur les tendances autour de la période de mise en œuvre du Plan *Impulsion* et avant l'éclatement de la crise sanitaire. Mais aujourd'hui encore, la situation des jeunes faiblement scolarisés sur le marché du travail reste défavorable relativement à celle des individus plus scolarisés et/ou plus âgés. Selon l'EFT, pour l'année 2021, les taux de chômage parmi les jeunes wallons peu et moyennement scolarisés (15 à 24 ans) étaient respectivement de 33,1% et 21,8%.

Avant de nous pencher sur l'impact des aides *Impulsion moins de 25 ans* sur les perspectives d'emploi des jeunes peu et moyennement scolarisés, les deux sections suivantes décrivent les modalités des aides à l'embauche pour ce public cible avant et après la réforme wallonne. Une troisième section présente les autres aides auxquelles les jeunes faiblement scolarisés peuvent également être éligibles.

2.1. AVANT JUILLET 2017⁴

Avant le 1^{er} juillet 2017, les jeunes très peu⁵, peu et moyennement scolarisés étaient éligibles, selon leur niveau d'éducation et leur historique de chômage, à une réduction temporaire et dégressive des cotisations patronales de sécurité sociale, appelée réduction « groupes cibles ». Le montant trimestriel de la réduction ainsi que sa durée étaient fonction du niveau de qualification, comme développé dans les trois paragraphes suivants. Notons que les montants ci-dessous sont valables dans le cas d'un travailleur à temps plein. En cas de prestations à temps partiel, les montants des réductions sont fixés au prorata du temps de travail.

Lors de l'engagement d'un jeune **très peu scolarisé**⁶ de moins de 26 ans, la réduction des cotisations patronales était de 1 500 euros par trimestre lors des douze premiers trimestres et 400 euros par

⁴ Et après le 31 décembre 2012.

⁵ Un jeune très peu scolarisé est un jeune qui ne possède pas de diplôme ou de certificat du deuxième degré de l'enseignement secondaire ou de l'enseignement secondaire inférieur, c'est-à-dire qu'il possède au plus un certificat de l'enseignement primaire ou de l'enseignement secondaire inférieur.

⁶ Ainsi que d'un jeune peu scolarisé et d'origine étrangère ou handicapé.

trimestre pendant les trimestres 13 à 16 ; soit l'équivalent de 500 euros par mois pendant les 36 premiers mois et 133,33 euros par mois du 37^e au 48^e mois.

Lors de l'engagement d'un jeune **peu scolarisé** de moins de 26 ans, la réduction des cotisations patronales était de 1 500 euros par trimestre pendant les huit premiers trimestres et de 400 euros par trimestre pour les trimestres 9 à 12 ; soit l'équivalent 500 euros par mois pendant les 24 premiers mois et 133,33 pendant les mois 25 à 36.

Lors de l'engagement d'un jeune **moyennement scolarisé** de moins de 26 ans, la réduction de cotisations patronales était de 1 000 euros par trimestre pendant les quatre premiers trimestres et de 400 euros par trimestre durant les trimestres 5 à 12 ; soit l'équivalent de 333 euros par mois pendant les douze premiers mois et 133 euros par mois du 13^e au 36^e mois. Cependant, ils devaient, pour être éligibles, satisfaire à deux conditions supplémentaires par rapport aux jeunes très peu et peu scolarisés : 1° être inscrit comme demandeur d'emploi inoccupé (DEI) lors de l'entrée en service et 2° avoir été inscrit comme DEI au moins 156 jours (soit six mois) sur les neuf mois précédant leur entrée en service.

Toute réduction de cotisations s'arrêtait le trimestre suivant celui où le jeune atteint l'âge de 26 ans, même si le nombre maximum de trimestres d'octroi n'était pas atteint.

Par ailleurs, un jeune **très peu qualifié**⁷ de moins de 26 ans inscrit comme DEI⁸ et disponible pour travailler à temps plein pouvait également bénéficier, sous certaines conditions⁹, d'une allocation de travail (*Activa start*) à hauteur de 350 euros pendant les six premiers mois suivant son engagement. Cette allocation de travail était déduite par l'employeur de la rémunération nette du travailleur et directement versée à l'employé.

Afin de bénéficier de la réduction de cotisations patronales, l'employeur devait simplement indiquer sur sa déclaration trimestrielle à l'ONSS qu'il avait droit, pour le travailleur en question, à une réduction groupe cible. Afin de bénéficier de l'allocation de travail, le travailleur et l'employeur devaient conclure un contrat reprenant les dispositions spécifiques relatives à l'*Activa start*. Le travailleur introduisait ensuite son contrat de travail au bureau de l'ONEM via son organisme de paiement. Il recevait alors une carte de travail lui permettant de percevoir l'allocation de travail auprès de son organisme de paiement. Chaque mois, l'allocation de travail ne pouvait être perçue que si l'employeur avait effectué une déclaration électronique pour le mois en question.

Pour les occupations entamées avant le 1^{er} juillet 2017 et bénéficiant d'une réduction « groupes cibles » ou *Activa start*, les dispositions décrites ci-dessus sont restées en vigueur jusqu'au 30 juin 2020. Il est donc possible pour les individus faiblement scolarisés de continuer à bénéficier des réductions de cotisations sociales et de l'allocation de travail *Activa* après la mise en place du plan *Impulsion*, à condition que l'occupation ait été entamée avant le 1^{er} juillet 2017¹⁰.

2.2. APRES LE 1^{ER} JUILLET 2017

Une des volontés de la réforme wallonne était de simplifier le système des réductions du coût du travail destinées aux groupes cibles. Dès lors, les différentes réductions de cotisations sociales visant

⁷ Ou peu scolarisé et d'origine étrangère ou handicapé.

⁸ Un seul jour d'inscription suffisait à être éligible.

⁹ Il doit satisfaire aux conditions suivantes : ne plus être soumis à l'obligation scolaire et ne pas suivre un enseignement de jour, être engagé dans le cadre d'un contrat de travail à temps plein d'au moins six mois et ne pas avoir été occupé au cours des douze derniers mois dans le cadre d'une mesure pour laquelle une allocation activée était octroyée par l'ONEM ou par le CPAS. Pour bénéficier de cette allocation, le jeune doit avoir sa résidence principale en Belgique et y résider effectivement dès le début de son occupation.

¹⁰ Dans l'échantillon retenu pour notre analyse d'impact (voir section 4.2), seul 0,6% des individus bénéficient encore d'une aide *Activa* fédérale après la mise en place d'*Impulsion*.

les jeunes faiblement scolarisés, ainsi que l'allocation de travail *Activa start* ont été remplacées par un subside à l'embauche unique, prenant la forme d'une allocation de travail mensuelle. Il est unique dans le sens où le montant et la durée d'octroi du subside à l'embauche ne varient pas selon le niveau d'éducation.

Selon l'article 3 du décret du 2 février 2017, « *le demandeur d'emploi qui fait l'objet d'un engagement bénéficie d'une allocation de travail s'il satisfait aux conditions suivantes la veille de son entrée en service : 1° être un jeune demandeur d'emploi ; 2° être peu qualifié ou moyennement qualifié et, dans ce dernier cas, inoccupé depuis au moins six mois ; 3° avoir sa résidence principale sur le territoire de la Région wallonne de langue française.* ». Cette allocation est nommée *Impulsion moins de 25 ans*. Un jeune demandeur d'emploi est un DEI¹¹ qui n'a pas atteint l'âge de 25 ans au moment où il sollicite pour la première fois l'allocation de travail. Un demandeur d'emploi peu qualifié est un demandeur d'emploi qui ne possède pas de diplôme ou de certificat d'enseignement secondaire supérieur ou équivalent. Un demandeur d'emploi moyennement qualifié est un demandeur d'emploi qui possède au maximum un diplôme ou certificat d'enseignement secondaire supérieur ou équivalent. Pour le premier, un seul jour d'inscription en tant que demandeur d'emploi inoccupé suffit. Pour le second, le décret requiert une période de minimum six mois d'inscription en tant que DEI. En pratique, 31 jours de travail ou d'interruption d'inscription, consécutifs ou non, sont admis pendant les six mois précédant l'embauche.

L'allocation de travail dont bénéficie le demandeur d'emploi est temporaire et octroyée pendant une durée maximale de trente-six mois, consécutifs ou non, à dater de l'entrée en service. Le jeune ne peut ouvrir le droit à cette allocation de travail qu'une seule fois mais il peut l'activer dans le cadre de contrats de travail distincts conclus chez plusieurs employeurs. L'allocation de travail est ainsi dite « portable », car elle n'est pas limitée à un seul employeur.

Les employeurs rentrant en ligne de compte sont tous ceux du secteur privé et les employeurs du secteur public à l'exception des demandeurs d'emploi engagés par :

- Des institutions d'enseignement universitaire en tant que membre du personnel académique ou scientifique ;
- Une institution d'enseignement en tant que membre du personnel enseignant ;
- L'État fédéral (y compris le Pouvoir judiciaire, le Conseil d'État, l'armée et la police fédérale) ;
- Une Communauté ou une Région à l'exception des établissements d'enseignement pour les travailleurs d'entretien, administratif et de service ;
- La commission communautaire flamande, française et commune ;
- Un organisme d'intérêt public ou une institution publique qui est sous l'autorité des entités précédemment citées sauf une institution publique de crédit, une entreprise publique autonome, une société publique de transport de personnes et une institution publique pour le personnel qu'elle engage en tant que personnel intérimaire.

L'allocation de travail est payée à concurrence de mensualités dégressives dont les montants sont les suivants : 500 euros du 1^{er} au 24^e mois, 250 euros du 25^e au 30^e mois et 125 euros du 31^e au 36^e mois¹². L'allocation de travail perçue pour un mois calendrier déterminé est calculée au prorata du nombre d'heures prestées. Au moment de sa mise en place, le montant de l'allocation de travail pour les deux premières années représente une diminution de près de 20% du salaire brut mensuel

¹¹ C'est-à-dire une personne inscrite comme demandeuse d'emploi au Forem et se trouvant dans une période d'inoccupation.

¹² Article 3 de l'arrêté du Gouvernement wallon du 22 juin 2017.

moyen d'un travailleur belge à temps plein âgé de 20 à 24 ans (Statbel, 2022). En termes de salaire net, cette diminution équivaut à environ 27%, avec une variation selon la composition familiale. Cette estimation de la réduction du coût du travail pour l'employeur est basée sur une moyenne de salaire pour les jeunes de l'ensemble des niveaux d'éducation, et non seulement sur les jeunes travailleurs et travailleuses faiblement scolarisés. Cela signifie que cette estimation constitue une limite inférieure. En comparaison avec le salaire brut minimum, le subsidie équivaut à une diminution d'un tiers (Eurostat, 2023)¹³.

Le subsidie n'est pas accordé de manière automatique à tous les individus éligibles ; une demande doit être introduite par le travailleur auprès de son organisme de paiement. Le processus d'octroi de l'aide est le suivant. Dans un premier temps, le demandeur d'emploi, l'entreprise ou le secrétariat social peuvent consulter un outil en ligne administré par le Forem, afin de vérifier l'éligibilité au subsidie. Ensuite, s'ils désirent bénéficier du subsidie, l'employeur et l'employé doivent conclure un contrat de travail reprenant une annexe spécifique au dispositif *Impulsion*. Une fois le contrat de travail signé, l'employé doit se rendre auprès de son organisme de paiement avec le contrat de travail ainsi qu'un formulaire de demande de l'allocation. Si ce dernier est conforme à la réglementation, l'organisme de paiement demande à l'ONEM d'octroyer l'éligibilité au travailleur concerné. Une fois que le droit au subsidie est octroyé par l'ONEM, pour chaque mois presté, l'employeur déduit le montant de l'allocation de travail du salaire net du travailleur. Le paiement de l'allocation de travail est ensuite effectué directement au travailleur par l'organisme de paiement. La demande d'allocation ne doit pas être réintroduite lorsque le demandeur d'emploi est réengagé par le même employeur dans un délai inférieur à 31 jours.

L'octroi de l'allocation de travail est suspendu lorsque le contrat de travail conclu par le demandeur d'emploi prend fin ou lorsque le demandeur d'emploi n'a plus sa résidence principale sur le territoire de région de langue française. L'octroi de l'allocation de travail peut être interrompu à plusieurs reprises. Il cesse de manière définitive lorsque le travailleur a bénéficié de l'allocation durant une période de 36 mois ou lorsqu'il a atteint l'âge de 28 ans¹⁴.

Il est en principe interdit à un employeur de résilier le contrat de travail d'un employé afin de le remplacer par un demandeur d'emploi éligible aux aides *Impulsion* ou pour réengager ce même employé plus tard dans la même fonction en qualité de demandeur d'emploi éligible.

En octobre 2022, dans le cadre de l'accord sur le budget 2023, le Gouvernement wallon a décidé d'imposer une condition sur la longueur du contrat à l'employeur voulant bénéficier d'un subsidie *Impulsion*. Dès le 1^{er} juillet 2023, seuls les contrats de plus de deux mois sont éligibles au plan *Impulsion moins de 25 ans*. Cette condition supplémentaire a pour effet d'exclure de fait le secteur du travail intérimaire, dans lequel la durée des contrats est très courte¹⁵. Le présent rapport est basé sur des données couvrant une période antérieure à cette décision, alors qu'aucune durée minimale de contrat n'était nécessaire. Cependant, nous évoquerons les potentielles conséquences de ce nouveau critère dans la dernière section du rapport.

Dans notre base de données, qui contient l'ensemble des individus peu et moyennement scolarisés de 19 à 30 ans entrés au moins une fois au chômage entre juin 2015 et juillet 2019¹⁶, nous identifions 24 769 individus ayant bénéficié au moins une fois du subsidie *Impulsion moins de 25 ans* entre juillet

¹³ Il est important de préciser que, en théorie, le salaire brut pourrait augmenter à travers la négociation salariale suite à la mise en place du subsidie. L'impact du subsidie sur le salaire ne fait pas l'objet de cette évaluation.

¹⁴ Article 11 du décret du 2 février 2017.

¹⁵ À l'annonce de cette réforme, Arnaud Le Grelle, directeur à Bruxelles et en Wallonie de Federgon, la fédération du travail intérimaire, a déclaré à l'Écho (édition du 13 octobre 2022) que cette réforme d'*Impulsion* « serait une exclusion *de facto* de l'intérim [...] car il est rare qu'il donne un contrat de plus d'une semaine ».

¹⁶ Voir section 4 pour une description complète de la base de données.

2017 et décembre 2021. Un peu moins de deux tiers d'entre eux (63%) sont moyennement scolarisés, les autres sont peu scolarisés. Pour cette population, le tableau 1 reprend quelques informations relatives au bénéfice du subside.

Tableau 1 : Statistiques descriptives sur les bénéficiaires d'*Impulsion moins de 25 ans*

	Peu scolarisés	Moyennement scolarisés
Nombre de mois avec <i>Impulsion moins de 25 ans</i>		
Moyenne (écart-type)	13,4 (10,7)	15,9 (11,5)
Médiane	10	13
Bénéfice du subside discontinu*	77%	76%
Niveau d'éducation **		
<u>Peu scolarisés</u>		
Enseignement primaire	30%	
1 ^{er} degré du secondaire	9%	
2 ^e degré du secondaire :		
Général	9%	
Technique	12%	
Professionnel	40%	
<u>Moyennement scolarisés</u>		
Apprentissage		10%
3 ^e degré du secondaire :		
Général		14%
Technique		32%
Professionnel		44%
Nombre d'individus	9 112	15 657

Notes : Statistiques descriptives réalisées sur l'ensemble des individus peu et moyennement scolarisés entrés au chômage entre juillet 2015 et juin 2019 alors qu'ils avaient entre 19 et 30 ans et qui ont bénéficié au moins une fois du subside *Impulsion moins de 25 ans* entre juillet 2017 et décembre 2021.

* Nous considérons le bénéfice du subside comme étant discontinu lorsqu'il y a une rupture d'au moins un mois calendrier entre deux mois calendrier au cours duquel un subside *Impulsion moins de 25 ans* a été perçu. Il s'agit d'une estimation basse de la proportion d'individus de notre échantillon qui a bénéficié du subside de manière discontinue, étant donné qu'une rupture de moins d'un mois ne peut être identifiée dans nos données.

** Les individus sont classés en fonction du niveau de diplôme le plus élevé obtenu au moment de leur inscription comme demandeur d'emploi.

Source : FOREM – Calculs : IRES et IWEPS

Sur l'ensemble de la période étudiée, les individus peu scolarisés ont, en moyenne, bénéficié du subside pour un nombre total de mois légèrement inférieur (13 mois) aux moyennement scolarisés (16 mois). Le subside a été perçu avec des interruptions pour trois quarts des bénéficiaires peu et moyennement scolarisés. Parmi les bénéficiaires peu scolarisés, 30% ont au plus un diplôme de l'enseignement primaire, 40% sont issus de l'enseignement secondaire professionnel (d'un niveau inférieur au 3^e degré). Parmi les bénéficiaires moyennement scolarisés, près de la moitié ont un diplôme d'enseignement secondaire supérieur professionnel et un tiers ont un diplôme d'enseignement secondaire supérieur technique.

Les données dont nous disposons ne permettent pas de relier le subside à l'employeur qui en a effectivement bénéficié¹⁷. Elles nous indiquent uniquement l'employeur principal¹⁸ au cours du mois

¹⁷ Les données n'ont pas été demandées dans le but de réaliser ces statistiques mais afin d'étudier de manière générale l'emploi du public cible (voir section 4).

¹⁸ L'employeur principal au cours d'un mois est celui renseigné dans le contrat de travail le plus récent et/ou le plus long. Cette sélection s'opère en plusieurs temps. Tout d'abord, si plusieurs contrats débutent ou finissent au cours d'un même mois, le contrat sélectionné est celui dont la date de fin est la plus récente. Si malgré tout, deux contrats ont une date de fin

où un subside a été perçu. Il est important de le garder en tête à la lecture de ce rapport. Pour des statistiques plus précises quant aux entreprises utilisatrices des subsides *Impulsion*, il est préférable de se référer au rapport d'évaluation réalisé par le Forem (Forem, 2018). Néanmoins, le tableau suivant décrit les caractéristiques de l'employeur principal de l'individu lors du premier mois enregistré avec une aide *Impulsion moins de 25 ans*.

Tableau 2 : Statistiques descriptives sur l'emploi principal des bénéficiaires lors du premier mois de bénéfice du subside *Impulsion moins de 25 ans*

	Peu scolarisés		Moyennement scolarisés	
Contrat de travail via une agence d'intérim	47%		50%	
Secteur final	47 – Commerce de détail	19,3%	47 – Commerce de détail	22,5%
	56 – Restauration	10%	56 – Restauration	7%
	10 – Industries alimentaires	7,9%	43 – Travaux de construction spécialisés	6,2%
	81 – Services relatifs aux bâtiments	7,9%	10 – Industries alimentaires	6,1%
	46 – Commerce de gros	6,5%	46 – Commerce de gros	5%
Taille de l'entreprise	1 à 4 travailleurs	14,8%	1 à 4 travailleurs	17,4%
	20 à 49 travailleurs	16%	20 à 49 travailleurs	15,7%
	1 000 travailleurs et plus	12,2%	1 000 travailleurs et plus	12,5%
Employeur dont le siège social est situé en Flandre	7%		6%	
Nombre d'individus	9 112		15 657	

Note : Statistiques descriptives réalisées sur l'ensemble des individus peu et moyennement scolarisés entrés au chômage entre juin 2015 et juillet 2019 alors qu'ils avaient entre 19 et 30 ans et qui ont bénéficié au moins une fois du subside *Impulsion moins de 25 ans* entre juillet 2017 et décembre 2021.

Source : FOREM – Calculs : IRES et IWEPS

Près de la moitié des individus ont bénéficié d'*Impulsion moins de 25 ans* pour la première fois en tant que travailleur intérimaire. Cela suggère que les entreprises de travail intérimaire représentent une part significative des utilisateurs du subside, mais cela reflète également le rôle important des agences d'intérim dans l'emploi des jeunes faiblement scolarisés. Que le travailleur soit engagé via une agence d'intérim ou qu'il soit engagé directement au sein d'une entreprise, le secteur final nous indique le secteur de l'entreprise dans laquelle le travailleur preste effectivement ses heures. Pour les peu scolarisés comme pour les moyennement scolarisés et quelle que soit la manière dont ils sont engagés, les principaux secteurs utilisateurs finaux sont le commerce de détail, la restauration, l'industrie alimentaire et le commerce de gros. Qu'ils soient engagés directement ou via une agence d'intérim, lors du premier mois de bénéfice du subside, respectivement 15 et 17% des bénéficiaires peu et moyennement scolarisés ont leur emploi principal dans une entreprise de moins de 5 travailleurs, 16% dans une entreprise de 20 à 49 travailleurs et environ 12% dans une entreprise de 1 000 travailleurs ou plus. Lors du premier mois de bénéfice du subside, respectivement 7 et 6% des bénéficiaires peu et moyennement scolarisés avaient leur emploi principal dans une entreprise dont le siège social est situé en Flandre.

Parmi les jeunes peu et moyennement scolarisés qui ont bénéficié la première fois du subside, alors que leur emploi principal était un emploi intérimaire, respectivement 43 et 47% ont ensuite bénéficié au cours d'au moins un mois d'une aide *Impulsion* alors que leur employeur principal n'était pas une

identique, le contrat le plus long en durée est sélectionné. Finalement, lorsque deux contrats sélectionnés se superposent dans le temps, on retient uniquement le contrat qui présente une durée plus importante.

agence d'intérim. Si on comptabilise l'ensemble des mois avec un emploi subsidié entre juillet 2017 et décembre 2021, un peu moins d'un tiers des observations sont liées à un emploi principal dans le secteur de l'intérim. Cela suggère que, même si les entreprises d'intérim sont des utilisatrices importantes du subside, elles utilisent le subside moins longtemps que les autres entreprises. Cela suggère également qu'une fois le droit au subside activé, les bénéficiaires utilisent le caractère portable du subside et continuent à en bénéficier dans le cadre d'un engagement directement au sein d'une entreprise.

2.3. AUTRES POLITIQUES

Dans toute évaluation de politique publique, il est important de comprendre le contexte institutionnel dans lequel la population ciblée évolue. Ainsi, dans la dernière partie de cette section sur le contexte institutionnel, nous abordons les principales autres politiques qui concernent les jeunes peu et moyennement scolarisés, même si elles ne sont pas uniquement ciblées sur eux.

Simultanément à *Impulsion moins de 25 ans*, un subside à l'embauche visant les chômeurs de longue durée a été mis en place. Pour bénéficier de ce subside, nommé *Impulsion 12+*, il faut être DEI depuis plus de douze mois et avoir sa résidence principale sur le territoire de la Région wallonne de langue française. Tout comme *Impulsion moins de 25 ans*, *Impulsion 12+* prend la forme d'une allocation de travail temporaire et dégressive, mais elle est octroyée pour une période maximale de deux ans seulement. Le montant initial de l'allocation est également de 500 euros pour un travailleur à temps plein. Mais ce montant n'est versé que durant la première année. La deuxième année, la même dégressivité que celle pratiquée la troisième année d'*Impulsion moins de 25 ans* s'applique. Le montant est de 250 euros pendant les six premiers mois et de 125 euros ensuite. La durée maximale d'octroi du subside est donc un an plus courte et c'est une année de subside « élevé » qui est rabotée par rapport à *Impulsion moins de 25 ans*. Comme pour cette dernière mesure, à partir du 1^{er} juillet 2023, seuls les contrats d'une durée supérieure à deux mois sont éligibles au subside *Impulsion 12+*.

S'ils sont DEI depuis plus d'un an, les individus peu et moyennement scolarisés sont éligibles, sans condition d'âge, à ce subside à l'embauche visant les chômeurs de longue durée. Puisque *Impulsion 12+* est relativement moins généreux, un jeune demandeur d'emploi de moins de 25 ans activera d'abord *Impulsion moins de 25 ans* s'il est éligible aux deux dispositifs¹⁹. Par contre, un demandeur d'emploi faiblement scolarisé de 25 ans et plus pourra solliciter une aide *Impulsion 12+* mais seulement s'il est chômeur de longue durée. Notre stratégie empirique pour identifier l'effet causal du subside *Impulsion moins de 25 ans* repose sur la différence de recours aux deux subsides *Impulsion* lorsqu'on franchit l'âge de 25 ans. Nous reviendrons plus largement sur la stratégie empirique dans la section 3 de ce rapport. En attendant, nous voulons nous assurer qu'aucune autre politique n'affecte de manière différente la population ciblée par le plan *Impulsion moins 25 ans* et notre groupe de contrôle, les individus faiblement scolarisés qui ont un peu plus de 25 ans, ce qui pourrait nous empêcher de mesurer l'impact seul du subside *Impulsion moins de 25 ans*.

En plus des subsides à l'embauche wallons, les jeunes wallons peu et moyennement scolarisés peuvent également bénéficier d'une réduction de cotisations sociales « groupes cibles » flamande, si l'entreprise dans laquelle ils travaillent est située en Flandre. En effet, suite à la sixième réforme de l'État, la Flandre a également réformé ses aides destinées aux groupes cibles. Les employeurs de jeunes DEI peu et moyennement scolarisés, ainsi que de DEI de longue durée de moins de 45 ans peuvent bénéficier, sous certaines conditions, de réductions de cotisations sociales patronales²⁰.

¹⁹ En théorie, il est possible de bénéficier des deux subsides au cours du même mois. En pratique, c'est assez rare.

²⁰ Voir Desiere *et al.* (2020) pour une description détaillée des différentes réductions « groupes cibles » flamandes ainsi qu'une analyse rigoureuse de leur impact.

Cependant, ces aides à l'embauche prennent la forme de réductions des cotisations sociales patronales octroyées sur la base du lieu de travail et non du lieu de résidence. Il est donc possible, pour un jeune wallon peu ou moyennement scolarisé travaillant en Flandre, de cumuler un subside *Impulsion* et une réduction de cotisations sociales ciblée sur les jeunes faiblement scolarisés ou les DEI de longue durée²¹.

Les subsides à l'embauche wallons peuvent également être cumulés avec des réductions de cotisations sociales fédérales : d'une part, les réductions de cotisations sociales sectorielles ou liées aux caractéristiques de l'employeur²², d'autre part, les réductions structurelles de cotisations sociales patronales²³. Ces réductions ont également été réformées dans le cadre du *tax shift* fédéral qui a suivi la sixième réforme de l'État, mis en œuvre entre 2016 et 2019. Il avait notamment pour but de stimuler la création d'emploi et le pouvoir d'achat. Ces réductions structurelles sont basées sur le salaire et non sur l'âge ou le niveau de qualification. Les jeunes de moins de 25 ans ou de plus 25 ans sont éligibles au même titre à ces réductions de cotisations sociales structurelles ou liées à l'employeur.

Les jeunes wallons sortants de l'école qui ne trouvent pas directement leur place sur le marché du travail sont également éligibles à une allocation de chômage fédérale sans condition relative à l'expérience de travail. Cette allocation d'insertion peut être demandée à la suite d'un stage d'insertion de douze mois commençant à l'entrée sur le marché du travail²⁴ et pouvant alterner des périodes d'emploi et de chômage. La demande doit avoir lieu avant l'âge de 25 ans. Pour les individus n'ayant pas obtenu leur diplôme d'enseignement secondaire supérieur, la demande ne peut avoir lieu avant l'âge de 21 ans. La limite d'âge de 25 ans est similaire à celle du dispositif *Impulsion moins de 25 ans*, ce qui pourrait à première vue mettre à mal notre méthode d'évaluation. Cependant, notre analyse se focalise sur les jeunes peu et moyennement scolarisés dont la plupart entrent sur le marché du travail assez tôt²⁵ et finissent donc leur stage d'insertion bien avant l'âge de 25 ans. Dans nos données, nous n'observons d'ailleurs pas de nette discontinuité au seuil d'âge de 25 ans dans la probabilité de bénéficier d'une allocation d'insertion, ce qui est rassurant pour la mise en œuvre de notre méthode d'évaluation.

²¹ Nous ne pouvons malheureusement pas identifier ces individus dans notre échantillon.

²² Pour plus d'informations sur les réductions de cotisations sociales sectorielles ou liées aux caractéristiques de l'employeur : <https://emploi.belgique.be/fr/themes/emploi-et-marche-du-travail/mesures-demploi/reductions-groupe-cible-sectorielles-o>.

²³ Pour plus d'informations sur les réductions de cotisations sociales structurelles : <https://emploi.belgique.be/fr/themes/emploi-et-marche-du-travail/mesures-demploi/baisse-generale-du-cout-salarial/reduction>.

²⁴ C'est-à-dire le jour de l'inscription en tant que demandeur d'emploi au service public d'emploi régional ou au début du premier épisode d'emploi.

²⁵ Parmi les jeunes peu et moyennement scolarisés inscrits pour la première fois au Forem en 2021, près de 80% ont moins de 21 ans (Forem, 2022). Cela confirme l'affirmation selon laquelle, parmi ce public, la plupart entrent sur le marché du travail bien avant l'âge de 25 ans.

3. Revue de la littérature

Cette recherche s'inscrit dans une littérature scientifique relativement vaste consacrée à l'analyse d'impact des aides à l'embauche. Comme beaucoup d'autres articles, nous nous intéressons aux effets à court et moyen terme sur l'emploi du public cible²⁶, c'est-à-dire aux transitions du chômage vers l'emploi et à la durée passée en emploi dans un horizon temporel limité. Pour des raisons de disponibilité des données, nous n'observons pas les trajectoires des bénéficiaires du programme au-delà de la période maximale de subvention (trois ans). Nous ne pouvons donc pas vérifier si un emploi subsidié survit à l'extinction du subside ni s'il sert de tremplin vers un emploi non subsidié. Ces questions ne font pas l'objet de ce rapport. De manière générale, nous n'analysons pas les effets de long terme dans le cadre de cette recherche.

En réduisant le coût du travail, on peut s'attendre à ce que les subsides à l'embauche créent de nouvelles opportunités d'emploi pour le public cible. Outre des opportunités d'emploi potentiellement plus nombreuses pour la population ciblée, il peut être attendu des aides à l'embauche qu'elles créent de l'emploi en termes agrégés. Les deux ne sont pas équivalents. En effet, d'une part, les individus éligibles peuvent être engagés en lieu et place des individus non éligibles. C'est ce que nous appelons un effet de substitution. D'autre part, puisque le subside est temporaire, les employeurs peuvent être incités à pratiquer une plus grande rotation de leur main-d'œuvre (Neumark et Grijalva, 2017) de manière à en bénéficier continuellement. Dans ce rapport, nous nous concentrons sur les trajectoires individuelles et pas sur ces effets induits (voir Delpierre et Verschueren, 2019).

Il est également possible que la réduction du coût du travail, bien qu'utilisée par les entreprises, n'ait pas d'impact sur les opportunités d'emploi du public cible. On parle alors d'effets d'aubaine. Brown (2015) argumente que les aides à l'embauche entraînent moins d'effets d'aubaine que les réductions permanentes du coût du travail. La raison serait double et essentiellement mécanique : d'une part, les aides à l'embauche, contrairement aux réductions de cotisations sociales par exemple, sont temporaires. D'autre part, elles ne s'appliquent qu'aux flux de travailleurs, ciblés, qui passent du chômage à l'emploi et non à l'ensemble des travailleurs en place. Cette forme de subside semble donc moins coûteuse. Pourtant, si les embauches subsidiées se substituent entièrement à des embauches non subsidiées, la perte sèche peut techniquement atteindre 100%. Concrètement, le subside se transforme en perte sèche lorsque l'emploi subsidié remplace l'emploi non subsidié, c'est-à-dire si un même nombre d'embauches avait été comptabilisé en l'absence du subside. On parle aussi d'effet d'aubaine puisque les employeurs « profitent » d'une réduction du coût du travail alors que leurs choix d'embauches restent inchangés. Dejemeppe et Van der Linden (2013) soulignent que, le gain fait par les entreprises lorsqu'il y a effet d'aubaine « *ne va pas nécessairement rester « stérile » (au sens de « demeurer dans les caisses du patron ou des actionnaires »)* ». Il peut générer d'autres effets induits sur la quantité de travail que l'employeur désire. Il peut également être investi d'une autre manière dans l'entreprise.

La littérature sur les aides à l'embauche met en avant la précision de la cible comme étant un déterminant important des effets d'aubaine. Si la cible n'est pas assez focalisée sur les individus avec de faibles probabilités d'embauches, les « meilleurs » demandeurs et demandeuses d'emploi, c'est-à-dire ceux qui auraient rapidement trouvé du travail en l'absence de subside, sont aussi « bon marché » pour l'employeur que ceux qui rencontrent plus de difficultés. Ils seront donc vraisemblablement embauchés les premiers aussi avec le subside. C'est ce que l'on appelle un effet d'écémage. À l'inverse, si le ciblage est trop étroit, les bénéficiaires peuvent souffrir de stigmatisation et voir leurs

²⁶ Voir Card *et al.* (2018).

opportunités d'emploi diminuer (Burtless, 1985). L'arbitrage entre ciblage plus large ou plus étroit est discuté par Marx (2001) et Brown (2015).

Malgré la richesse de la littérature sur les aides à l'embauche, compte tenu de la diversité des programmes et des publics cibles, il ne s'y trouve pas, à notre connaissance, d'analyse d'impact d'un programme qui soit l'équivalent direct du programme *Impulsion* et ce pour deux raisons principales.

La première raison tient au public cible, les jeunes faiblement scolarisés, qui reste, à notre connaissance, peu étudié. La littérature sur les réductions du coût du travail ciblées s'intéresse en effet souvent aux chômeurs de longue durée (Ciani *et al.*, 2019 ; Deidda *et al.*, 2015 ; Kangasharju, 2007 ; Pasquini *et al.* 2019 ; Schünemann *et al.*, 2015 ; Sjögren et Vikström, 2015).

La seconde raison se rapporte au programme lui-même. D'une part, le dispositif *Impulsion moins de 25 ans* se caractérise par un ciblage assez large qui le rend, comme expliqué plus haut, particulièrement sujet aux effets d'aubaine. En effet, les jeunes de moins de 25 ans peu scolarisés sont éligibles à l'aide *Impulsion moins de 25 ans* dès leur premier jour de demande d'emploi. D'autre part, hormis l'interdiction de résilier un contrat dans le but de bénéficier du subsidy, aucune restriction n'est imposée à l'employeur voulant embaucher avec *Impulsion* contrairement à de nombreux programmes étudiés dans la littérature²⁷. Les restrictions peuvent porter sur le type ou la durée du contrat de travail, sur le contenu en formation de l'expérience de travail, sur les licenciements passés ou futurs de l'entreprise... Elles peuvent, dans certains cas, limiter les effets d'aubaine. Cependant, dans d'autres cas, elles peuvent diminuer le recours à la politique ou générer des effets d'écroulement qui favorisent l'apparition d'effets d'aubaine.

Par ailleurs, l'étude du dispositif *Impulsion* s'avère également pertinente en raison de la façon dont cette politique a été mise en place. Le plan *Impulsion* a été instauré après une réforme de l'État pour remplacer de manière permanente le plan *Activa*, il n'était donc pas une surprise pour les entreprises. Cependant, la littérature a pointé le caractère non anticipé et éphémère de la politique comme critère important pour l'efficacité du subsidy à l'embauche (Cahuc *et al.*, 2019).

Comme mentionné plus haut, peu de recherches se penchent sur des programmes de subsides à l'embauche visant les jeunes. Parmi les exceptions, figurent Bell *et al.* (1999) et Blundell *et al.* (2004) qui analysent le même programme, à savoir le « New Deal for Young People » mis en place au Royaume-Uni à la fin des années 1990. Contrairement à *Impulsion*, le « New Deal » proposait plus qu'un subsidy à l'embauche. En effet, les jeunes, qui étaient éligibles au programme après six mois de demande d'emploi, bénéficiaient de conseils et d'une assistance plus poussée pour accéder au marché de l'emploi. Un nombre hebdomadaire minimal d'heures de formation en entreprise était aussi imposé aux employeurs recrutant de jeunes chômeurs et chômeuses éligibles avec un subsidy à l'embauche. Bell *et al.* (1999) concentrent leur analyse sur les effets de la participation au programme sur la productivité individuelle des bénéficiaires²⁸. Ils trouvent des effets positifs mais modestes. Blundell *et al.* (2004) utilisent les données de la phase pilote du programme. Au cours de cette phase, les parcours des bénéficiaires peuvent être comparés à ceux d'individus similaires qui

²⁷ Le programme britannique « *New Deal for Young People* », étudié par Bell *et al.* (1999) et Blundell *et al.* (2004), requérait des employeurs qu'ils offrent aux jeunes travailleurs et travailleuses l'équivalent d'une journée de formation par semaine. Dans le programme italien d'aides à l'embauche étudié par Deidda *et al.* (2015), les bénéficiaires doivent se voir proposer un contrat à temps plein d'au moins 24 mois. En Allemagne, Schünemann *et al.* (2015) étudient un programme visant les chômeurs de longue durée. Ce programme impose l'utilisation de contrats à durée indéterminée et prévoit des sanctions en cas de licenciement au cours des deux premières années. Cette dernière caractéristique est partagée par un autre programme allemand destiné aux travailleurs et travailleuses âgés et dans lequel les employeurs sont, en théorie, tenus de rembourser le subsidy si le travailleur est évincé dans un certain laps de temps au-delà de la période de subvention (Boockmann *et al.*, 2012). Un dernier exemple peut être évoqué en Italie où les aides à l'embauche destinées aux chômeurs de longue durée sont liées à l'utilisation de contrats permanents et conditionnées à l'absence de licenciements récents dans l'entreprise (voir Ciani *et al.*, 2019 et Pasquini *et al.*, 2019).

²⁸ Mesurée par le salaire brut individuel.

ne participent pas au programme, non pas par choix, ce qui biaiserait les résultats, mais parce que le programme n'était alors pas encore disponible dans leur région. Ils estiment que le taux de passage à l'emploi quatre mois après le début du programme était 5 points de pourcentage plus élevé parmi les jeunes éligibles. Outre l'effet du subside à l'embauche, cette estimation incorpore donc aussi l'effet d'un accompagnement plus intensif des jeunes demandeurs et demandeuses d'emploi. Pour cette raison, et également car tous les jeunes étaient ciblés indépendamment de leur niveau d'éducation, on ne peut transposer ces conclusions à notre subside *Impulsion*.

Cockx *et al.* (2004) estiment l'impact des aides à l'embauche du *Plan Avantage à l'Embauche* sur les transitions vers l'emploi parmi les jeunes chômeurs et chômeuses sans expérience de travail en Belgique également à la fin des années 1990. Cockx *et al.* (2004) trouvent que le plan augmentait le taux de retour à l'emploi du public éligible et que les bénéficiaires étaient moins susceptibles de perdre leur emploi au cours de la première année d'emploi subsidié. Cependant, l'étude transmet un message plus ambigu lorsqu'on analyse ce qu'il se passe lorsque la subvention diminue et ensuite s'arrête. L'étude met en avant un groupe d'individus qui transite de l'emploi subsidié au non-emploi lorsque la subvention diminue et un autre groupe dont la subvention temporaire suffit pour stimuler l'accès à l'emploi non subventionné. Cette apparente contradiction dans les conclusions peut s'expliquer par l'hétérogénéité du groupe ciblé (Dejemeppe et Van Der Linden, 2013). Le ciblage pratiqué dans le programme étudié diffère de celui d'*Impulsion moins de 25 ans* sur plusieurs plans : d'une part, il n'y avait pas de restriction sur le niveau d'éducation des bénéficiaires et, en pratique, les bénéficiaires du programme étaient en moyenne plus scolarisés que l'ensemble des jeunes demandeurs et demandeuses d'emploi. D'autre part, il fallait atteindre douze mois d'inoccupation pour être éligible. Les bénéficiaires, des jeunes chômeurs de longue durée relativement scolarisés, étaient donc assez différents des travailleurs faiblement scolarisés et rapidement éligibles ciblés par *Impulsion moins de 25 ans*.

Nous nous penchons à présent plus en détail sur l'article de Albanese *et al.* (2022) qui étudie l'impact sur les trajectoires d'emploi à court et long terme du plan d'embauche *Win-Win*, mis en œuvre en 2010 et 2011 par le Gouvernement fédéral belge. Cet article est le plus proche, à notre connaissance, de la présente étude tant en termes de sujet que de méthode. Par ailleurs, la comparaison étroite entre *Win-Win* et *Impulsion moins de 25 ans* apporte des éléments d'interprétation sur la divergence entre nos résultats, qui concluent à l'absence d'effet significatif, et ceux obtenus par Albanese *et al.* (2022).

Une des mesures du plan *Win-Win* avait un public cible quasi identique à *Impulsion moins de 25 ans*, à savoir les jeunes (de moins de 26 ans dans le cas de *Win-Win*) peu et moyennement qualifiés et offrait également une aide à l'embauche, mais uniquement pour des recrutements en 2010 ou en 2011 (mesure *one-shot*) et pour une durée de subventionnement limitée à un ou deux ans, selon que l'embauche avait lieu en 2011 ou en 2010. Outre le fait que le Plan *Win-Win* était limité dans le temps, deux différences importantes le distinguent de la mesure *Impulsion moins de 25 ans* : (1) le montant, beaucoup plus généreux, de 1 000 et 1 100 euros mensuels respectivement pour les moyennement et les peu scolarisés et (2) le critère de durée d'inoccupation plus restrictif. En effet, les peu scolarisés n'étaient éligibles qu'à la condition d'avoir accumulé un minimum de trois mois de chômage sur les quatre derniers mois, contre six mois au cours des neuf derniers mois pour les scolarisés de l'enseignement secondaire supérieur. Le contexte était également différent puisqu'en 2010, le marché du travail belge se remettait progressivement des conséquences de la crise financière. Le marché du travail était donc moins tendu que dans la période d'analyse, pré-Covid-19, que nous couvrons. Enfin, contrairement à *Impulsion*, la politique n'était pas anticipée par les employeurs et a été implémentée pour une période limitée de deux ans. Le caractère inattendu et temporaire a pu contribuer à un impact supérieur comme cela est documenté dans la littérature (Cahuc *et al.*, 2019). Le contexte de

basse conjoncture et une implémentation à la suite d'un choc économique sont également plus propices à la réussite d'une politique qui, en abaissant le coût du travail, vise à stimuler la demande des entreprises (Batut, 2021 ; Cahuc *et al.*, 2019 ; Neumark and Grijvalva, 2015).

Albanese *et al.* (2022) étudient des variables de court terme, comme le passage à l'emploi dans un horizon de douze mois suite à l'entrée au chômage, et de long terme, comme l'emploi et les rémunérations cumulés jusqu'à sept ans après le début d'un épisode de chômage. Sur les effets de court terme, les auteurs estiment que la probabilité de transition vers l'emploi (à un an) des jeunes travailleurs et travailleuses éligibles était jusqu'à 10 points de pourcentage plus élevée que celle des non-éligibles. L'impact de *Win-Win* sur le passage à l'emploi est donc significatif. Sur le long terme, en revanche, les résultats sont hétérogènes. L'effet se dissipe pour les peu scolarisés. En d'autres termes, en l'absence de la politique, les jeunes peu scolarisés auraient transité moins rapidement vers l'emploi, mais auraient au final travaillé tout autant. Cela suggère des épisodes d'emploi subsidiés courts et qui n'améliorent pas les perspectives de long terme. Les auteurs estiment que, pour ce public, une expérience d'emploi seule n'est pas prioritaire et qu'il est préférable de mettre l'accent sur la formation. Les moyennement scolarisés, quant à eux, enregistrent un cumul d'emploi significativement supérieur s'ils étaient en 2010 éligibles au subsidy. L'effet se cantonne cependant à l'emploi dans le secteur privé. L'effet sur l'emploi indépendant et l'emploi public, tous les deux non éligibles aux subsides, est de signe opposé et compense l'effet dans le privé. Les jeunes éligibles n'ont donc pas passé plus de temps en emploi que les non-éligibles. Par contre, ils ont été attirés vers l'emploi privé. Les auteurs montrent également que cet emploi a été plus rémunérateur.

Enfin, Albanese *et al.* (2022) constatent que l'effet positif sur les transitions est nul à proximité de la frontière avec le Grand-Duché de Luxembourg. Selon eux, cela traduit le fait que, lorsque le marché du travail est très tendu — grâce à la proximité d'un pôle très attractif d'emploi de l'autre côté de la frontière — et les travailleurs et travailleuses disponibles déjà fort sollicités, une baisse du coût du travail ne peut pas créer des opportunités nouvelles et résulte, dès lors, en un effet d'aubaine total.

À l'échelle internationale, Card *et al.* (2018) ont réalisé une méta-analyse de nombreuses publications scientifiques sur ce thème. Leur travail révèle que les politiques actives du marché du travail, dans lesquelles se rangent les aides à l'embauche, ont un impact plus faible sur les jeunes que sur d'autres groupes cibles (voir aussi Calmfors, 2002).

En effet, certaines études révèlent un effet positif des aides à l'embauche sur les chômeurs de longue durée (Calmfors, 2002 ; Card *et al.*, 2018 ; Ciani *et al.*, 2019 ; Deidda *et al.*, 2015 ; Desiere et Cockx, 2021 ; Gerfin *et al.*, 2005 ; Pasquini *et al.*, 2019 ; Sjögren & Vikström, 2015). Parmi les explications plausibles de ce relatif succès et outre un ciblage plus étroit, il y a ce besoin plus aigu parmi les chômeurs de longue durée de remobiliser ou renforcer leurs compétences professionnelles afin d'être mieux perçus par les entreprises. Ce besoin peut être rencontré par une expérience de travail, surtout si elle est associée à de la formation (Cahuc *et al.*, 2021 ; Card *et al.*, 2018).

D'autres recherches aboutissent à la conclusion que les aides à l'embauche fonctionnent vis-à-vis des profils moins éduqués (Gerfin *et al.*, 2005 ; Sjögren et Vikström, 2015). Et que, à l'inverse, parmi les plus éduqués, les aides sont plus susceptibles de générer des effets d'aubaine car elles détournent les travailleurs et travailleuses des emplois non subsidiés et ne créent pas d'opportunités additionnelles²⁹. Intuitivement, en effet, les travailleurs et travailleuses les mieux formés ont une plus

²⁹ Gerfin *et al.* (2005) soutiennent cette idée en trouvant que les aides à l'embauche en Suisse ne bénéficient pas aux profils avantageux qui ont de toute façon la chance de s'en sortir sans aides. Deidda *et al.* (2015) étudient l'effet d'un programme d'aides à la recherche d'emploi et d'aides à l'embauche en Italie. Ils concluent que l'effet du programme est hétérogène et que c'est parmi les femmes plus âgées et moins éduquées que l'on trouve l'impact le plus fort. En Suède, Sjögren et Vikström (2015) identifient un effet des aides à l'embauche plus fort pour les travailleurs et travailleuses âgés moins éduqués, ayant déjà eu des expériences de travail.

grande probabilité d'embauche tant en présence qu'en l'absence de subside. Les effets d'aubaine sont donc plus vraisemblables parmi eux. Cependant, même si ces études semblent montrer un effet positif pour les peu éduqués, elles ont en commun qu'elles se focalisent sur des individus plus âgés ayant déjà eu une ou plusieurs expériences sur le marché du travail, ce qui rend leurs conclusions peu transposables à notre subside ciblé sur les jeunes. En effet, malgré qu'elles soient peu éduquées, leurs expériences de travail leur ont sans nul doute fourni des compétences, valorisées par les employeurs.

Cette différence en termes d'expérience de travail permet de réconcilier les résultats des études précitées avec les conclusions de Albanese *et al.* (2022). Pour rappel, malgré un effet similaire entre peu et moyennement scolarisés en termes de transition vers l'emploi à court terme, Albanese *et al.* (2022) trouvent uniquement un effet plus favorable parmi les moyennement scolarisés lorsqu'un horizon de long terme est considéré. Cela semble indiquer que, même si les aides à l'embauche semblent être plus efficaces vis-à-vis des profils plus défavorables, un niveau minimal de compétences est nécessaire pour observer un impact sur le long terme. Augmenter la demande de travail pour les entreprises via un incitant financier temporaire peut suffire à remettre le pied à l'étrier de demandeurs d'emploi peu éduqués, ayant déjà eu une expérience de travail mais dont les compétences doivent être remobilisées. Mais cela pourrait ne pas suffire dans le cas de jeunes peu éduqués et non expérimentés sur le marché du travail si leurs compétences sont jugées insuffisantes par les employeurs.

On le voit, il est difficile de trouver un message homogène concernant l'efficacité des aides à l'embauche relativement au public cible. Les conclusions sont diverses et difficilement transposables à d'autres contextes. Cela renforce l'idée selon laquelle tant le contexte que les détails du programme considéré ont leur importance et justifient la présente étude d'impact.

4. Méthodologie

4.1. L'IDENTIFICATION DE L'EFFET CAUSAL

L'identification de l'impact des aides à l'embauche représente un défi méthodologique. L'impact causal d'une politique se mesure, en effet, par la comparaison entre, d'une part, les trajectoires réelles suivies par les bénéficiaires potentiels et, d'autre part, ce qu'auraient été ces trajectoires en l'absence de la politique. Il faut donc se demander ce qu'il serait advenu en l'absence de la politique. Par exemple, même s'il est instructif de comptabiliser les bénéficiaires du subside et de suivre leur parcours d'emploi, le nombre d'embauches bénéficiant d'un subside *Impulsion moins de 25 ans* n'est pas un indicateur de l'efficacité de la politique. En effet, les embauches parmi le public cible auraient pu être tout aussi nombreuses en l'absence de subside. Il est, par définition, impossible de se plonger, pour chaque individu éligible aux subsides *Impulsion moins de 25 ans*, dans cette « réalité alternative » sans subsides, appelée la situation contrefactuelle. Nous devons donc tenter de l'approcher de la manière la plus convaincante possible.

On ne peut pas comparer les bénéficiaires et les non-bénéficiaires

Pour recevoir un subside *Impulsion*, un demandeur d'emploi doit remplir deux conditions : (1) il ou elle doit trouver un emploi et (2) il ou elle, ainsi que son employeur, doit effectuer les démarches administratives nécessaires à l'obtention de l'allocation de travail. Parmi ces démarches, il s'agit de vérifier auprès du Forem si les conditions d'éligibilité sont remplies, de contacter l'ONEM et de rédiger une annexe au contrat de travail à transmettre à un organisme de paiement (syndicat). Ces deux étapes rendent les bénéficiaires d'*Impulsion* très différents des non-bénéficiaires. On parle d'un problème de double sélection : d'une part, les demandeurs d'emploi ayant trouvé un emploi ne sont pas représentatifs de l'ensemble des demandeurs d'emploi du groupe éligible puisque leur sortie vers l'emploi révèle une probabilité d'emploi initialement supérieure. Leurs caractéristiques seront donc, en moyenne, différentes. Ils ou elles sont par exemple plus dynamiques, motivés, ou encore dotés de compétences valorisées par les employeurs, même à niveau d'éducation équivalent. Leurs parcours seront donc plus favorables, indépendamment du subside dont ils peuvent bénéficier. Cette différence pourrait être attribuée à tort à la politique. D'autre part, parmi les éligibles en emploi, le fait d'effectuer ou non les démarches administratives pour bénéficier du subside peut aussi révéler des différences de profil. En effet, puisqu'une partie de la rémunération prend la forme d'une allocation de travail versée par un tiers, le travailleur peut craindre de la recevoir avec retard, surtout lors de la première activation du subside. L'aversion au risque ou le niveau de liquidités, par exemple, peuvent jouer un rôle dans cette décision. Il y a donc une première sélection dans l'emploi qui opère un premier tri et une deuxième sélection dans les chances de solliciter le subside. Nous devons être particulièrement attentifs à ce que cette double sélection ne biaise pas les estimateurs de l'impact.

Les bénéficiaires d'*Impulsion* sont donc des demandeurs et demandeuses d'emploi éligibles, qui ont trouvé un emploi et effectué les démarches nécessaires à l'obtention du subside. Les non-bénéficiaires sont soit (a) non éligibles, avec ou sans emploi, soit (b) éligibles sans emploi, soit encore (c) éligibles avec emploi mais n'ayant pas effectué les démarches requises.

La double sélection nous empêche de comparer les bénéficiaires avec les groupes (b) et (c). La comparaison entre les bénéficiaires et le groupe des non-éligibles (a) est aussi problématique. D'une part, il y a la sélection dans l'emploi des bénéficiaires qui les différencie des non-éligibles. D'autre part, si le résultat auquel on s'intéresse est la probabilité d'emploi, on trouvera que 100% des bénéficiaires sont en emploi alors que certains parmi les non-éligibles ne le sont pas. Cette comparaison n'a pas de sens.

4.2. L'ANALYSE EN INTENTION DE TRAITER

Pour les raisons discutées ci-dessus, nous nous focalisons donc sur la comparaison entre demandeurs et demandeuses d'emploi éligibles et non éligibles. Parmi les éligibles, certains trouveront un emploi sans peut-être que ni eux ni leur employeur n'aient été influencés ou n'aient même eu connaissance de la politique. Ils ne sont donc pas effectivement « traités » par la politique car ils ne sont pas bénéficiaires. Toutefois, comme ils font partie du groupe cible, il était dans l'intention des décideurs publics de les « traiter », c'est-à-dire de leur permettre de bénéficier d'un subside. On parle donc d'analyse « en intention de traiter ». Nous mesurons donc les effets de la politique en prenant en compte le non-recours et l'effet à identifier est potentiellement affaibli par le degré de non-recours à la politique. Par contre, cette analyse est pertinente puisque, outre les montants et la durée d'octroi, les contours du public cible constituent précisément des critères sur lesquels les décideurs publics peuvent influencer.

Le groupe de « traitement » est alors constitué des demandeurs et demandeuses d'emploi ciblés par la politique. L'enjeu est ensuite de définir parmi les demandeurs et demandeuses d'emploi non ciblés un groupe de contrôle qui ait des caractéristiques les plus proches possibles de celles du groupe de traitement, puisque son rôle est de nous donner de l'information sur ce qu'il serait advenu au groupe cible en l'absence de la politique.

Dans le cadre de l'évaluation d'une politique publique, il est fréquent d'utiliser le groupe d'individus éligibles observés sur une période antérieure à la mise en place de la politique comme groupe de contrôle. Une première possibilité aurait donc été de comparer la situation des jeunes peu et moyennement scolarisés de moins de 25 ans avant et après la réforme *Impulsion* de juillet 2017.

Ce n'est pas une option que nous avons retenue pour deux raisons. Premièrement, les trajectoires d'emploi sont affectées par la conjoncture économique. En comparant les probabilités d'emploi à deux périodes différentes, on risque d'attribuer à tort à la politique les effets des conditions du marché du travail. Il est possible de contourner ce problème en comparant cette différence dans le temps avec celle enregistrée par un groupe de contrôle qui n'est pas éligible à la politique mais dont on peut faire l'hypothèse qu'il est touché de la même manière par les effets conjoncturels. Deuxièmement, et plus fondamentalement, la réforme *Impulsion* n'est pas assez significative par rapport aux dispositifs antérieurs pour que l'effet des aides *Impulsion* puisse être mesuré. En effet, la politique fédérale de subsides à l'embauche *Activa*, qui était en place avant le transfert des soutiens financiers à l'emploi aux Régions, présentait des caractéristiques très proches des aides *Impulsion* tant sur le ciblage que sur l'ampleur de la réduction du coût salarial. Par conséquent, en comparant des individus éligibles avant et après la réforme, nous mesurons uniquement l'impact du passage du système fédéral au système régional, qui sont relativement proches l'un de l'autre, et pas l'impact du subside *Impulsion moins de 25 ans* en tant que tel. Nous ne pouvons pas, au sein du public cible, identifier un groupe suffisamment large pour lequel les aides à l'embauche auraient significativement changé en juillet 2017, ce qui permettrait d'évaluer l'impact du subside.

Puisque nous ne pouvons pas comparer les parcours d'un même groupe à deux périodes différentes, nous avons décidé de comparer, à partir de juillet 2017, les parcours du groupe cible *Impulsion moins 25 ans*, le groupe de traitement, avec ceux d'un autre groupe d'individus au profil très proche du groupe de traitement, à l'exception du fait qu'il ne satisfait pas au critère d'âge qui détermine l'éligibilité au subside. Cette stratégie, largement répandue dans le domaine de l'évaluation des politiques publiques, est appelée l'analyse de la régression en discontinuité³⁰.

³⁰ Pour une introduction à la régression en discontinuité, voir Cattaneo *et al.* (2019).

4.3. L'ANALYSE DE DISCONTINUITÉ

Outre le lieu de résidence (Wallonie), les critères d'éligibilité à *Impulsion moins de 25 ans* sont au nombre de trois : le niveau d'éducation, l'âge et la durée d'inoccupation pour les moyennement scolarisés uniquement. Le groupe de contrôle ne peut naturellement pas être constitué des jeunes demandeurs et demandeuses d'emploi très scolarisés, qui possèdent un diplôme de l'enseignement supérieur. Leurs chances sur le marché du travail sont en effet trop différentes.

Nous pouvons, par contre, exploiter le critère d'âge. L'avantage de ce critère est que, contrairement au diplôme, il peut se mesurer de façon plus fine. Disposant du mois et de l'année de naissance, l'âge est disponible en mois. Alors que la possession ou non d'un diplôme de l'enseignement supérieur différencie très nettement deux groupes de demandeurs et demandeuses d'emploi, les individus peu et moyennement scolarisés qui se trouvent juste sous le seuil de 25 ans et ceux qui se situent juste au-dessus sont très similaires les uns aux autres en termes de caractéristiques. En particulier, en l'absence de subside, les chances sur le marché du travail d'un ou d'une jeune de 24 ans et 11 mois et d'un ou d'une autre de 25 ans et 1 mois, à expérience et éducation données, doivent être quasiment identiques. Par contre, en présence de la politique, le premier individu sera éligible au subside *Impulsion moins de 25 ans*, tandis que le second ne le sera pas. Si le subside modifie les chances d'emploi, alors on devra observer une différence significative entre les deux en termes de probabilité d'emploi. C'est sur cette intuition que se base la méthode de la régression en discontinuité que nous présentons en encadré sur le plan technique. L'idée est donc de comparer un groupe de traitement, constitué de jeunes peu et moyennement scolarisés de tout juste moins de 25 ans³¹, avec un groupe de contrôle, composé d'individus peu et moyennement scolarisés tout juste plus âgés que 25 ans, et donc non éligibles aux aides *Impulsion moins de 25 ans*.

À proximité du seuil d'âge de 25 ans, ces deux groupes sont susceptibles d'être identiques en tous points, excepté dans l'éligibilité aux subsides *Impulsion*. Les individus des deux groupes d'âge sont éligibles au subside *Impulsion 12+* après douze mois d'inscription en tant que DEI. En revanche, les individus peu et moyennement scolarisés de moins de 25 ans sont éligibles au subside *Impulsion moins de 25 ans* après respectivement un jour et six mois de demande d'emploi. Les individus de moins de 25 ans sont donc éligibles à un subside plus accessible³² et plus long que les individus de plus de 25 ans. L'âge n'étant pas une variable manipulable par les individus, on peut voir l'éligibilité au subside *Impulsion moins de 25 ans* pour deux individus proches de 25 ans comme une expérience aléatoire.

4.3.1. L'élargissement de la fenêtre d'observation (h)

Même s'il s'agit de comparer des individus très proches de l'âge de 25, nos estimations doivent se baser, pour plus de précision et de puissance statistique, sur l'information donnée par un échantillon de personnes³³ autour de l'âge 25 ans. Nous devons choisir une fenêtre d'observations (h) à prendre en compte, autour de 25 ans, pour estimer les variables de résultat au seuil de 25 ans. Par exemple, si nous choisissons une fenêtre d'observation de trois ans, notre échantillon se compose d'individus âgés de 22 à 28 ans, dans le cas d'une analyse de régression en discontinuité classique. Nous insistons, une fois de plus, sur le fait que les jeunes de 22 et 28 ans sont trop dissimilaires pour être

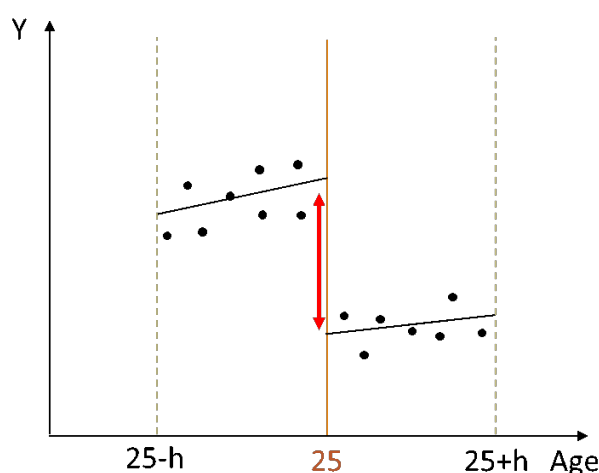
³¹ Comme déjà indiqué, les jeunes de moins de 25 ans qui possèdent le diplôme de l'enseignement secondaire supérieur doivent être inoccupés depuis six mois au moins. Ce critère est appliqué avec une certaine souplesse (31 jours d'emploi sont tolérés au cours des six derniers mois) et les données ne nous permettent pas d'identifier clairement le groupe éligible. L'analyse portant sur le groupe des moyennement scolarisés présente donc des nuances que nous discutons plus loin dans le texte.

³² Car il nécessite uniquement un jour d'inscription au chômage pour les peu scolarisés et six mois pour les moyennement scolarisés.

³³ Comme nous l'expliquons dans la section consacrée aux données, l'échantillon n'est, en réalité, pas constitué d'individus mais plutôt d'épisodes de chômage, plusieurs épisodes pouvant se rapporter à un même individu.

directement comparés. Nous ne comparons pas les résultats moyens du groupe de 22 à 25 ans avec ceux du groupe des 25 à 28 ans. Au lieu de cela, nous utilisons toute l'information fournie par les jeunes de 22 à 28 ans pour estimer la relation entre l'âge et les variables d'emploi³⁴ (en ordonnée sur le graphique). Sur la figure 1, les observations sont représentées par les points et la relation estimée est représentée par la ligne en noir. Nous estimons ensuite si cette relation présente un saut significatif au seuil de 25 ans, c'est-à-dire si les résultats des jeunes éligibles à *Impulsion moins de 25 ans*, juste en dessous du seuil, diffèrent significativement de ceux des jeunes non éligibles, juste au-dessus du seuil. Si le subside *Impulsion moins de 25 ans* améliore les perspectives d'emploi des éligibles, alors les estimations révéleront un saut dans la variable de résultat à 25 ans. Ce saut dans la variable de résultat, représenté par la flèche rouge sur la figure 1, est l'estimateur de l'impact de notre politique.

Figure 1 : Illustration de la méthode de régression en discontinuité



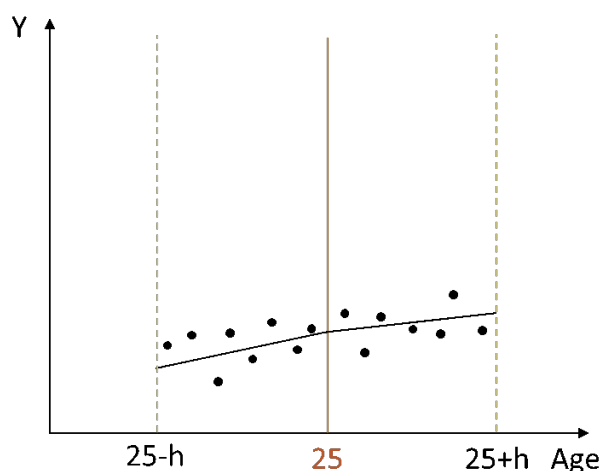
Sources : IRES et IWEPS

4.3.2. L'impact de l'âge sur les chances d'emploi

Nous sommes bien conscients que l'âge a un effet sur les perspectives d'emploi. La méthode d'estimation tient compte de cet effet. L'âge influence, par exemple, les chances d'emploi au travers de l'expérience acquise sur le marché du travail. Un jeune de 22 ans et un jeune de 28 ans qui, tous deux, traversent un épisode de chômage peuvent faire face à des opportunités d'emploi différentes ou être plus ou moins efficaces dans leur recherche d'emploi. Les employeurs valoriseront probablement aussi les épisodes d'emploi potentiellement plus longs ou plus nombreux du plus âgé des deux. À l'inverse, s'agissant de travailleurs et travailleuses fragilisés, les plus âgés pourraient éventuellement souffrir plus que les jeunes de parcours erratiques sur le marché du travail. En toute hypothèse, l'âge n'est pas neutre en termes de perspectives d'emploi. Ce qui importe est que les effets de l'âge se marquent de façon continue et que, en l'absence de politique, ils ne se modifient pas de manière abrupte à 25 ans comme représenté sur la figure 2. Il n'y a, par exemple, aucune raison que les employeurs changent subitement leur perception d'un CV parce qu'un jeune a tout juste franchi le cap des 25 ans. La seule raison pour laquelle la relation entre l'âge et les perspectives d'emploi puisse se modifier de manière abrupte à 25 ans doit être liée à l'éligibilité au subside *Impulsion moins de 25 ans*.

³⁴ Les variables de résultat sont définies à la section suivante.

Figure 2 : Illustration de la relation entre les perspectives d'emploi et l'âge en l'absence de la politique.



Sources : IRES et IWEPS

4.3.3. L'impact des autres variables

Outre l'âge, de nombreuses autres variables peuvent, bien entendu, avoir un impact sur les chances d'emploi. Ainsi, vivre dans un bassin d'emploi où les perspectives d'embauche sont moins nombreuses, être d'origine étrangère, avoir vécu dans le passé des épisodes de chômage plus longs ou plus nombreux affectent négativement les chances d'emploi. Nous présentons dans la section suivante des statistiques descriptives et des tests statistiques qui permettent de vérifier que groupes de traitement et de contrôle ne sont pas significativement différents relativement à ces différentes caractéristiques. De manière plus précise, alors que les jeunes et moins jeunes de notre échantillon se ressemblent sur la plupart des dimensions, nous verrons que l'âge affecte l'historique de chômage. Ici aussi, ce qui compte pour que notre approche permette bien de capter l'effet du subside et pas autre chose est que l'historique de chômage ne présente pas de rupture au seuil d'âge. Comme nous le détaillons par la suite, nous complétons l'analyse principale par une analyse complémentaire dans laquelle l'impact de ces autres caractéristiques des demandeurs et demandeuses d'emploi est directement pris en compte dans les estimations.

4.3.4. L'analyse de discontinuité avec « donut »

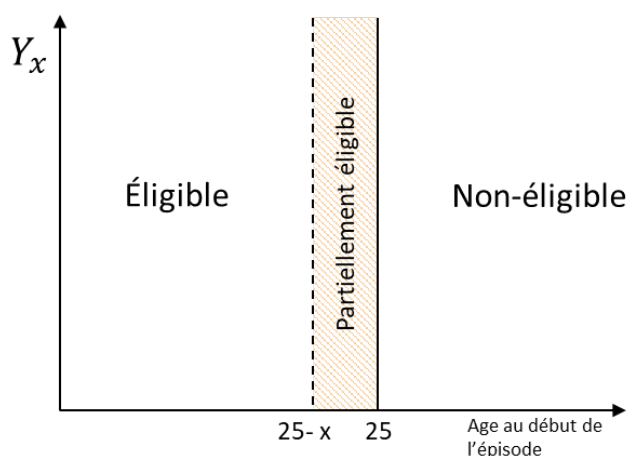
L'analyse de régression en discontinuité réalisée dans ce rapport comprend une particularité par rapport à la méthode couramment utilisée, expliquée ci-dessus. Cette particularité est la conséquence directe du fait que nous mesurons l'âge au début de l'épisode de chômage alors que, pour l'éligibilité, l'âge est vérifié au moment de l'embauche.

Nos variables de résultat concernent l'emploi et sont mesurées un certain temps après le début de l'épisode de chômage. Par exemple, nous regardons si, dans l'année qui suit l'entrée au chômage, une personne a eu au moins un épisode d'emploi. Si l'on considère un travailleur âgé de 24 ans et demi au début de son épisode de chômage, on constate qu'il ne sera éligible au subside que les six premiers mois de cette fenêtre d'un an. Il ne sera donc que partiellement traité. Plus les individus sont proches du seuil d'âge de 25 ans à leur entrée en chômage, moins de temps ils sont éligibles. Pour créer une différence nette entre les éligibles et les non-éligibles, nous ne tenons pas compte de ces personnes partiellement traitées. En conséquence, pour les résultats mesurés x mois après le début de l'épisode de chômage, nous écartons de l'analyse les épisodes pour lesquels la personne est âgée de moins de 25 ans mais de plus de $25 \text{ ans} - x \text{ mois}$ à l'entrée dans la demande

d'emploi. En d'autres mots, nous écartons de l'analyse les individus qui atteignent l'âge de 25 ans pendant l'horizon temporel étudié. Dans notre exemple, où nous examinons la situation d'emploi tout au long de l'année qui suit l'entrée au chômage, les individus de plus de 24 ans (25 ans - 12 mois) seront écartés de l'analyse. Toutes les personnes éligibles de l'échantillon retenu seront donc pleinement traitées tout au long de la période d'observation. En référence au trou figurant au centre de ladite pâtisserie, la fenêtre d'âge de 25 ans moins x mois à 25 ans, représentée par la partie hachurée de la figure 3, est appelée donut. Il s'agit ici plus exactement d'un donut unilatéral car il est situé uniquement à gauche du seuil. Pour limiter la perte d'information, nous limitons toutefois à un an la taille du donut (x). Donc, pour des variables mesurées au-delà d'une année après l'entrée au chômage, nous considérons qu'avoir été bénéficiaire potentiel du subsidé pendant un an correspond à un traitement suffisamment long, même si c'est inférieur à l'horizon temporel étudié.

Bien que ces données soient supprimées de l'analyse, nous avons besoin d'une prédiction de la valeur de la variable de résultat au seuil de 25 pour pouvoir évaluer si la discontinuité recherchée est présente. Pour ce faire, nous utilisons l'information donnée par les individus plus jeunes (âgés de moins de 25 ans - x mois et « complètement » éligibles) afin de prédire la valeur de variable de résultat dans l'intervalle entre 25 ans - x mois et 25 ans. La fenêtre d'observations décrite ci-dessus est donc décalée vers le bas à gauche du seuil, de maximum un an, en fonction de l'horizon temporel étudié.

Figure 3 : Règle d'éligibilité à l'*Impulsion mois 25 ans* si l'âge est mesuré à l'entrée au chômage



Sources : IRES et IWEPS

En résumé, notre méthodologie est la suivante. Nous utilisons l'information fournie par le groupe d'individus éligibles, à gauche du donut sur la figure 3, et le groupe d'individus non éligibles, au-delà du seuil de 25 ans sur la même figure, pour estimer la relation entre la variable de résultat et l'âge dans la fenêtre d'observation choisie, représentée par la valeur h sur la figure 1. Nous émettons l'hypothèse que, très proches du seuil, les individus présentent des caractéristiques similaires, à l'exception de l'éligibilité au subsidé *Impulsion moins de 25 ans*. En l'absence de la politique, il n'y a donc aucune raison qu'une discontinuité dans les variables d'emploi se marque au seuil de 25 ans. Si nos données mettent en lumière une discontinuité au seuil, nous l'imputons dès lors au fait d'être éligible au subsidé. L'encadré technique ci-dessous décrit la régression nous permettant d'estimer, sur la base des données fournies par le Forem, la taille de cette discontinuité au seuil, c'est-à-dire l'estimateur de l'impact de l'éligibilité à l'*Impulsion moins de 25 ans*.

Encadré 1 : La régression en discontinuité

La régression utilisée pour estimer la discontinuité au seuil est la suivante :

$$y_{i,x} = \alpha_x + \delta_x \cdot 1(\text{age}_i < 25) + \beta_{1,x} \cdot (\text{age}_i - 25) \cdot 1(\text{age}_i < 25) \\ + \beta_{2,x} \cdot (\text{age}_i - 25) \cdot 1(\text{age}_i \geq 25) + \gamma_x \cdot C_i + \varepsilon_{i,x}$$

si $\text{age}_i < 25 - \min(x, 12)$ or $\text{age}_i \geq 25$, où

$y_{i,x}$ est la variable de résultat de l'individu i mesurée sur les x mois suivant l'entrée au chômage ;
 $1(\cdot)$ est une variable binaire avec une valeur 1 si la condition entre parenthèses est vraie, 0 autrement ;

age_i est l'âge de l'individu i à l'entrée au chômage ;

$\beta_{1,x} \cdot (\text{age}_i - 25) \cdot 1(\text{age}_i < 25)$ est la relation supposée linéaire entre l'âge (en mois) et la variable de résultat à gauche du seuil ;

$\beta_{2,x} \cdot (\text{age}_i - 25) \cdot 1(\text{age}_i \geq 25)$ est la relation supposée linéaire entre l'âge (en mois) et la variable de résultat à droite du seuil ;

δ_x est l'estimateur de la discontinuité à l'âge de 25 ans, reflétant l'impact local de l'éligibilité au subsidie sur la variable de résultat ;

C_i sont les variables de contrôle (à l'exception de l'âge) propres à l'individu i et détaillées dans le tableau 3 ;

$\varepsilon_{i,x}$ est le terme d'erreur individuel « clustérisé » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage (Lee and Card, 2008), c'est-à-dire selon 72 clusters dans l'analyse principale.

Dans l'analyse principale, nous utilisons une fenêtre d'observations de trois ans autour du seuil. Au sein de celle-ci, la relation entre l'âge et la variable de résultat est estimée de façon linéaire. La relation linéaire estimée sur la base des observations à gauche du donut est extrapolée dans le donut, jusqu'à l'âge de 25 ans. Les observations sont pondérées en fonction de leur distance au donut selon un kernel triangulaire. δ_x est notre principal paramètre d'intérêt, tel que représenté par la double flèche rouge sur la figure 1. C'est un estimateur local de l'impact de l'éligibilité au subsidie *Impulsion moins de 25 ans* sur la variable de résultat.

4.3.5. Remarque concernant les travailleurs et travailleuses moyennement scolarisés

Pour être éligibles à *Impulsion moins de 25 ans*, les titulaires du diplôme de l'enseignement secondaire supérieur doivent avoir été inoccupés pendant six mois. Ce critère de durée d'inoccupation aurait pu être exploité pour identifier l'effet du subsidie. En effet, si le subsidie produit des effets significatifs, on peut s'attendre à un saut dans les sorties du chômage vers l'emploi à six mois, au moment où le jeune demandeur d'emploi devient éligible. Cependant, pour que cet effet soit visible, il est nécessaire que l'on observe un saut significatif, six mois après le début de l'épisode de chômage, dans les sorties vers un contrat de travail avec *Impulsion moins de 25 ans*, en d'autres termes, un saut dans le recours au subsidie. En d'autres termes, il faut que l'éligibilité à six mois soit bien visible dans les données. Cela n'est malheureusement pas le cas. La raison est qu'en pratique une marge de tolérance est utilisée dans l'application du critère de durée d'inoccupation. Plus précisément, un maximum de 31 jours de travail au cours des six derniers mois écoulés n'empêche pas le jeune de bénéficier de la mesure à l'engagement. Nos données ne nous permettent pas de répliquer ce critère, de sorte que nous ne sommes pas en mesure de faire la distinction, parmi les jeunes de moins de 25 ans entre ceux et celles pour qui le critère de durée est rempli et ceux et celles pour qui il ne l'est pas. De plus, même si le critère de durée d'inoccupation était nettement visible dans

les données, on pourrait craindre que le résultat soit influencé par une manipulation du critère par les employeurs et les travailleurs. En effet, le critère implique qu'il est avantageux de postposer un engagement de manière à franchir le seuil des six mois d'inoccupation et permettre ainsi de bénéficier du subsidie. Ce comportement stratégique potentiel a pour effet de réduire la probabilité d'embauche en deçà du seuil et, dans le même temps, de la relever au-delà. Un effet significatif pourrait donc être observé alors qu'il ne correspond pas à une opportunité d'emploi supplémentaire.

Face à ces difficultés, nous appliquons aux jeunes moyennement scolarisés la même stratégie d'estimation que celle appliquée aux jeunes peu scolarisés. Nous utilisons donc aussi uniquement le seuil d'âge. De la même manière qu'avec les peu scolarisés, les plus âgés ne sont pas éligibles à *Impulsion moins de 25 ans*. Par contre, parmi les plus jeunes, on trouve des demandeurs et demandeuses d'emploi pour qui le critère de durée d'inoccupation est rencontré et d'autres pour qui il ne l'est pas (encore). Le groupe de traitement inclut donc pour partie des individus non éligibles. Nous avons discuté ci-dessus du cas des travailleurs et travailleuses éligibles qui n'ont pas recours au dispositif. Dans le cas extrême où ni le travailleur ni l'employeur ne sont informés de l'existence de la politique, tout se passe comme si la personne n'était pas éligible et cela affaiblit l'effet sur le groupe de traitement. La même logique opère ici. Il n'est pas forcément grave que le groupe de traitement soit « pollué » par des individus non éligibles, tant que le seuil d'âge continue de différencier nettement les travailleurs et travailleuses sur la probabilité d'être bénéficiaire d'*Impulsion*. Si cette probabilité est significativement plus grande pour les plus jeunes et que la politique augmente leurs opportunités d'emploi, alors leurs perspectives d'emploi doivent être supérieures (au voisinage du seuil de 25 ans). Nous vérifions donc en premier lieu dans la section consacrée aux résultats si, pour les demandeurs et demandeuses d'emploi moyennement scolarisés, un saut significatif apparaît à 25 ans dans les chances de transiter du chômage vers un contrat *Impulsion*.

5. Les données

5.1. DESCRIPTION DES BASES DE DONNÉES

La présente évaluation du dispositif *Impulsion moins de 25 ans* repose sur un échantillon de données administratives fournies par le Forem. Cet échantillon comprend l'ensemble des individus sans diplôme d'enseignement supérieur et résidant sur le territoire de la région de langue française qui sont entrés au chômage³⁵ entre juillet 2015 et juin 2019 alors qu'ils avaient entre 19 et 30 ans. Chaque entrée au chômage marque le début d'un épisode de chômage pour l'individu concerné. Un même individu peut entrer plusieurs fois au chômage sur la période étudiée, ses différents épisodes de chômage sont alors considérés comme autant d'observations distinctes. Sur la période sélectionnée, nous observons un total de 281.321 entrées au chômage liées à 176 397 individus différents. Dans cet échantillon, 66% des individus n'entrent qu'une seule fois au chômage sur la période étudiée, 20% deux fois.

Cet échantillon a été sélectionné pour satisfaire les besoins de la méthodologie décrite dans la section précédente, à savoir une analyse de régression en discontinuité. Il ne comprend donc pas uniquement des individus ayant bénéficié d'un subside *Impulsion*, il se compose également d'individus éligibles qui n'ont pas sollicité le subside et d'individus non éligibles au subside. L'échantillon ne se veut pas représentatif de la population ciblée par la politique, mais se focalise sur une sélection d'individus centrée autour du seuil de 25 ans (de 19 à 30).

Pour chaque individu présent dans notre échantillon, nous disposons, d'une part, de caractéristiques sociodémographiques mesurées lors de l'entrée au chômage, d'autre part, des informations mensuelles sur la trajectoire de l'individu entre son entrée au chômage et le mois de décembre 2021. Ainsi, nous connaissons pour chaque individu le mois et l'année de naissance, le genre, le niveau d'étude, la nationalité, l'arrondissement du domicile, le mois et l'année de la première inscription au Forem ainsi que la durée d'inoccupation Eurostat³⁶. En ce qui concerne la trajectoire de l'individu après l'entrée au chômage, nous connaissons la catégorie d'inscription au Forem en chaque fin de mois : en stage d'insertion professionnelle (anciennement « stage d'attente »), inoccupé, en formation, en emploi, en maladie, etc. Nous savons également pour chaque mois, si un subside *Impulsion* a été perçu³⁷ et si au moins une prestation de travail a eu lieu³⁸. Si une prestation de travail a eu lieu, nous connaissons les caractéristiques suivantes de l'employeur principal au cours du mois : taille de l'entreprise, secteur d'activité et arrondissement du siège social.

5.2. ÉCHANTILLON D'ÉVALUATION

Pour l'analyse principale, nous nous focalisons sur un échantillon restreint de celui décrit dans la section précédente, afin d'estimer l'impact du subside de manière la plus fiable possible³⁹. Cet échantillon restreint comprend les individus qui entrent au chômage dans les deux premières années suivant la réforme, c'est-à-dire entre juillet 2017 et juin 2019. Par ailleurs, il comprend

³⁵ Un individu entre au chômage au cours d'un mois particulier s'il est inscrit comme demandeur d'emploi inoccupé à la fin de ce mois alors qu'il était en emploi à la fin du mois précédent ou n'était pas inscrit au Forem à la fin du mois précédent. Il peut s'agir d'une première inscription au Forem ou non.

³⁶ La durée d'inoccupation Eurostat indique le nombre de mois d'inscription comme demandeur d'emploi inoccupé. Le compteur est remis à zéro lorsqu'il y a une rupture de plus de trois mois consécutifs dans l'inscription en tant que demandeur d'emploi.

³⁷ Que ce soit un subside *Impulsion moins de 25 ans* ou *Impulsion 12+*.

³⁸ Ces informations sont basées sur la déclaration immédiate de l'employeur à l'ONSS. Tous les emplois sont pris en compte, quelle que soit leur durée.

³⁹ Cet échantillon d'évaluation, issu de l'échantillon global, pouvait difficilement être défini avant l'obtention des données, c'est pourquoi un échantillon plus conséquent a été demandé. Par ailleurs, certaines données de l'échantillon global sont également utilisées dans le cadre des tests de validité des résultats décrits dans la section 6.

uniquement les individus qui n'ont jamais bénéficié d'une des aides *Impulsion* lors d'un mois précédent celui de leur entrée au chômage. De cette manière, nous sélectionnons uniquement les individus qui n'ont jamais activé leur droit à l'*Impulsion* pour s'assurer que tous les individus de l'échantillon qui ont plus de 25 ans au début de l'épisode de chômage sont non éligibles au subsidé. Ce critère de sélection est essentiel étant donné que notre stratégie d'évaluation se base sur la perte d'éligibilité au subsidé *Impulsion moins de 25 ans* alors qu'on franchit le seuil d'âge de 25 ans. Finalement, notre analyse étant réalisée par niveau de qualification, nous retenons uniquement les individus dont le niveau de qualification est défini dans la base de données. Le tableau A1 de l'annexe A indique le nombre d'épisodes de chômage retenus à chacune des étapes décrites ci-dessus.

Ensuite, comme expliqué dans la section précédente, mesurer l'impact du subsidé de manière précise au seuil de 25 ans nécessite de choisir une fenêtre d'observations autour de ce seuil. Pour notre analyse principale, nous avons choisi une **fenêtre de trois ans autour du donut**. Lorsque des variables de résultat à un horizon temporel de moins d'un an sont analysées, la taille du donut est équivalente au nombre de mois de l'horizon temporel et le groupe de traitement est composé des individus dans une fenêtre d'âge de trois ans à gauche de ce donut. Par exemple, lorsque nous étudions une variable dans le mois suivant l'entrée au chômage, la taille du donut est d'un mois et le groupe de traitement est composé des individus entre 21 ans et 11 mois et 24 ans et 11 mois. Lorsque nous étudions des variables de résultat un an ou plus après l'entrée au chômage, le donut est composé des individus de 24 à 25 ans. Le groupe de traitement est donc composé des individus âgés de 21 à 24 ans à l'entrée au chômage. Dans les deux cas, le groupe de contrôle reste inchangé et est composé des individus âgés de 25 à 28 ans à l'entrée au chômage. Pour rappel, les variables de résultat des individus dans le donut, sont extrapolées sur la base de celles des individus de moins de 24 ans. Les tableaux A2 et A3 de l'annexe A indiquent le nombre d'épisodes de chômage du groupe de traitement, du donut et du groupe de contrôle respectivement pour une variable de résultat étudiée dans le mois et les douze mois suivant l'entrée en chômage.

Toutes les analyses mentionnées dans la suite de ce rapport portent, sauf mention contraire, sur l'échantillon sélectionné pour l'analyse principale. En particulier, parmi les peu scolarisés, les plus jeunes entrants sur le marché du travail (âgés de 18 à 20 ans) ne sont pas représentés. Les statistiques descriptives qui suivent doivent s'interpréter en gardant à l'esprit cette limite dans la sélection.

Pour les individus moyennement scolarisés, l'âge n'est pas le seul critère d'éligibilité au subsidé, une durée d'inoccupation de six mois au moins doit également être enregistrée. Cependant, nous n'imposons pas de condition supplémentaire relative à l'historique de chômage dans la sélection de l'échantillon car nous ne disposons pas des informations nécessaires pour le faire⁴⁰. En conséquence, nous avons dans notre échantillon d'individus moyennement scolarisés des jeunes de moins de 25 ans qui ne sont pas éligibles à l'*Impulsion moins de 25 ans* car ils ne sont pas demandeurs d'emploi inoccupés depuis six mois. Le taux de recours aux subsides pour les individus moyennement scolarisés sera donc vraisemblablement plus faible que celui des peu scolarisés dont le groupe de traitement, les individus entre 21 et 24 ans, ne contient que des individus éligibles dès l'inscription au chômage.

Notre échantillon d'évaluation comprend près de 15 500 individus peu scolarisés et 40 000 individus moyennement scolarisés. Pour chaque niveau de qualification, le tableau suivant compare les caractéristiques des individus du groupe de traitement et du groupe de contrôle lorsque l'on considère

⁴⁰ Les données nous informent de la durée d'inoccupation Eurostat lors de l'entrée en chômage, mais celle-ci n'est remise à zéro que lorsqu'il y a une rupture d'inscription au chômage de trois mois ou plus. Cette variable ne nous permet donc pas de mesurer exactement l'historique de chômage sur les six derniers mois. Par ailleurs, nous disposons uniquement d'information sur le statut d'inscription au chômage en fin de mois, ce qui ne nous permet pas d'identifier les « courtes » interruptions dans l'inscription en chômage au cours du mois.

une taille de donut d'un an (c'est-à-dire qu'on exclut les individus âgés de 24 ans et plus, mais plus jeunes que 25 ans). Toutes les caractéristiques sont mesurées à l'entrée en chômage.

La comparaison des principales caractéristiques de ces deux groupes nous permet d'avoir une première idée de la comparabilité des individus autour du seuil de 25 ans. Pour rappel, notre méthodologie repose sur l'hypothèse selon laquelle à proximité du seuil de 25 ans, les individus ont des caractéristiques similaires excepté l'éligibilité au subsidie *Impulsion moins de 25 ans*. Rappelons que l'analyse est basée sur la comparaison au seuil. Il n'est donc pas absolument requis que les deux groupes (21 à 24 ans et 25 à 28 ans) aient, dans leur globalité, des caractéristiques identiques.

La comparaison nous indique que, pour les deux niveaux de qualification, les plus jeunes ont une durée d'inoccupation Eurostat⁴¹ moyenne à l'entrée au chômage sensiblement plus faible que les plus âgés. Cette comparaison nous indique également qu'une proportion plus importante des plus jeunes s'inscrit pour la première fois au chômage et qu'une proportion moins importante d'entre eux ont déjà bénéficié d'une mesure d'activation dans le passé. Cependant, il n'y a pas de différence marquante entre les groupes de traitement et contrôle au niveau du genre, de la nationalité, du taux de chômage de l'arrondissement du domicile ou encore du niveau d'éducation. L'analyse du mois d'entrée au chômage, qui n'est pas détaillée dans le tableau pour ne pas le surcharger, nous indique que la saisonnalité des inscriptions en chômage est similaire dans les deux groupes.

⁴¹ La durée d'inoccupation Eurostat indique le nombre de mois durant lesquels un individu est inscrit comme demandeur d'emploi inoccupé. Elle est réinitialisée lorsqu'il y a une rupture de plus de trois mois consécutifs dans l'inscription en tant que demandeur d'emploi inoccupé.

Tableau 3 : Statistiques descriptives de l'échantillon d'évaluation

	(A) Peu scolarisés		(B) Moyennement scolarisés	
	21-24 ans	25-28 ans	21-24 ans	25-28 ans
Âge à l'entrée en chômage				
Moyenne	22,3	26,5	22,3	26,4
(Écart-type)	(0,9)	(0,9)	(0,8)	(0,9)
Genre				
Femme	35,7%	35,1%	44,3%	47,4%
Nationalité				
Belge	93,7%	93,9%	96,1%	95,1%
UE	3,7%	4%	2,6%	3,2%
Durée d'inoccupation Eurostat (en mois)				
Moyenne	8,7	12,1	5	10,2
(écart-type)	(13,7)	(17,8)	(9)	(15,3)
Niveau d'éducation*				
Peu scolarisés				
Enseignement primaire	30,6%	34,9%		
1 ^{er} degré du secondaire	8%	7%		
2 ^e degré du secondaire :				
Général	10%	9,2%		
Technique	37,5%	35,3%		
Professionnel	13,9%	13,6%		
Moyennement scolarisés				
Apprentissage			4,5%	6,5%
3 ^e degré du secondaire :				
Général			20,6%	22,5%
Technique			37,6%	36,8%
Professionnel			34,2%	34,2%
Taux de chômage de l'arrondissement du domicile				
Moyenne	13%	13%	12,8%	13,8%
(écart-type)	(3,7)	(3,7)	(3,6)	(3,7)
Première inscription	27%	3,8%	39%	8,5%
Bénéficiaire d'une autre mesure d'activation dans le passé**	4,5%	13,9%	2,3%	8,9%
Nombre d'épisodes de chômage	8 115	7 302	25 893	13 826

Notes : Les statistiques descriptives de ce tableau sont basées sur l'échantillon utilisé pour l'analyse principale : les individus entrant en chômage entre juillet 2017 et juin 2019 à l'âge de 21 à 28 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subsidé *Impulsion*. La partie gauche du tableau (A) concerne les individus peu scolarisés, la partie droite (B) les individus moyennement scolarisés. Chaque partie comprend deux colonnes. La première concerne les individus âgés entre 21 et 24 ans à l'entrée en chômage (=le groupe de traitement). La deuxième est relative aux individus âgés entre 25 et 28 ans (=groupe de contrôle). Toutes les variables sont mesurées à l'entrée en chômage.

*le plus élevé atteint.

**Dans les deux années précédant l'entrée au chômage, l'individu a bénéficié d'une des mesures d'activation suivante : activa fédéral, activation « économie sociale insertion, activation « programme de transition ».

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Les statistiques descriptives présentées ci-dessus nous indiquent que les groupes de traitement et contrôle sont globalement identiques, excepté en ce qui concerne la durée d'inoccupation Eurostat, la proportion de premières inscriptions et la proportion d'individus ayant déjà bénéficié d'une autre

mesure d'activation dans le passé. Cette conclusion n'est pas totalement inattendue, étant donné la forte corrélation de ces trois variables avec l'âge qui définit nos groupes de traitement et de contrôle. Comme rappelé plus haut, pour que notre méthodologie soit valide, les groupes ne doivent pas être comparables sur l'ensemble de la fenêtre d'observation mais doivent être comparables à proximité du seuil d'âge de 25 ans, là où l'estimateur de l'impact du subsidé est mesuré.

Il est possible de tester formellement la comparabilité au seuil de nos groupes de traitement et contrôle en utilisant la spécification du modèle décrite dans l'encadré 1 avec pour variable dépendante les différentes caractéristiques mesurées à l'entrée en chômage⁴². Si l'estimateur au seuil de 25 ans est statistiquement différent de zéro, alors les individus proches du seuil sont différents. Dans l'annexe B, nous réalisons ce test pour les variables qui semblent varier d'un groupe à l'autre : la durée d'inoccupation Eurostat, la variable binaire indiquant la première inscription en chômage, la variable binaire indiquant le bénéfice d'autres mesures d'activation dans le passé. De ces analyses, il ressort qu'aucune des trois caractéristiques mesurées à l'entrée au chômage n'est discontinue au seuil de 25 ans. Cela signifie qu'autour du seuil de 25 ans, nos observations sont similaires. La comparabilité des observations autour du seuil de 25 ans étant vérifiée, nous pouvons mesurer l'impact causal du subsidé *Impulsion moins de 25 ans*.

5.3. LES VARIABLES DE RÉSULTAT

Les variables de résultat sont les variables sur lesquelles nous désirons estimer l'impact du subsidé. Dans cette évaluation, nous nous concentrons sur l'impact du subsidé sur les perspectives d'emploi des jeunes ciblés par la politique jusqu'à deux ans et demi après leur entrée en chômage. Les données relatives à l'emploi dont nous disposons sont limitées. Pour rappel, nous savons, d'une part, si un individu est en emploi à la fin du mois et, d'autre part, si au moins un contrat de travail a été enregistré au cours du mois, quelle que soit sa durée. La première information nous est fournie par la catégorie d'inscription au Forem. La seconde est fournie par les déclarations immédiates des contrats réalisées par les employeurs à la Sécurité sociale (DIMONA). Sur la base de ces informations, nous construisons deux types de variables de résultat. D'une part, des variables relatives aux transitions vers l'emploi dans l'année suivant l'entrée au chômage. D'autre part, des variables relatives à l'emploi cumulé jusqu'à 30 mois (2,5 ans) après l'entrée au chômage.

- (1) Les transitions dans l'année suivant l'entrée au chômage :

Variable n°1 : Variable binaire indiquant si au moins une transition vers un emploi subsidié *Impulsion moins de 25 ans* ou *Impulsion 12+* a eu lieu dans l'année suivant l'entrée au chômage.

La condition de transition vers un emploi subsidié *Impulsion* est cumulative car elle implique (1) d'avoir transité vers l'emploi au cours d'au moins un mois⁴³ et (2) d'avoir bénéficié d'un subsidé *Impulsion* au cours de ce même mois. Analysée à l'échelle d'un groupe, cette variable nous indique le taux de recours aux aides à l'embauche *Impulsion*. En d'autres termes, elle fait référence à la probabilité de transition vers un emploi subsidié *Impulsion* dans les douze mois suivant l'entrée au chômage.

Variable n°2 : Variable binaire indiquant si au moins une transition vers un emploi a eu lieu dans l'année suivant l'entrée au chômage.

⁴² Les caractéristiques étant mesurées à l'entrée au chômage, la taille du donut est nulle et les estimations sont simplement réalisées sur une fenêtre de trois ans autour du seuil de 25 ans.

⁴³ Tel que défini dans la variable 2.

Analysée à l'échelle d'un groupe, elle nous indique la proportion d'individus qui trouvent au moins un emploi dans l'année suivant l'entrée au chômage. En d'autres termes, elle nous donne le taux de transition vers un emploi dans les douze mois suivant l'entrée au chômage.

Ces deux premières variables sont mesurées à la fin de chaque mois suivant l'entrée au chômage et jusqu'à douze mois après celle-ci. Elles sont donc observées à douze horizons temporels différents. Une variante de ces deux premières variables, considérant uniquement les transitions vers un emploi intérimaire, sera également étudiée.

(2) L'emploi cumulé :

Variable n°3 : Variable indiquant le nombre cumulé de mois en emploi sur une période de temps définie après l'entrée au chômage.

Plus exactement, il s'agit du nombre cumulé de mois en emploi sur une période de 1 à 30 mois après l'entrée au chômage. Cette variable de résultat est relative à l'emploi cumulé observé sur une période un peu plus longue que les variables de transition. Elle mesure l'intensité de la mise à l'emploi sur une période donnée.

Dans l'analyse principale, afin de ne pas prendre en compte les sorties vers des emplois d'une durée trop limitée, nous considérons qu'un individu est en emploi au cours d'un mois particulier s'il a eu au moins un emploi au cours de ce mois et s'il est toujours en emploi à la fin du mois. Ceci s'applique aux variables 1 à 3. Pour construire les trois variables de résultat ci-dessus, nous combinons ainsi les deux sources de données : le Forem et la DIMONA. Dans la section 6, nous reviendrons sur cette définition de l'emploi en analysant des définitions alternatives, plus et moins restrictives des transitions vers l'emploi.

Selon la même structure que le tableau 3, le tableau suivant décrit les transitions vers un emploi subsidié *Impulsion* par niveau de qualification et par groupe d'âge.

Tableau 4 : Statistiques descriptives du taux de recours aux subsides *Impulsion*

	(A) Peu scolarisés		(B) Moyennement scolarisés	
	21-24 ans	25-28 ans	21-24 ans	25-28 ans
Transition vers un emploi subsidié <i>Impulsion</i> – 25 ans dans l'année*	0,28 (0,45)	0,00 (0,00)	0,18 (0,38)	0,00 (0,00)
Transition vers un emploi <i>Impulsions</i> dans l'année *	0,28 (0,45)	0,11 (0,32)	0,18 (0,39)	0,08 (0,27)
Nombre d'épisodes de chômage	8 115	7 302	25 893	13 826

Notes : Les statistiques descriptives de ce tableau sont basées sur l'échantillon utilisé pour l'analyse principale : les individus entrant en chômage entre juillet 2017 et juin 2019 à l'âge de 21 à 28 ans alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. La partie gauche du tableau (A) concerne les individus peu scolarisés, la partie droite (B) les individus moyennement scolarisés. Chaque partie comprend deux colonnes. La première concerne les individus âgés entre 21 et 24 ans à l'entrée en chômage (=le groupe de traitement). La deuxième est relative aux individus âgés entre 25 et 28 ans (=groupe de contrôle). Les chiffres principaux indiquent la moyenne de la variable dans le groupe d'individus considérés. Les écarts-types sont renseignés entre parenthèses.

* suivant l'entrée en chômage

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

L'analyse des transitions vers un emploi subsidié *Impulsion moins de 25 ans* nous indique que 28% des jeunes peu scolarisés âgés de 21 à 24 ans lors de leur entrée au chômage ont bénéficié de l'*Impulsion moins de 25 ans* dans l'année suivant l'entrée au chômage. Le taux de recours tombe à 18% chez les individus moyennement scolarisés âgés de 21 à 24 ans. Comme indiqué

précédemment, ce recours plus faible reflète le fait que certains individus moyennement scolarisés âgés de 21 à 24 ans ne sont pas éligibles au subside, car ils ne remplissent pas le critère de durée de six mois d'inoccupation. Étant donné l'échantillon sélectionné, aucun individu peu ou moyennement scolarisé âgé de 25 ans et plus n'a transité vers un emploi subsidié *Impulsion moins de 25 ans* dans l'année suivant son entrée au chômage.

Lorsqu'on prend en compte les transitions vers les emplois subsidiés *Impulsion moins de 25 ans* et également vers les emplois subsidiés *Impulsion 12+*, les transitions des individus de moins de 25 ans ne sont pas impactées : d'une part, car la probabilité d'être chômeur de longue durée est peu élevée sous l'âge de 24 ans ; d'autre part car, pour un individu éligible aux deux subsides, le subside *Impulsion moins de 25 ans* est plus accessible et plus avantageux pour eux que le subside *Impulsion 12+*. Cependant, une certaine fraction des individus âgés de 25 à 28 ans à l'entrée au chômage bénéficie du subside *Impulsion 12+*. La proportion d'entre eux qui en bénéficie dans l'année suivant l'entrée au chômage est de 11% chez les peu scolarisés et 8% chez les moyennement scolarisés. Malgré le fait que les individus du groupe de contrôle peuvent bénéficier du subside *Impulsion 12+*, la différence dans le taux de recours aux deux subsides entre les groupes de plus et moins de 25 ans est marquée. Pour les individus peu scolarisés, la différence est de l'ordre de 17 points de pourcentage. Pour les individus moyennement scolarisés, elle est de l'ordre de 10 points de pourcentage. Cette différence dans le taux de recours entre les deux groupes est primordiale, car c'est sur elle que repose l'ensemble de notre stratégie d'évaluation de l'impact du subside.

Le tableau 5 décrit les transitions vers tout type d'emploi, qu'il soit subsidié ou non. Les statistiques descriptives du tableau 5 nous indiquent que parmi les jeunes peu scolarisés et moyennement scolarisés âgés de 21 à 24 ans, respectivement 57% et 71% ont transité vers l'emploi dans l'année suivant l'entrée au chômage. Pour les plus de 25 ans, les taux de transition vers l'emploi sont légèrement supérieurs, respectivement de 66% et 73% pour les peu et moyennement scolarisés. Pour les individus peu scolarisés, la différence dans les taux de transition est de près de 10% en faveur des individus plus âgés, non éligibles au subside. Pour les individus moyennement scolarisés, la différence dans les taux de transitions est de 2% en faveur des individus plus âgés. Ces différences, en défaveur des jeunes, ne peuvent pas s'interpréter comme un effet négatif de l'éligibilité au subside sur les perspectives d'emploi. En effet, ces différences peuvent aussi résulter, par exemple, d'un effet positif de l'expérience (liée à l'âge) sur les perspectives d'emploi. L'analyse de régression en discontinuité, présentée dans la section suivante, nous permettra d'isoler l'effet de l'éligibilité au subside en neutralisant l'effet de l'âge. La comparaison des perspectives d'embauche autour du seuil de 25 ans permet une interprétation causale que la comparaison des moyennes sur des intervalles d'âge larges ne permet pas.

Tableau 5 : Statistiques descriptives des variables de transition vers l'emploi

	(A) Peu scolarisés		(B) Moyennement scolarisés	
	21-24 ans	25-28 ans	21-24 ans	25-28 ans
Transition vers un emploi subsidié ou non dans l'année suivant l'entrée en chômage	0,57 (0,49)	0,66 (0,47)	0,71 (0,45)	0,73 (0,44)
Nombre d'épisodes de chômage	8 115	7 302	25 893	13 826

Note : Les statistiques descriptives de ce tableau sont basées sur l'échantillon utilisé pour l'analyse principale : les individus entrant en chômage entre juillet 2017 et juin 2019 à l'âge de 21 à 28 ans alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. La partie gauche du tableau (A) concerne les individus peu scolarisés, la partie droite (B) les individus moyennement scolarisés. Chaque partie comprend deux colonnes. La première concerne les individus âgés de 21 à 24 ans à l'entrée en chômage (=le groupe de traitement). La deuxième est relative aux individus âgés de 25 à 28 ans (=groupe de contrôle). Les chiffres principaux indiquent la moyenne de la variable dans le groupe d'individus considérés. Les écarts-types sont renseignés entre parenthèses.

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Si les statistiques descriptives mentionnées ci-dessus ne nous permettent pas de déduire l'impact causal du subside, elles nous fournissent tout de même des informations intéressantes quant à l'utilisation du subside. En combinant le taux de recours au subside et le taux de transition vers l'emploi du groupe de traitement, on conclut qu'un individu peu qualifié sur deux (28/57) et un individu moyennement qualifié sur quatre (18/71) ayant trouvé un emploi dans l'année suivant l'entrée en chômage ont bénéficié du subside. Ceci nous indique que les individus éligibles (ou leurs employeurs) ne demandent pas systématiquement le subside. Parmi les individus peu scolarisés, seuls 50% des individus éligibles demandent effectivement le subside. Parmi les individus moyennement scolarisés, 25% des individus âgés de 21 à 24 ans à l'entrée au chômage demandent effectivement le subside lorsqu'ils trouvent un emploi. Cependant, il est important de rappeler que tous les individus moyennement scolarisés de 21 à 24 ans ne sont pas éligibles, la condition de six mois d'inoccupation doit également être remplie. N'ayant pas d'information suffisamment détaillée sur l'historique de chômage, nous ne pouvons pas dire combien d'individus moyennement scolarisés éligibles ont effectivement demandé le subside alors qu'ils ont trouvé un emploi.

Le tableau 6 présente, de manière similaire aux précédents, les statistiques descriptives de notre dernière variable de résultat, l'emploi cumulé dans les 30 mois suivant l'entrée au chômage selon le niveau d'éducation et le groupe d'âge. Le nombre de mois cumulés en emploi est légèrement plus élevé pour les plus de 25 ans que pour les moins de 25 ans, autant pour les peu scolarisés que pour les moyennement scolarisés. La différence entre les deux groupes d'âge est plus marquée chez les individus peu scolarisés. De nouveau, seule la comparaison du nombre de mois cumulés en emploi autour du seuil de 25 ans permet une interprétation causale de l'effet du subside que la comparaison des moyennes sur des intervalles d'âge larges ne permet pas. L'analyse de régression en discontinuité, présentée dans la section suivante, nous permettra d'inférer cet effet causal. Par ailleurs, on remarque également que le nombre de mois en emploi cumulé est plus important chez les individus disposant d'un diplôme d'enseignement secondaire supérieur.

Tableau 6 : Statistiques descriptives de l'emploi cumulé

	(A) Peu scolarisés		(B) Moyennement scolarisés	
	21-24 ans	25-28 ans	21-24 ans	25-28 ans
Nombre cumulé de mois en emploi dans les 30 mois suivant l'entrée en chômage	10 (9,9)	12 (10,5)	14,7 (10,7)	15,2 (10,7)
Nombre d'épisodes de chômage	8 115	7 302	25 893	13 826

Note : Les statistiques descriptives de ce tableau sont basées sur l'échantillon utilisé pour l'analyse principale : les individus entrant en chômage entre juillet 2017 et juin 2019 à l'âge de 21 à 28 ans alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. La partie gauche du tableau (A) concerne les individus peu scolarisés, la partie droite (B) les individus moyennement scolarisés. Chaque partie comprend deux colonnes. La première concerne les individus âgés de 21 à 24 ans à l'entrée en chômage (=le groupe de traitement). La deuxième est relative aux individus âgés de 25 à 28 ans (=groupe de contrôle). Les chiffres principaux indiquent la moyenne de la variable dans le groupe d'individus considérés. Les écarts-types sont renseignés entre parenthèses.

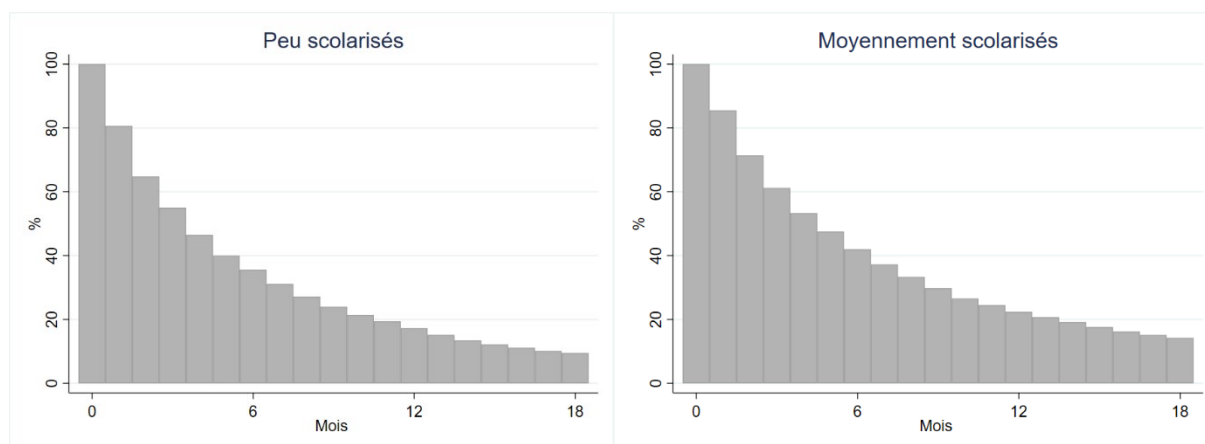
Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Au-delà du bénéfice du subside en lui-même, il est également intéressant de s'attarder sur la durée effective durant laquelle les individus bénéficient du subside. Comme mentionné précédemment, la durée théorique maximale de l'aide est de 36 mois. Afin d'avoir un indicateur de cette durée effective d'utilisation du subside, nous comptabilisons le nombre de mois en emploi subsidié suivant la première transition vers un emploi subsidié. Si au cours d'un mois l'individu n'est plus en emploi subsidié, nous arrêtons de compter, même s'il en bénéficie à nouveau le mois suivant. Nous nous intéressons donc au nombre de mois continus en emploi subsidié. Il est à noter cependant que, étant donné la portabilité du subside, il se peut que le nombre de mois continus en emploi subsidié ne soit pas équivalent à la durée effective de bénéfice du subside. Par ailleurs, lorsqu'un individu a bénéficié du subside au cours du mois, il se peut qu'il n'en ait pas bénéficié durant tout le mois. Nous ne mesurons donc pas exactement la durée effective du subside mais une durée continue en emploi subsidié en mois.

Sur la base de cette durée, nous calculons la proportion d'individus qui, après une première transition vers un emploi subsidié, continuent à bénéficier du subside *Impulsion moins de 25 ans* chaque mois, de manière continue, jusqu'à dix-huit mois après le premier mois de bénéfice du subside⁴⁴. Sur la figure 4, le mois zéro représente le mois de la première transition vers le subside. Comme nous nous intéressons uniquement aux individus ayant transité au moins une fois vers un emploi subsidié, 100% des individus retenus pour l'analyse bénéficient du subside au cours de ce mois zéro. Ensuite, pour chaque mois suivant, nous calculons la proportion d'individus, parmi ces 100% qui bénéficient encore du subside et en ont bénéficié chaque mois jusque-là.

⁴⁴ Nous ne pouvons malheureusement pas, avec la base de données actuelle, calculer cette proportion sur un horizon temporel supérieur.

Figure 4 : Durée continue en emploi subsidié



Note : Analyses basées sur les individus entrant en chômage entre juillet 2017 et juin 2019 à l'âge de 21 à 24 ans alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion* (=groupe de traitement) et qui transitent au moins une fois vers un emploi subsidié *Impulsion moins de 25 ans* pendant l'année suivant l'entrée en chômage.

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Ces graphiques nous indiquent que le subside tend à être utilisé pour des périodes relativement courtes. Parmi les peu scolarisés, près de la moitié des individus ayant bénéficié du subside ne sont plus en emploi subsidié trois mois plus tard. Après dix-huit mois, seuls un peu moins de 10% des individus bénéficient encore du subside. Parmi les moyennement scolarisés, la durée en emploi subsidié est un peu plus longue. En effet, près de la moitié des individus ayant bénéficié du subside n'en bénéficient plus quatre mois plus tard. Après dix-huit mois, 15% des individus bénéficient encore du subside.

Le subside peut également être utilisé de manière discontinue. En prenant en compte les individus qui ont bénéficié du subside de manière discontinue, les proportions sont naturellement plus élevées, mais traduisent tout de même une utilisation du subside sur des périodes assez courtes en moyenne. En effet, dix-huit mois après une première transition vers un emploi subsidié, seuls 33% des peu qualifiés et 40% des moyennement scolarisés sont encore en emploi subsidié, qu'ils aient bénéficié du subside de manière continue ou discontinue jusqu'au dix-huitième mois.

En annexe C, une figure similaire à la figure 4 est présentée selon le type de travail principal au cours de chaque mois observé : le travail intérimaire et non intérimaire y est différencié. Il est intéressant de voir que même, par nature, si l'emploi intérimaire fait diminuer la durée observée, celle-ci reste assez faible pour les autres types d'emploi. Un an et demi après le premier bénéfice du subside, seul 15% des peu scolarisés et 20% des moyennement scolarisés ont bénéficié du subside de manière continue dans un emploi non intérimaire.

6. Résultats

Dans cette section sont présentés les principaux résultats de notre évaluation d'impact. La première partie de cette section se focalise sur l'impact de l'éligibilité aux subsides sur les transitions vers l'emploi, subsidié ou non, à un horizon maximal d'un an après l'entrée au chômage. À la fin de cette première partie, un focus sur les transitions vers l'emploi intérimaire est également présenté. C'est l'utilisation intensive des subsides *Impulsion* par les entreprises de travail intérimaire qui motive ce focus sur l'emploi intérimaire. La deuxième partie de cette section se focalise sur l'impact de l'éligibilité aux subsides sur le nombre de mois cumulés en emploi jusqu'à 30 mois après l'entrée au chômage.

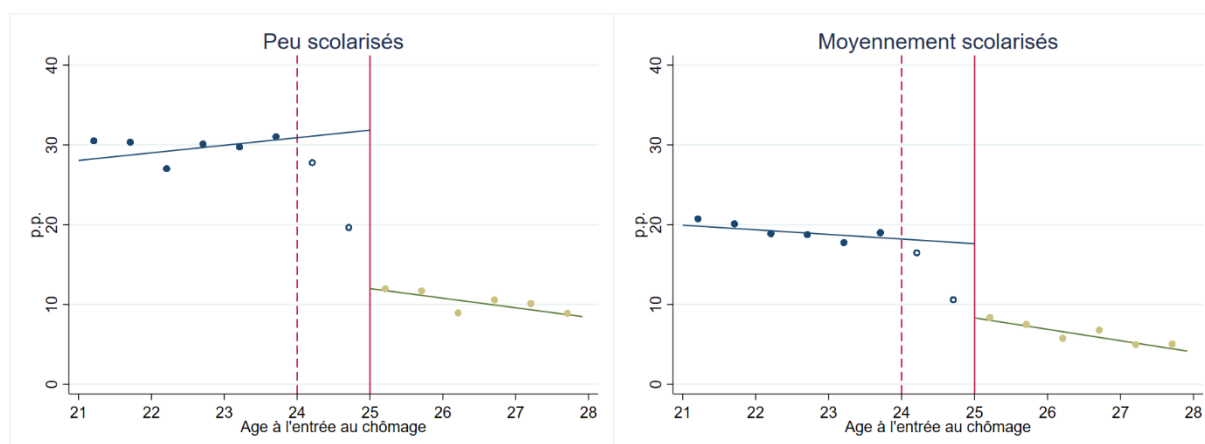
6.1. LES TRANSITIONS JUSQU'À UN AN APRÈS L'ENTRÉE AU CHÔMAGE

6.1.1. Vers le subside

La première étape de notre analyse est de vérifier l'existence d'une discontinuité dans le taux de recours aux subsides (*Impulsion moins de 25 ans* ou *Impulsion 12+*) au seuil de 25 ans. C'est sur cette discontinuité que repose l'identification de l'effet causal du subside, c'est une condition essentielle à la mesure de l'impact du subside.

Les deux graphiques suivants illustrent le taux de recours aux subsides dans les douze mois suivant l'entrée au chômage en fonction de l'âge. Le graphique de gauche concerne les individus peu scolarisés de notre échantillon. Celui de droite concerne les individus moyennement scolarisés.

Figure 5 : Discontinuité à l'âge de 25 ans dans le taux de recours aux subsides *Impulsion* dans l'année suivant l'entrée en chômage



Note : Les deux régressions en discontinuité ci-dessus ont été réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans la section 4.2 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils sont âgés de 21 à 28 ans et qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée dans l'année suivant l'entrée en chômage, le donut est composé des individus de 24 à 25 ans à leur entrée en chômage. Les observations autour du donut sont pondérées selon un kernel triangulaire et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage. Pour les peu (moyennement) scolarisés, l'estimateur de l'impact à 25 ans est 19,8 (9,7) points de pourcentage avec une p-valeur de 0,000 (0,000).

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Sur ces graphiques, les points représentent le taux de recours moyen à une aide *Impulsion* observé dans une fenêtre d'âge de six mois. Par exemple, le tout premier point sur le graphique de gauche de la figure 5 nous indique que 30% des jeunes peu scolarisés qui ont entre 21 ans et 21 et six mois à l'entrée au chômage ont transité vers un emploi subsidié dans l'année suivant l'entrée au chômage. De manière similaire, le dernier point sur la droite de ce même graphique nous indique que parmi les jeunes peu scolarisés de notre échantillon qui ont entre 27 ans et six mois et 28 ans à l'entrée en

chômage, un peu moins de 10% ont transité vers un emploi subsidié (*Impulsion 12+* dans ce cas-ci) dans l'année suivant l'entrée en chômage. Les points situés dans le donut illustrent bien l'éligibilité partielle au subsidie des individus qui atteignent l'âge de 25 ans dans l'année suivant l'entrée au chômage. En effet, plus on se rapproche du seuil d'âge de 25 ans, plus le nombre de mois sur les douze durant lesquels ils ont été éligibles diminue et plus le taux de recours aux subsides fléchit. Par exemple, un individu âgé de 24 ans et demi au début d'un épisode de chômage a six mois de moins qu'un individu de tout juste 24 ans pour décrocher un emploi et activer *Impulsion*.

Sur chaque graphique sont également représentées des droites de régression. La droite en bleu à gauche est estimée sur la base de l'ensemble des individus âgés de 21 à 24 ans et illustre la relation linéaire entre le taux de recours aux subsides et l'âge au sein de ce groupe. Cette relation est extrapolée dans le donut, pour les individus âgés de 24 à 25 ans. La droite en vert, à droite, illustre également la relation linéaire entre le taux de recours aux subsides et l'âge, mais pour les individus âgés de 25 à 28 ans. Chacune de ces droites nous fournit une estimation de la variable de résultat au seuil de 25 ans. La différence entre les deux fournit l'estimateur de la discontinuité dans le taux de recours aux subsides à l'âge de 25 ans (δ_x dans l'encadré 1). Le tableau D1 de l'annexe D renseigne les estimations de la variable de résultat au seuil, l'estimateur de l'impact, son intervalle de confiance ainsi que la p-valeur qui permet de juger de sa significativité statistique.

Pour les individus peu scolarisés, le taux de recours aux subsides au seuil estimé sur la base des individus de moins de 25 ans est de 32%, celui estimé sur la base des individus de plus de 25 ans est de 12%. Parmi les individus de moins de 25 ans qui bénéficient d'un subsidie *Impulsion*, 98,9% bénéficient du subsidie *Impulsion moins de 25 ans*, alors que ceux de plus de 25 ans bénéficient uniquement du subsidie *Impulsion 12+*. Il en résulte une discontinuité estimée au seuil de 25 ans de 20 points de pourcentage, qui est statistiquement significative au seuil de 1%.

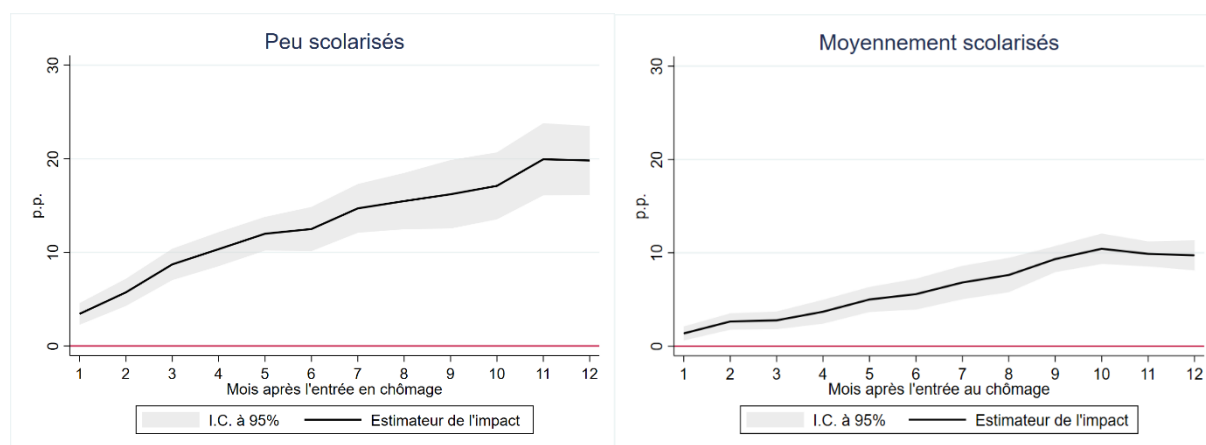
Pour les individus moyennement scolarisés, le taux de recours aux subsides au seuil estimé sur la base des individus de moins de 25 ans est de 18%, celui estimé sur la base des individus de plus de 25 ans est de 8%. Le taux de recours des individus moyennement scolarisés de moins de 25 ans est inférieur à celui des individus peu scolarisés. Ceci ne résulte pas nécessairement d'un taux de recours plus faible pour les individus moyennement scolarisés éligibles à *Impulsion moins de 25 ans*. Comme mentionné dans la section précédente, une partie des individus moyennement scolarisés de 21 à 24 ans ne sont pas éligibles, s'ils ne remplissent pas le critère de durée d'inoccupation de six mois. Le taux de recours plus bas des individus moyennement scolarisés âgés de 21 à 24 ans reflète donc aussi le critère d'éligibilité plus strict des individus moyennement scolarisés. La discontinuité estimée au seuil de 25 ans est de 9,7 points de pourcentage et est statistiquement significative au seuil de 1%. Cette discontinuité reflète bien la différence d'accessibilité au subsidie pour les individus proches de 25 ans.

Le taux de recours aux subsides peut être mesuré à la fin de chaque mois suivant l'entrée au chômage. De manière similaire, la discontinuité dans le taux de recours, telle que représentée sur les graphiques de la figure 5, peut également être estimée à la fin de chaque mois suivant l'entrée au chômage. En effet, les graphiques présentés ci-dessus se focalisent sur le fait de bénéficier du subsidie dans un horizon de douze mois. Nous pouvons faire varier l'horizon temporel considéré. Nous avons donc réalisé ces estimations pour des horizons allant d'un à douze mois. Pour chacune de ces douze estimations, nous estimons la discontinuité au seuil. Ces douze valeurs sont reportées sur les graphiques de la figure 6, en fonction de l'intervalle de temps considéré. Les deux graphiques de la figure 6 représentent donc l'estimation de cette discontinuité, ainsi que son intervalle de confiance à 95%, chaque mois après l'entrée au chômage, et ce jusqu'au douzième mois. Après douze mois, l'estimateur de l'impact pour les individus peu scolarisés (moyennement scolarisés) est de 19,8 (9,7)

points de pourcentage en faveur des plus jeunes, exactement comme nous l'avons estimé et présenté dans le graphique de gauche (droite) de la figure 5.

Pour rappel, la taille du donut est fonction de l'horizon temporel de la variable de résultat. Par exemple, lorsqu'on regarde le taux de recours un mois après l'entrée au chômage, seuls les individus ayant 24 ans et 11 mois à l'entrée sont supprimés de l'échantillon. La taille du donut augmente ensuite progressivement pour atteindre douze mois lorsqu'on observe la variable de résultat douze mois après l'entrée au chômage.

Figure 6 : Évolution de l'estimateur de l'impact sur le taux de recours aux subsides jusqu'à un an après l'entrée en chômage



Note : Les deux graphiques ci-dessus représentent l'estimateur de l'impact sur le taux de recours aux subsides d'un à douze mois après l'entrée au chômage. Chaque graphique représente donc le résultat de douze régressions (estimateur de l'impact à 25 ans et intervalle de confiance à 95%). Lorsque la variable de résultat est mesurée X mois après l'entrée au chômage, le donut est composé des individus âgés de [25-X ; 25]. Le groupe de traitement est composé des individus âgés de [24+X ; 25-X]. Le groupe de contrôle reste inchangé et est toujours composé des individus âgés de [25 ; 28].

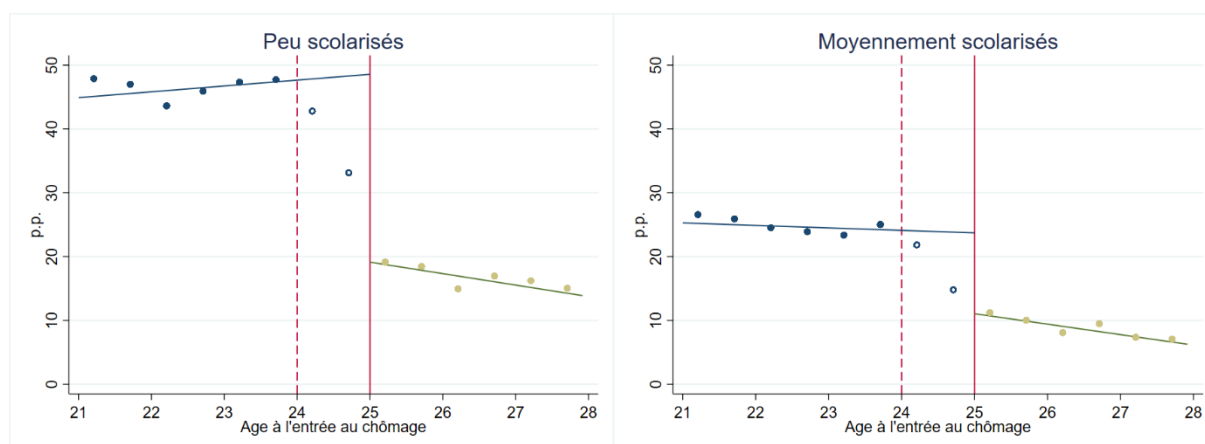
Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Pour les deux niveaux de qualification, l'estimateur de l'impact de l'éligibilité à l'*Impulsion moins de 25 ans* sur le taux de recours aux subsides au seuil de 25 ans est statistiquement significatif dès le premier mois suivant l'entrée au chômage. En effet, dès ce premier mois, nous pouvons voir que l'intervalle de confiance à 95% ne contient pas la valeur zéro. L'estimateur croît ensuite de manière continue jusqu'au onzième mois pour les peu scolarisés et jusqu'au dixième mois pour les moyennement scolarisés, pour atteindre respectivement 20 et 10 points de pourcentage. En effet, plus l'intervalle considéré est grand, plus la probabilité de décrocher un contrat *Impulsion* est grande. Pour les individus moyennement scolarisés, on observe également une discontinuité dans le taux de recours aux subsides dès le premier mois suivant l'entrée au chômage, même s'ils doivent être demandeurs d'emploi inoccupés depuis au moins six mois pour être éligible au subside. C'est dû au fait que cette durée d'inoccupation est mesurée sur les six derniers mois et que 31 jours de travail, consécutifs ou non, sont admis durant cette période. Il est donc possible pour un individu entrant au chômage, de la manière dont nous l'avons défini dans la section 3, de satisfaire le critère de durée d'inoccupation de six mois.

Le taux de recours aux subsides, tel que défini ci-dessus, dépend à la fois de la probabilité de trouver un emploi et, le subside n'étant pas automatique, de la probabilité de solliciter le subside lorsque l'on a trouvé un emploi. Dans les graphiques suivants (cf. figure 7), nous nous intéressons à la part des embauches subsidiées par *Impulsion moins de 25 ans* ou *Impulsion 12+* parmi le total des embauches qui interviennent dans l'année suivant l'entrée au chômage. Pour les individus peu

scolarisés, la part des embauches subsidiées dans l'année suivant l'entrée au chômage est de 48,6% juste en dessous de 25 ans. Pour les individus moyennement scolarisés, elle est de 23,7%⁴⁵.

Figure 7 : Discontinuité à l'âge de 25 ans dans le taux d'embauches subsidiées dans l'année suivant l'entrée au chômage



Note : Les deux régressions en discontinuité ci-dessus ont été réalisées sur un sous-échantillon de l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans la section 4.2. L'échantillon d'évaluation est composé des jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils sont âgés de 21 à 28 ans et qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Nous retenons pour cette analyse uniquement les individus ayant transité vers l'emploi dans l'année suivant l'entrée au chômage. Pour les peu (moyennement) scolarisés, le nombre total d'épisodes de chômage dans le groupe de traitement et de contrôle est de 9 445 (18 384). Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée dans l'année suivant l'entrée en chômage, le donut est composé des individus de 24 à 25 ans à leur entrée en chômage. Les observations autour du donut sont pondérées selon un kernel triangulaire et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage. Pour les peu (moyennement) scolarisés, l'estimateur de l'impact à 25 ans est 28,6 (23,7) points de pourcentage avec une p-valeur de 0.000 (0.000).

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

6.1.2. Vers l'emploi

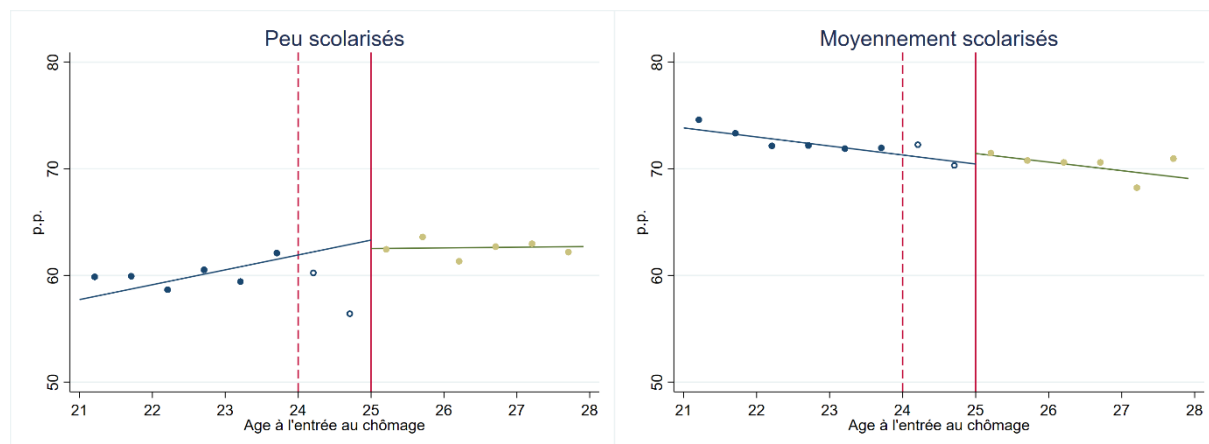
La discontinuité au seuil dans le taux de recours aux subsides, condition nécessaire à l'identification de l'impact causal de l'éligibilité au subside sur les perspectives d'emploi des moins de 25 ans, est vérifiée. Il importe à présent de mesurer si la probabilité supérieure de bénéficier d'un subside pour les moins de 25 ans se traduit par une augmentation de la probabilité de trouver un emploi dans l'année suivant l'entrée au chômage. La différence au seuil dans le taux de recours aux subsides, observée dans la figure 5, nous indique l'effet maximum que nous pourrions estimer sur le taux de transition vers l'emploi. Cette différence montre un taux de recours aux subsides plus important chez les individus de tout juste moins de 25 ans. Si l'ensemble des recours supplémentaires aux subsides sont liés à de nouveaux emplois créés⁴⁶, alors nous devrions observer une différence similaire dans les transitions vers l'emploi au seuil de 25 ans. À l'inverse, si aucun des emplois subsidiés n'est un nouvel emploi créé, mais qu'il s'agit uniquement des emplois déjà existants pour le groupe ciblé, l'impact sur les transitions vers l'emploi au seuil sera nul. Étant donné la présence d'individus qui ne remplissent pas le critère d'inoccupation de six mois dans le groupe de traitement, la différence mesurée au seuil pour les moyennement scolarisés est plus petite que pour les peu scolarisés et l'effet maximal que nous pourrions détecter est inférieur. Néanmoins, la différence dans le taux de recours aux subsides est statistiquement significative, si les embauches subsidiées sont liées à de nouveaux emplois créés, nous l'observerons dans les transitions vers l'emploi.

⁴⁵ Rappelons encore une fois que pour les individus moyennement scolarisés, le taux est inférieur, pas nécessairement parce que moins d'individus sollicitent le subside mais également parce qu'une partie des embauches ne sont pas subsidiées, si l'individu ne satisfait pas au critère de durée d'inoccupation.

⁴⁶ Que ce soit en terme agrégé ou au niveau du groupe cible au détriment d'un autre groupe de travailleurs.

Les deux graphiques de la figure 8 représentent, de manière similaire à ceux de la figure 5, le taux de transition vers l'emploi dans l'année suivant l'entrée au chômage. Les détails des estimateurs au seuil se trouvent dans le tableau D1 de l'annexe D.

Figure 8 : Discontinuité à l'âge de 25 ans dans le taux de transition vers l'emploi dans l'année suivant l'entrée en chômage



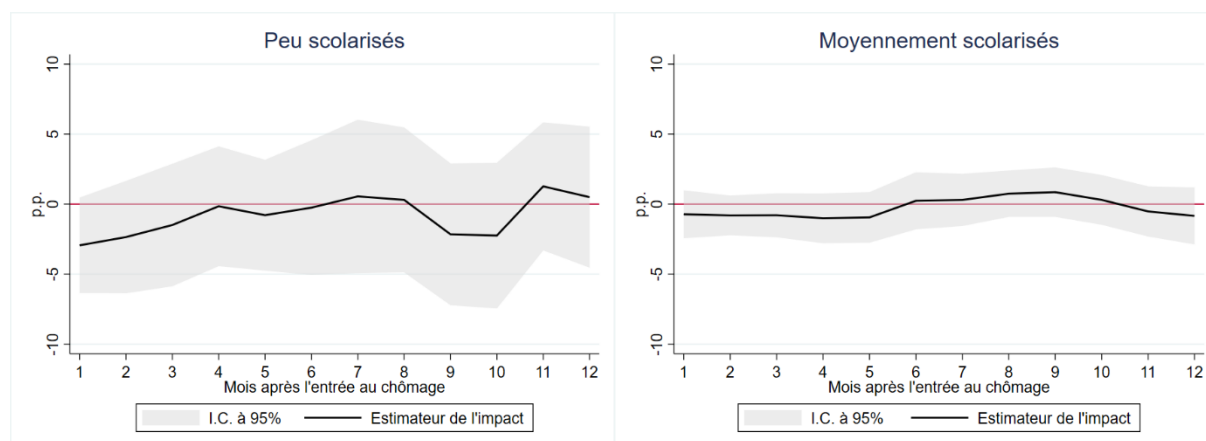
Note : Les deux régressions en discontinuité ci-dessus ont été réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans la section 4.2 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils sont âgés de 21 à 28 ans et qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée dans l'année suivant l'entrée en chômage, le donut est composé des individus de 24 à 25 ans à leur entrée en chômage. Les observations autour du donut sont pondérées selon un kernel triangulaire et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage. Pour les peu (moyennement) scolarisés, l'estimateur de l'impact à 25 ans est 0,5 (-0,8) point de pourcentage avec une p-valeur de 0,844 (0,414).

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Pour les individus peu scolarisés, nos estimations indiquent une relation légèrement positive entre l'âge et le taux de transition vers l'emploi avant l'âge de 25 ans, qui se stabilise ensuite. Pour les individus moyennement scolarisés, les données mettent en évidence une relation négative entre l'âge et le taux de transition vers l'emploi sur l'ensemble de la fenêtre d'âge observée. Juste en dessous du seuil de 25 ans, la probabilité de trouver un emploi dans l'année suivant l'entrée au chômage est estimée à 63% pour les jeunes peu scolarisés et à 70% pour les jeunes moyennement scolarisés. Pour les deux niveaux de qualification, les estimateurs au seuil mettent en lumière une discontinuité presque nulle, inférieure à 1 point de pourcentage, et statistiquement non significative dans le taux de transition vers l'emploi.

De manière similaire à la figure 6, les deux graphiques de la figure 9 représentent l'estimation de cette discontinuité chaque mois après l'entrée au chômage, et ce jusqu'au douzième mois. La valeur zéro étant toujours dans l'intervalle de confiance de l'estimateur, on conclut que, jusqu'à un an après l'entrée au chômage, la discontinuité observée n'est jamais statistiquement différente de zéro.

Figure 9 : Évolution de l'estimateur de l'impact sur le taux de transition vers l'emploi jusqu'à un an après l'entrée en chômage



Note : Les deux graphiques ci-dessus représentent l'estimateur de l'impact sur le taux de transition vers l'emploi d'un à douze mois après l'entrée au chômage. Chaque graphique représente donc le résultat de douze régressions (estimateur de l'impact à 25 ans et intervalle de confiance à 95%). Lorsque la variable de résultat est mesurée X mois après l'entrée au chômage, le donut est composé des individus âgés de $[25-X ; 25]$. Le groupe de traitement est composé des individus âgés de $[24+X ; 25-X]$. Le groupe de contrôle reste inchangé et est toujours composé des individus âgés de $[25 ; 28]$.

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Dans notre échantillon, nous ne captions donc aucun impact de l'éligibilité au subsidie *Impulsion moins de 25 ans* sur le passage à l'emploi au seuil de 25 ans. Proche de l'âge de 25 ans, les embauches qui ont bénéficié de l'aide *Impulsion moins de 25 ans* auraient été réalisées, même en l'absence de subsidie. Le subsidie semble uniquement générer un effet d'aubaine.

6.1.3. Vers l'emploi intérimaire

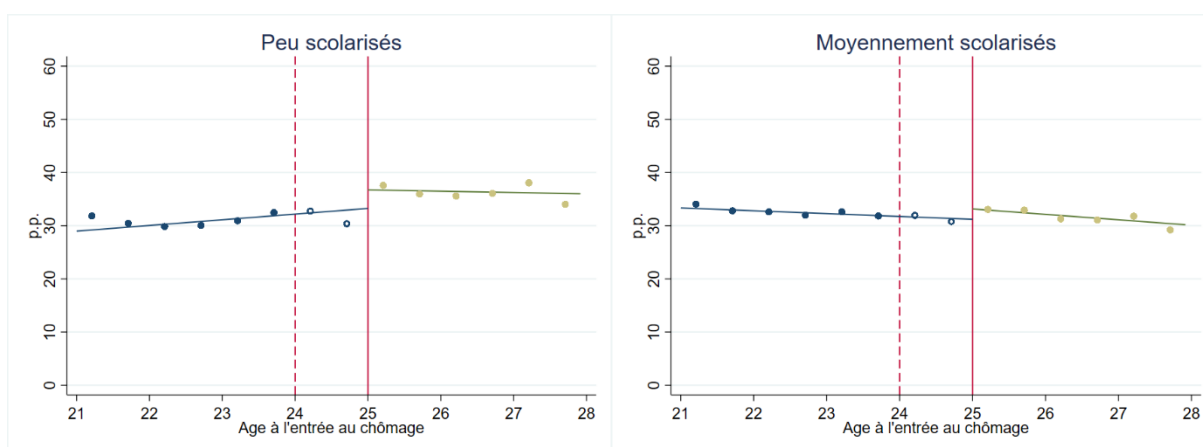
Le premier rapport d'évaluation des dispositifs *Impulsion* réalisé par le Forem (Forem, 2018), ainsi que les statistiques descriptives du tableau 2, nous indiquent que les entreprises de travail intérimaire représentent une part importante des utilisateurs des subsides *Impulsion*. Dans la suite de cette section, nous nous intéressons à l'impact de l'éligibilité au subsidie sur les transitions vers l'emploi intérimaire. Plus spécifiquement, nous nous intéressons uniquement aux transitions vers l'emploi lorsque l'emploi principal occupé au cours du mois est un emploi intérimaire. Les détails des estimateurs au seuil se trouvent dans le tableau F1 de l'annexe F.

Les deux graphiques de l'annexe E représentent le taux de recours aux subsides *Impulsion* lorsque l'emploi principal observé au cours du mois est un emploi intérimaire. Ils nous indiquent que, juste en dessous du seuil de 25 ans, le taux de recours au subsidie est de 19% pour les individus peu scolarisés et 10% pour les individus moyennement scolarisés. Si l'on considère que, dans une majorité des cas, l'emploi qui bénéficie d'une aide *Impulsion* est l'emploi principal occupé au cours du mois, cela signifie que pour les individus qui sont éligibles à *Impulsion moins de 25 ans* et qui ont presque atteint l'âge de 25 ans, respectivement 59% et 55% des individus peu et moyennement scolarisés ayant transité vers un emploi subsidié dans l'année suivant l'entrée au chômage ont été engagés par une agence de travail intérimaire.

Ce résultat confirme que les entreprises de travail intérimaire sont des utilisatrices importantes des subsides *Impulsion*. Mais les individus éligibles au subsidie *Impulsion moins de 25 ans* ont-ils une probabilité supérieure de transiter vers un emploi intérimaire ? Ou bien ces chiffres reflètent-ils simplement l'importance de l'emploi intérimaire dans la transition vers l'emploi des jeunes demandeurs et demandeuses d'emploi faiblement scolarisés wallons.

Les graphiques de la figure 10 représentent les transitions vers l'emploi intérimaire en fonction de l'âge. Avant de se focaliser sur la discontinuité au seuil, il est intéressant de constater que respectivement 33% et 31% des individus peu et moyennement scolarisés ayant tout juste moins de 25 ans ont transité vers un emploi intérimaire (les autres n'ont soit pas trouvé d'emploi, soit en ont trouvé un directement au sein d'une entreprise non intérimaire). Si l'on compare cela aux transitions vers l'emploi des individus peu et moyennement scolarisés de tout juste plus de 25 ans (figure 8 et tableau D1 en annexe), on constate que respectivement 52% et 44% des individus qui ont trouvé un emploi dans l'année suivant l'entrée en chômage ont transité vers un emploi intérimaire. Cela reflète l'importance du travail intérimaire dans l'emploi chez les jeunes faiblement scolarisés. Les tendances dans la relation entre le taux de transition vers l'emploi intérimaire et l'âge sont similaires à celles observées pour le taux de transition vers l'emploi global.

Figure 10 : Discontinuité à l'âge de 25 ans dans le taux de transition vers l'emploi intérimaire dans l'année suivant l'entrée

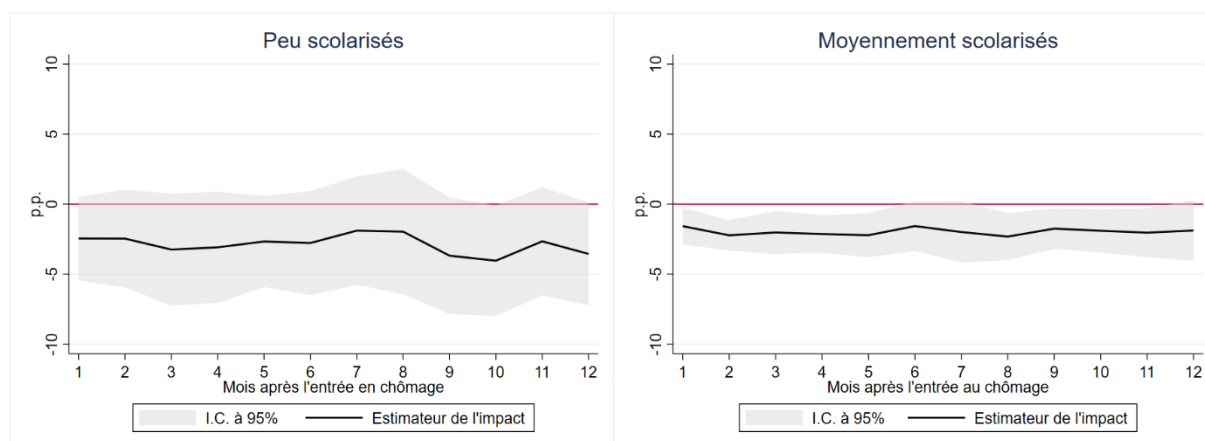


Note : Les deux régressions en discontinuité ci-dessus ont été réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans la section 4.2 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils sont âgés de 21 à 28 ans et qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée dans l'année suivant l'entrée en chômage, le donut est composé des individus de 24 à 25 ans à leur entrée en chômage. Les observations autour du donut sont pondérées selon un kernel triangulaire et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage. Pour les peu (moyennement) scolarisés, l'estimateur de l'impact à 25 ans est -3,5 (-1,9) points de pourcentage avec une p-valeur de 0,057 (0,086).

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Focalisons-nous maintenant sur la discontinuité au seuil. Les figures 10 et 11 nous indiquent que la probabilité de transition vers un emploi intérimaire jusqu'à un an après l'entrée au chômage est légèrement inférieure pour les individus éligibles à l'*Impulsion moins de 25 ans*, qu'ils soient peu ou moyennement scolarisés. La discontinuité observée au seuil n'est pas statistiquement significative pour les individus peu scolarisés, mais est statistiquement significative au seuil de 5% pour les individus moyennement scolarisés et estimée autour de 2 points de pourcentage. Cela signifie que l'éligibilité au subside *Impulsion moins de 25 ans* diminue de 2 points de pourcentage la probabilité de transiter vers un emploi intérimaire dans l'année suivant l'entrée au chômage pour les individus moyennement scolarisés. Le graphe de gauche de la figure 10 nous indique que, pour un jeune moyennement diplômé de tout juste plus de 25 ans, cette probabilité est de 33% un an après l'entrée au chômage, cela équivaut à une diminution de près de 6% en termes relatifs.

Figure 11 : Évolution de l'estimateur de l'impact sur le taux de transition vers l'emploi intérimaire jusqu'à un an après l'entrée



Note : Les deux graphiques ci-dessus représentent l'estimateur de l'impact sur le taux de transition vers l'emploi intérimaire d'un à douze mois après l'entrée au chômage. Chaque graphique représente donc le résultat de douze régressions (estimateur de l'impact à 25 ans et intervalle de confiance à 95%). Lorsque la variable de résultat est mesurée X mois après l'entrée au chômage, le donut est composé des individus âgés de $[25-X ; 25[$. Le groupe de traitement est composé des individus âgés de $[24+X ; 25-X[$. Le groupe de contrôle reste inchangé et est toujours composé des individus âgés de $[25 ; 28[$.

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Étant donné que l'impact de l'éligibilité sur les transitions vers l'emploi total n'est pas significativement différent de zéro (cf. section précédente), les embauches subsidiées auraient vraisemblablement eu lieu en l'absence du subsidie. Dès lors, cet effet négatif sur les transitions vers l'intérim, bien que de faible ampleur, pourrait refléter le fait que certains employeurs aient été plus enclins à embaucher eux-mêmes, directement au sein de leur entreprise, plutôt que de recruter via une entreprise d'intérim. En recrutant en interne, l'entreprise bénéficiait, en effet, directement de la réduction du coût du travail, comme nous le discutons plus bas. Dans l'annexe G de ce rapport, nous réalisons une analyse portant uniquement sur les transitions vers l'emploi non intérimaire. Les estimateurs de l'impact au seuil de 25 ans sur le taux de transition vers l'emploi non intérimaire jusqu'à un an après l'entrée au chômage sont globalement positifs. Même s'ils ne sont pas toujours statistiquement significatifs, cela confirme notre hypothèse d'un déplacement des contrats intérimaires vers des embauches directes au sein d'une entreprise. Il est important de rappeler que l'impact du subsidie sur les transitions vers l'emploi global (intérimaire et non intérimaire) est nul. L'effet positif sur les transitions vers l'emploi non intérimaire ne reflète donc pas des créations nettes d'emploi, mais uniquement un effet de substitution des emplois intérimaires par des emplois non intérimaires.

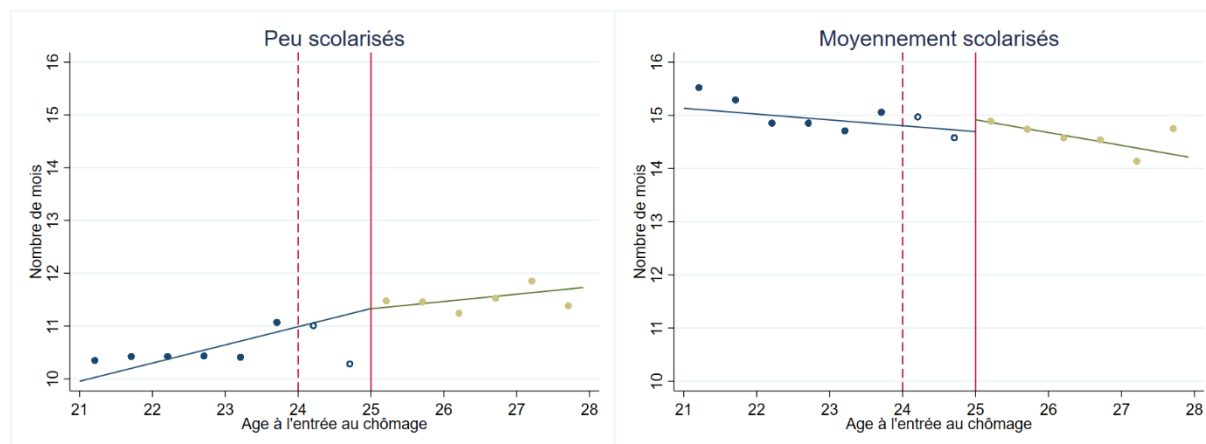
Suite à la mini-réforme du dispositif décidée en octobre 2022, le secteur de l'intérim est *de facto* exclu du bénéfice du subsidie. Nous discuterons, dans la section 7 de ce rapport, des potentielles conséquences de cette réforme sur l'impact des subsides *Impulsion* sur le retour à l'emploi.

6.2. EMPLOI CUMULÉ JUSQU'À DEUX ANS ET DEMI APRÈS L'ENTRÉE AU CHÔMAGE

Si l'éligibilité au subsidie *Impulsion moins de 25 ans* n'a pas d'impact sur le passage à l'emploi, nous pouvons tout de même nous intéresser à l'incidence sur la durée en emploi des individus éligibles. Notre hypothèse est que, une fois les demandeurs et demandeuses d'emploi embauchés, les entreprises pourraient être incitées à les garder en emploi plus longtemps (par rapport à une situation sans aides à l'emploi), étant donné que le subsidie à l'embauche est octroyé pour une période maximale de 36 mois. L'éligibilité au subsidie pourrait donc avoir un impact sur la durée de l'expérience d'emploi dans les mois suivant l'entrée au chômage. Les deux graphiques de la figure 12

représentent le nombre cumulé de mois en emploi sur une période de 30 mois après l'entrée en chômage en fonction de l'âge. Le détail des estimateurs au seuil, de l'intervalle de confiance ainsi que la p-valeur se trouvent au tableau en annexe H.

Figure 12 : Discontinuité à l'âge de 25 ans dans le nombre de mois cumulés en emploi dans les 30 mois après l'entrée au chômage



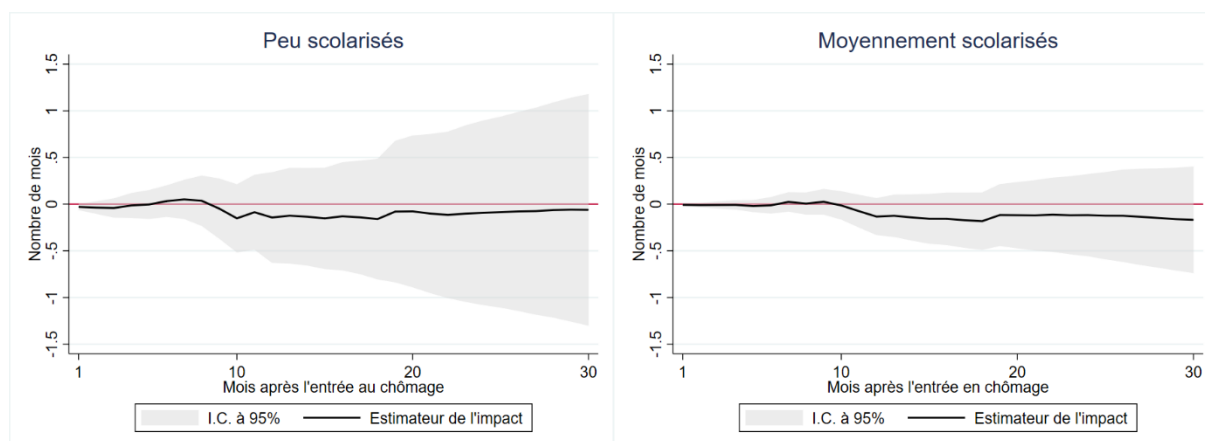
Note : Les deux régressions en discontinuité ci-dessus ont été réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans la section 4.2 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils sont âgés de 21 à 28 ans et qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée dans l'année suivant l'entrée en chômage, le donut est composé des individus de 24 à 25 ans à leur entrée en chômage. Les observations autour du donut sont pondérées selon un kernel triangulaire et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage. Pour les peu (moyennement) scolarisés, l'estimateur de l'impact à 25 ans est 0,0 (-0,2) mois avec une p-valeur de 0,992 (0,560).

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Pour les individus peu scolarisés, les observations révèlent une relation positive entre l'âge à l'entrée au chômage et l'emploi cumulé. Contrairement à ce qui était observé pour les variables de transition vers l'emploi, la relation positive se maintient au-delà de l'âge de 25 ans. Pour les individus moyennement qualifiés, nous observons à nouveau une relation négative entre l'âge à l'entrée en chômage et les 30 mois qui suivent. Aux alentours du seuil de 25 ans, les jeunes peu (moyennement) scolarisés passent en moyenne 11 (14,5) mois sur 30 en emploi à partir de la date d'entrée au chômage. Au seuil de 25 ans, il n'y a aucune discontinuité statistiquement significative dans la durée en emploi.

Une fois de plus, nous pouvons estimer cette discontinuité dans la variable de résultat pour chaque mois entre l'entrée au chômage et le 30^e mois suivant l'entrée au chômage (cf. figure 13). Les estimateurs de la discontinuité pour chaque horizon temporel ainsi que leurs intervalles de confiance sont repris sur les deux graphes ci-dessous. À aucun moment, la discontinuité au seuil n'est statistiquement différente de zéro. L'ensemble des mois avec emplois subsidiés remplacent donc simplement des mois avec emplois non subsidiés et non des mois au cours desquels aucun emploi n'aurait été observé en l'absence du subside. Le subside résulte donc en un effet d'aubaine total.

Figure 13 : Évolution de l'estimateur de l'impact sur l'emploi cumulé jusqu'à 30 mois après l'entrée au chômage



Note : Les deux graphiques ci-dessus représentent l'estimateur de l'impact sur le taux de transition vers l'emploi intérimaire d'un à 30 mois après l'entrée au chômage. Chaque graphique représente donc le résultat de 30 régressions (estimateur de l'impact à 25 ans et intervalle de confiance à 95%). Lorsque la variable de résultat est mesurée X mois après l'entrée au chômage, le donut est composé des individus âgés de $[25-X ; 25]$. Le groupe de traitement est composé des individus âgés de $[24+X ; 25-X]$. Le groupe de contrôle reste inchangé et est toujours composé des individus âgés de $[25 ; 28]$. Lorsque la variable de résultat est mesurée plus d'un an après l'entrée au chômage, la taille du donut est restreinte à douze mois.

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Les analyses effectuées ci-dessus nous indiquent l'absence d'effet positif significatif de l'éligibilité au subsidie *Impulsion moins de 25 ans* sur les chances de remise à l'emploi et la durée passée en emploi. Cela signifie que, même si les individus plus jeunes bénéficient sensiblement plus de subside à l'embauche, leurs perspectives d'emploi ne sont pas améliorées, car les embauches subsidiées se substituent à des embauches non subsidiées, mais ne sont pas des embauches supplémentaires créées.

7. Tests de sensibilité des résultats

Les analyses effectuées ci-dessus nous indiquent l'absence d'effet positif significatif de l'éligibilité au subside *Impulsion moins de 25 ans* sur les chances de remise à l'emploi et la durée passée en emploi. Cette section présente les trois principaux tests de sensibilité effectués sur nos résultats. Les tests de sensibilité ont pour objectif de démontrer l'invariabilité des effets estimés à différentes définitions des variables de résultat ainsi qu'à différentes spécifications du modèle économétrique. Ils permettent de vérifier si les conclusions principales, présentées dans la section précédente, ne sont pas dépendantes des choix méthodologiques qui ont été faits. Dans ce rapport de recherche, nous avons choisi de présenter trois tests de sensibilité.

Dans le premier test de sensibilité, nous faisons varier la largeur de la fenêtre d'observations prise en compte pour estimer la variable de résultat au seuil de 25 ans. Pour rappel, dans notre analyse principale, nous utilisons une fenêtre de trois ans autour du donut. Ici, nous avons agrandi et rétréci cette fenêtre d'un an pour vérifier l'invariabilité de nos conclusions à ce choix. Nous comparons donc les estimateurs de l'impact du subside estimés avec une fenêtre d'âge de deux, trois et quatre ans autour du donut. Comme le montrent les graphes des estimateurs présentés en annexe I, une modification de la taille de la fenêtre ne modifie que légèrement les estimateurs de l'impact sur les variables d'emploi et les conclusions restent identiques. Le nombre d'observations étant plus important pour les individus moyennement scolarisés, les variations sont moins importantes au sein de ce groupe.

Le deuxième test de sensibilité concerne l'estimation des variables de résultat pour les individus situés dans le donut, qui perdent l'éligibilité à l'*Impulsion moins de 25 ans* pendant la période sur laquelle la variable de résultat est mesurée. Dans le modèle économétrique de l'analyse principale, nous utilisons la relation linéaire estimée dans une fenêtre trois ans à gauche du donut, les individus éligibles à l'*Impulsion moins de 25 ans*, pour prédire les variables de résultat à l'intérieur de celui-ci. Dans ce test de sensibilité, nous utilisons la relation linéaire estimée pour les individus au-delà du seuil de 25 ans, les individus non éligibles, pour prédire les variables de résultat à l'intérieur du donut et estimer l'impact de l'éligibilité au subside à l'âge de 24 ans. Comme le montrent les graphiques de l'annexe J, malgré le changement dans la définition du groupe cible, les effets mesurés à 24 ans restent assez similaires et les conclusions restent inchangées.

Le troisième test de sensibilité porte sur la construction des variables de résultat. Comme mentionné dans la section 4, dans notre analyse principale, nous définissons l'emploi de manière à ignorer les épisodes d'emploi très courts, qui commencent et terminent au cours du même mois. Un individu est considéré en emploi au cours d'un mois s'il a eu au moins un emploi au cours de ce mois et est toujours en emploi à la fin du mois. Nous sommes bien conscients des multiples définitions possibles de l'emploi et aucune n'est dans l'absolu supérieure aux autres. Nous avons donc décidé de répliquer les analyses sur le taux de transition vers l'emploi (variable 2) en utilisant trois définitions alternatives de l'emploi. La première définition alternative vise à inclure tous les types d'emploi, même les plus courts. On considère alors qu'un individu a transité vers l'emploi dès qu'il a été au moins un jour en emploi, c'est-à-dire dès qu'un contrat de travail est renseigné à la DIMONA, peu importe sa durée. Les deux autres définitions alternatives visent à identifier uniquement les transitions plus longues vers l'emploi. Dans la seconde, l'individu est considéré comme ayant transité vers l'emploi au cours du mois s'il a eu au moins un emploi au cours de ce mois et du mois suivant et est toujours en emploi à la fin du mois et du mois suivant. Dans la dernière définition alternative, on considère qu'un individu est en emploi si au cours du mois et des deux mois suivants, il a eu au moins un emploi et est en emploi à la fin de chaque mois. Comme le montrent les graphiques de l'annexe K, les estimateurs de l'impact du subside sur les transitions vers l'emploi et vers l'emploi intérimaire jusqu'à un an varient légèrement selon les différentes définitions. La conclusion reste toutefois la même : on ne peut pas conclure à un impact significatif du subside sur les transitions vers l'emploi.

8. Discussion

Dans cette discussion, nous commençons par délimiter la portée des résultats. Ensuite, nous les interprétons et passons en revue les potentielles explications au faible impact de la politique. Enfin, nous abordons les améliorations possibles.

8.1. LA VALIDITÉ EXTERNE DES RÉSULTATS

Comme nous l'avons expliqué en détail dans les sections précédentes, l'identification de l'effet causal des aides *Impulsion* repose sur la comparaison des trajectoires d'emploi des jeunes éligibles et non éligibles qui sont proches du seuil de 25 ans lors du début d'un épisode de chômage. Cette stratégie a l'avantage majeur d'éviter une série de biais en comparant des individus aux caractéristiques proches et dont les différences d'opportunités sur le marché du travail ne peuvent être attribuées qu'à l'accès plus rapide à une aide *Impulsion* dont bénéficient les plus jeunes. Mais cette approche présente une limite importante que nous discutons ici.

Si nous interprétons les résultats de manière stricte, nous devons conclure que, au voisinage du seuil d'âge de 25 ans, nous n'observons pas de différence significative entre les trajectoires d'emploi des travailleurs et travailleuses éligibles et non éligibles. Ce résultat est très robuste mais ne peut pas être généralisé à l'ensemble du groupe cible. La « validité externe » des résultats n'est donc pas garantie. L'estimation de l'effet causal est en effet locale puisqu'elle se base sur la discontinuité à 25 ans dans la probabilité de bénéficier d'une aide à l'embauche. Les résultats pourraient-ils être différents pour les plus jeunes, c'est-à-dire ceux dont l'âge est plus proche de 20 que de 25 ans ? C'est une possibilité. Nous devons donc nous demander ce qui, outre l'âge, caractérise notre échantillon d'analyse et pourrait remettre en cause les conclusions pour les plus jeunes.

Dans l'analyse principale, les épisodes de chômage sur lesquels se basent nos estimations correspondent à des individus âgés de 21 à 28 ans et qui sont soit des premières inscriptions au Forem, soit des nouvelles entrées au chômage après un épisode d'emploi connu du Forem. Il est, tout d'abord, important de noter que ce n'est pas parce que les observations utilisées pour les estimations se rapportent à des individus de 21 à 28 ans que l'inefficacité des aides est prouvée pour toute la tranche des bénéficiaires potentiels de 21 à 25 ans. En effet, cette fenêtre large est utilisée pour estimer la relation entre l'âge et les résultats d'emploi, mais c'est sur la (non) significativité du saut de cette relation au seuil que se basent nos conclusions. Ensuite, nous notons que ces épisodes de chômage suivent généralement une expérience d'emploi. En effet, soit il s'agit d'une transition emploi-chômage avérée (dans 75% des cas), soit d'une première inscription. Mais, même dans ce cas, compte tenu de l'âge et du niveau de diplôme, il est peu vraisemblable que les individus de notre échantillon sortent de l'école. En d'autres termes, parmi le public cible, les très jeunes peu diplômés et sans expérience de travail ne sont pas bien représentés dans notre analyse. Pour ce public particulier, l'aide à l'embauche pourrait permettre d'accéder plus rapidement à une première expérience d'emploi en compensant l'employeur pour le manque de productivité perçu pour ce type de profil.

En conclusion, notre échantillon et, *a fortiori*, nos estimations ne permettent pas de tirer des conclusions applicables à l'ensemble de la population ciblée. Dès lors, nous n'avons pas d'élément pour affirmer ou réfuter que le subsidie pourrait être efficace, par exemple, chez les jeunes moins scolarisés à la sortie de l'école.

8.2. LES EFFETS D'AUBAINE

Si la politique étudiée ne donne pas plus de chances d'emploi aux éligibles relativement aux non-éligibles proches du seuil de 25 ans, c'est qu'elle ne modifie pas l'attitude des employeurs vis-à-vis

de cette partie du public cible. Leurs comportements d'embauche ne sont, en tout cas, pas modifiés. La politique n'a donc pas l'effet incitatif escompté. Pour rappel, sur le plan théorique, on pourrait s'attendre soit à ce que l'incitant financier pousse les employeurs à ouvrir de nouveaux postes de travail, avec des créations nettes d'emplois à la clé, soit à ce que les employeurs favorisent les travailleurs et travailleuses éligibles pour des embauches planifiées, ce qui n'augmente pas l'emploi agrégé, mais accroît les opportunités pour les travailleurs et travailleuses ciblés. Aucun de ces deux effets ne se manifeste dans les données. Le transfert financier génère donc un effet d'aubaine. Les embauches observées auraient donc vraisemblablement eu lieu en l'absence de la politique.

L'absence de critère de durée d'inoccupation pour les peu scolarisés et la courte durée exigée aux moyennement scolarisés est, selon nous, l'une des sources d'effet d'aubaine. Parmi les travailleurs et travailleuses qui débute un épisode de chômage, un certain nombre, du fait de leur motivation, qualités, compétences ou réseau, auraient transité très rapidement vers l'emploi, même en l'absence du subsidie. Puisque l'aide intervient tout de suite pour les peu scolarisés et seulement quelques mois plus tard pour les moyennement scolarisés, on ne laisse pas le temps à ceux et celles qui n'en ont pas le besoin de sortir d'eux-mêmes vers l'emploi. Nous reviendrons sur ce point important dans la section 7.4.3 consacrée aux modalités de mise en œuvre des aides à l'embauche.

8.3. LE CAS DE L'INTÉRIM

Lorsqu'une embauche a lieu, elle peut être faite directement par une entreprise ou via une agence de travail intérimaire. Notre analyse montre la présence d'effets d'aubaine pour les deux types d'embauches. Cependant, il est intéressant de se pencher sur le travail intérimaire car le mécanisme d'octroi de l'allocation de travail a probablement contribué à produire les effets d'aubaine pour ces employeurs. En effet, puisque le travailleur éligible signait son contrat de travail auprès de l'entreprise de travail intérimaire, c'est cette dernière qui bénéficiait du subsidie (le déduisait du salaire net) et non l'entreprise utilisatrice finale, au sein de laquelle le travailleur preste ses heures. Puisque l'intérim ne joue qu'un rôle d'intermédiaire entre les travailleurs et les firmes utilisatrices, l'effet incitatif du subsidie était quasi nul pour ces dernières. D'importants effets d'aubaine étaient donc vraisemblables dans ce secteur. Nous notons aussi que les employeurs les mieux informés auraient donc eu tout intérêt à privilégier les embauches directes (et non via une agence d'intérim) de travailleurs et travailleuses éligibles, nous y reviendrons.

L'intérim est pourtant un consommateur important des aides à l'emploi *Impulsion*. Il y a deux raisons à cela : la première est la place très importante de l'intérim dans le segment de marché des jeunes peu et moyennement scolarisés, la seconde est le taux élevé de recours au subsidie pour les travailleurs et travailleuses éligibles embauchés via une agence de travail intérimaire.

La place qu'a prise le secteur intérimaire dans les contrats *Impulsion* s'explique donc premièrement par l'importance de ce secteur auprès du public cible. Dans notre échantillon, nous avons estimé que juste sous le seuil d'éligibilité, respectivement 52% et 44% des individus sortant du chômage vers l'emploi ont travaillé via une agence de travail intérimaire, avec ou sans subsidie.

L'intérim représente, toujours au seuil, respectivement pour les peu et moyennement scolarisés, 59% et 55% des sorties vers un contrat subsidié. La place de l'intérim dans les transitions vers *Impulsion* est donc plus que proportionnelle à sa place sur le marché du travail du public cible. Cette surreprésentation s'explique par le fait que les entreprises de travail intérimaire, peut-être mieux outillées que la moyenne des employeurs sur le plan administratif, activaient davantage le subsidie que d'autres employeurs lorsque le travailleur remplissait les conditions pour l'obtenir. Ce deuxième élément contribuerait donc à expliquer la part élevée de l'intérim dans les transitions vers *Impulsion*.

Par contre, du fait de la portabilité du subsidy, la part de l'intérim dans le total des mois avec emploi subsidié est plus faible que cette part élevée dans les transitions initiales. Dans notre échantillon, lorsqu'on comptabilise l'ensemble des mois en emploi avec *Impulsion* entre juillet 2017 et décembre 2021, 27% sont relatifs à des mois où l'emploi principal est proposé par une agence d'intérim. En d'autres termes, une fois le droit au subsidy activé dans le cadre d'un contrat de travail intérimaire, parfois très court, beaucoup de travailleurs et travailleuses utilisaient le reste du subsidy auquel ils pouvaient prétendre auprès d'un employeur régulier.

Lorsque nous examinons l'effet causal de l'éligibilité au subsidy sur le taux de transition vers l'emploi intérimaire, nous constatons que la place occupée par l'intérim est légèrement inférieure parmi les travailleurs et travailleuses éligibles, relativement à celle parmi les travailleurs et travailleuses non éligibles. Cette différence au seuil est statistiquement significative à 5% pour les jeunes moyennement scolarisés et tout juste pas significative au seuil de 5% pour les jeunes peu scolarisés. Ce résultat reflète l'incitant qu'ont les employeurs à éviter les intermédiaires et opter pour un recrutement direct pour bénéficier directement de la réduction de coût. Cet effet est toutefois d'ampleur limitée (+/-2 points de pourcentage).

Pour synthétiser la discussion qui précède, les entreprises de travail intérimaire ont donc eu légèrement plus de difficultés à recruter des travailleurs et travailleuses éligibles, les autres entreprises favorisant un recrutement direct en interne. Mais une fois ces travailleurs et travailleuses recrutés, les agences de travail intérimaire ont plus largement activé le subsidy, que beaucoup de bénéficiaires ont ensuite fait valoir auprès d'un employeur direct.

8.4. LES CAUSES POTENTIELLES DE L'ABSENCE D'IMPACT

8.4.1. La complexité administrative

Tel que décrit dans la section 1.2 de ce rapport, l'octroi du subsidy n'est pas automatique. Ainsi, dans notre échantillon, parmi les jeunes de moins de 25 ans qui accèdent à l'emploi dans les douze mois de leur entrée en chômage, seule une minorité est effectivement bénéficiaire de l'aide : 49% parmi les peu scolarisés et 24% parmi les moyennement scolarisés. Il est important de rappeler que certains jeunes de moins de 25 ans moyennement scolarisés ne remplissent pas le critère de durée d'occupation, ce qui explique un taux de recours plus faible dans ce groupe. Le manque de connaissance du dispositif par les employeurs ou le poids des démarches administratives pourraient constituer des freins. Il reste donc une importante marge de progression dans la participation des entreprises et des travailleurs aux dispositifs d'aide à l'embauche.

Pourtant, accroître la popularité de la politique n'offre aucune garantie que les employeurs, n'étant pas actuellement utilisateurs, proposent de nouvelles opportunités d'emploi. En effet, comme nous l'avons amplement discuté, nos estimations révèlent que les entreprises actuellement utilisatrices de l'aide *Impulsion* ne créent pas de nouvelles opportunités d'emploi parmi le public cible. En effet, malgré un recours plus important à *Impulsion* parmi les moins de 25 ans, les résultats d'emploi des plus jeunes ne sont pas meilleurs au voisinage du seuil d'âge. Pour qu'un plus grand recours des employeurs aux aides à l'emploi *Impulsion* produise un impact positif auprès du public cible, il faudrait que les comportements d'embauche des employeurs, qui ne participent actuellement pas au dispositif, soient différents du comportement de ceux qui y participent. De manière plus précise, il faudrait que l'effet incitatif fonctionne auprès de ces employeurs. Nous n'avons aucun élément susceptible de soutenir ce raisonnement. Toutefois, nous avons des indications montrant que les entreprises utilisatrices sont différentes des non-utilisatrices. Elles ont notamment une taille moyenne plus élevée (Forem, 2018). Cela n'offre toutefois aucune garantie que les entreprises qui ne sont actuellement pas touchées réagiraient différemment.

La complexité administrative n'est donc pas notre explication privilégiée du faible impact de la politique.

8.4.2. Stimuler la demande de travail

Comme nous l'avons décrit dans la section 4, les épisodes de chômage et le suivi des trajectoires qui constituent notre échantillon d'analyse s'inscrivent dans une période démarrant en juillet 2017 et prenant fin avant l'éclatement de la crise sanitaire de 2020. Cette période était relativement favorable sur le marché du travail. La demande de travail des entreprises y était plutôt soutenue comme l'indiquent une croissance annuelle de l'emploi intérieur wallon comprise entre 1,2 et 1,7%⁴⁷, un taux de chômage en baisse et un taux d'emplois vacants variant de 2,6 à 3,1%⁴⁸ sur la période. Or, les aides à l'embauche, qui permettent une baisse du coût salarial pour l'employeur, sont une politique agissant sur la demande de travail, censées soit stimuler les intentions d'embauche, soit les orienter vers les travailleurs et travailleuses éligibles. En période de conjoncture favorable, la demande de travail des entreprises est déjà élevée relativement aux travailleurs et travailleuses disponibles. Lorsque le marché est tendu, stimuler la demande peut donc être inopérant. Dans le cas de pénuries, les employeurs sont, en effet, désireux d'embaucher au salaire courant. Abaisser le coût du travail ne permet pas de résorber les pénuries. La contrainte vient plutôt de l'offre de travail. Les sources des difficultés de recrutement peuvent être multiples : manque d'attractivité du métier du fait de sa pénibilité, des horaires de travail ou encore des difficultés de mobilité.

Enfin, le public cible étant, par définition, peu qualifié, l'employeur peut ne pas y trouver les compétences recherchées. Pour ces cas de figure, les incitants financiers ne représentent donc pas, pris isolément, une réponse adéquate car ce n'est pas la demande de travail qui fait défaut. Un accompagnement plus poussé du demandeur d'emploi, ainsi qu'un accent mis sur la formation, semblent alors plus appropriés.

8.4.3. Les paramètres de la politique

8.4.3.1. Le ciblage

La littérature sur les aides à l'embauche a démontré qu'un ciblage précis est une condition importante pour limiter les effets d'aubaine (Brown, 2015). Même si le subside *Impulsion moins de 25 ans* se focalise uniquement sur les jeunes peu et moyennement scolarisés, la population ciblée est assez large grâce à l'absence de critère portant sur la durée d'inoccupation pour les peu scolarisés et la courte durée d'inoccupation exigée pour les moyennement scolarisés. L'absence d'un tel critère implique que tous les travailleurs et travailleuses qui auraient rapidement transité vers l'emploi sont éligibles au même titre que les autres. Aucun tri ne s'opère donc naturellement entre les travailleurs et travailleuses pour qui l'aide est superflue et ceux qui mériteraient d'être ciblés plus étroitement. Comme déjà mentionné ci-dessus, nous estimons que le fait d'être très rapidement éligible tire l'impact du subside vers le bas et crée des effets d'aubaine.

Si un critère de durée d'inoccupation devait être introduit, il nous semble important que ce critère soit lisible. Le montant du subside pourrait également être progressif selon la durée d'inoccupation de manière à éviter les comportements stratégiques de la part des employeurs qui seraient incités à attendre que le seuil d'octroi soit franchi.

8.4.3.2. Le montant et la durée

Le montant octroyé est peut-être trop faible pour avoir un effet incitatif. La comparaison avec l'évaluation d'impact du programme *Win-Win* (Albanese *et al.*, 2022) indique qu'un subside plus généreux

⁴⁷ Source : Institut des Comptes nationaux.

⁴⁸ Source : Statbel.

sur une période plus courte peut produire des effets de court terme sur les jeunes peu et moyennement scolarisés. Notre échantillon révèle que les emplois subsidiés sont de courte durée. En effet, seuls 10% des travailleurs et travailleuses peu scolarisés et 15% des travailleurs et travailleuses moyennement scolarisés qui ont transité vers un emploi *Impulsion* resteront de manière ininterrompue sous un contrat *Impulsion* pendant au moins dix-huit mois. Donc, même si la durée maximale du subside est de trois ans, cette durée est rarement atteinte en pratique. Si une expérience d'emploi peut suffire à relancer le jeune sur le marché du travail, il n'est peut-être pas nécessaire de le subsidier pendant trois ans. Un subside d'un montant plus important sur une période plus courte augmenterait alors l'effet incitatif auprès des entreprises. À l'inverse, si le manque de compétences est plus structurel, il semble plus adéquat de mettre la priorité sur la formation. D'ailleurs, Albanese *et al.* (2022) indiquent que, concernant les peu scolarisés, l'effet de court terme positif sur les transitions vers l'emploi ne se traduit pas par une durée plus longue en emploi à un horizon plus long (six ans). Cela peut indiquer que, pour ce public, le problème est plus lié au manque de compétences de base qu'au manque d'expérience de travail.

8.4.3.3. La mise en place de la politique et le contexte économique

Outre le montant et la durée, le programme *Win-Win* avait trois autres caractéristiques différentes d'*Impulsion* : (1) la politique n'était pas anticipée par les employeurs ; (2) elle a été mise en place pour une durée limitée ; (3) elle imposait une durée minimale d'inoccupation de trois mois au cours des quatre mois précédents pour les jeunes peu scolarisés. Nous avons déjà abordé l'importance du critère de durée d'inoccupation. Les deux premières différences peuvent également expliquer les différences de résultats d'efficacité du subside. En effet, Cahuc *et al.* (2019) ont montré qu'un subside à l'embauche est particulièrement efficace pour créer de nouvelles opportunités d'emploi auprès de travailleurs et travailleuses à bas salaire lorsque la politique est non anticipée et mise en place pour une période limitée. Dans le cas d'*Impulsion*, contrairement à *Win-Win*, l'instauration de la politique du subside était anticipée et la politique a été mise en place de manière permanente.

L'impact de ces deux différences sur l'efficacité du subside est probablement exacerbé par le contexte économique en vigueur lors de la mise en œuvre des aides à l'emploi *Impulsion*. L'efficacité des subsides à l'embauche semble être de nature contracyclique, ce qui signifie qu'ils sont plus efficaces lorsqu'ils sont mis en œuvre en période de récession (Neumark and Grijalva, 2017 ; Cahuc *et al.* 2019). Les aides à l'embauche *Win-Win* ont été déployées à la sortie d'une crise économique majeure (la crise financière de 2008-2009) et même si de premiers signes de reprise économique étaient présents, le taux de chômage était encore particulièrement élevé. Le subside *Impulsion* a été mis en œuvre en phase d'expansion alors que le chômage baissait depuis quelques années et avait atteint un niveau relativement bas, ce qui a probablement contribué à la création des effets d'aubaine.

8.4.3.4. La conditionnalité

Dans la section consacrée à la revue de la littérature, nous indiquions que de nombreux programmes à l'étranger imposent ou imposaient aux employeurs une série de conditions afin de bénéficier d'aides à l'embauche. Ces conditions peuvent porter sur la formation en entreprise, sur le type de contrat de travail, sur sa durée ou encore sur les licenciements au sein de l'entreprise. Ces conditions sont donc diverses. Les objectifs poursuivis le sont également : imposer des heures de formation en cours de contrat vise à hausser le niveau de capital humain et donc améliorer l'employabilité future du travailleur. Imposer un contrat stable ou d'une durée minimale vise à corriger l'incitant à accroître la rotation de la main-d'œuvre pour multiplier les embauches subsidiées. Enfin, conditionner l'aide au maintien du volume de l'emploi ou à des créations nettes de postes au sein de l'entreprise a pour but d'accroître l'emploi agrégé et pas seulement les embauches parmi la population ciblée. Outre

ce dernier critère, ces objectifs portent donc généralement sur les trajectoires des bénéficiaires à moyen et long terme. Il s'agit essentiellement de stabiliser le retour à l'emploi. Ajouter de la conditionnalité pourrait avoir comme effet indésirable de rajouter des freins à la création de nouvelles opportunités d'emploi pour le public cible. Nos résultats n'invitent donc pas directement à suivre cette voie.

En octobre 2022, le Gouvernement wallon a décidé d'imposer une durée de contrat minimale de deux mois pour prétendre à *Impulsion moins de 25 ans* et *Impulsion 12 mois +*. Le but de cette mini-réforme du dispositif n'est toutefois pas de garantir au bénéficiaire un contrat stable. La durée proposée est trop courte. Il s'agit plutôt, comme les décideurs le reconnaissent eux-mêmes, d'exclure *de facto* le secteur de l'intérim, dont nous avons parlé plus haut, de manière à limiter les effets d'aubaine dont ce secteur bénéficie⁴⁹. Dans la section suivante, nous analysons brièvement les effets potentiels de cette réforme.

8.5. L'IMPACT POTENTIEL DE LA MINI-RÉFORME

Évaluer les effets de cette réforme, ou encore, évaluer les effets du dispositif *Impulsion*, selon les conditions d'octroi des aides qui prévalent après la réforme, nécessiterait une nouvelle évaluation. En effet, la présence de l'intérim dans le système peut générer des effets sur les autres employeurs. Par exemple, nous avons vu que de nombreux individus bénéficient pour la première fois d'*Impulsion* alors qu'ils ont un contrat intérimaire, mais bénéficient ensuite d'*Impulsion* dans le cadre d'une embauche directe au sein d'une entreprise. Les agences d'intérim pourraient avoir un rôle d'« activateur du subsidy » : ayant une bonne connaissance des démarches administratives, elles activent plus facilement le subsidy lors d'une embauche et le travailleur embauché a ensuite une plus grande probabilité d'en bénéficier dans le cadre d'un autre contrat de travail, directement au sein d'une entreprise. Il ne suffit donc pas de tester l'effet causal du subsidy hors agences d'intérim pour connaître les effets du subsidy selon ses nouvelles modalités. Nos analyses des effets d'*Impulsion* sur l'emploi hors intérim ne peuvent donc pas être interprétées comme les effets d'*Impulsion* suite à l'exclusion de l'intérim.

Commençons par discuter les effets attendus sur le plan théorique.

Sur les transitions, tout d'abord, l'introduction d'une durée de contrat minimale de deux mois ajoute une contrainte aux employeurs. Partant de l'absence d'effet significatif sur le passage à l'emploi, l'ajout de ce critère ne devrait, au mieux, ne rien changer. Il n'y a, en effet, aucune raison de penser que les employeurs seraient incités à offrir de nouvelles opportunités d'emploi s'ils ne le faisaient pas en l'absence de cette contrainte.

Ensuite, l'ajout de ce critère de durée pourrait amener les employeurs à être plus sélectifs dans leurs recrutements étant donné qu'ils sont contraints de les garder en emploi au moins deux mois. Ceci pourrait maintenir les effets d'aubaine, s'ils ont peur de recruter pour deux mois quelqu'un qui ne convient pas, les employeurs ont plus intérêt à recruter ceux qu'ils auraient recrutés sans aide. Dans ce cadre, l'effet incitatif d'une réduction du coût du travail de 500 euros pour deux mois est très limité.

Terminons par évoquer deux effets additionnels qui peuvent être mis en lien avec nos observations.

D'une part, compte tenu de la place prise par le secteur de l'intérim dans les transitions vers l'emploi subsidié et de son rôle supposé d'« activateur de subsidy », la participation à *Impulsion* devrait significativement se réduire. Compte tenu de l'absence d'effet significatif du subsidy, cela devrait uniquement se traduire par une économie sur le plan budgétaire.

⁴⁹ Voir l'article de l'Écho (édition du 13 octobre 2022) « La Wallonie chasse les effets d'aubaine dans les aides à l'emploi ».

D'autre part, comme déjà discuté dans l'analyse, nous ne pensons pas qu'exclure l'intérim résultera en un effet positif du subside sur l'emploi dans les autres secteurs. Nous notons, en effet, que les travailleurs et travailleuses éligibles ont, à la marge, plus de chances de transiter vers l'emploi non intérimaire et moins de chances de se diriger vers l'intérim. Mais il s'agit d'un effet de report, les employeurs désireux de bénéficier du subside ayant intérêt à recruter sans intermédiaire. Suite à la réforme, le *statu quo* devrait prévaloir en ce sens que les employeurs qui ne passaient pas par l'intérim n'auront pas davantage de motifs de le faire. Ceux qui avaient recours à l'intérim se privaient déjà du subside et verront également leur situation inchangée.

Pour conclure, même si les effets d'aubaine persistent à cette réforme, étant donné la part importante des agences d'intérim dans les entreprises utilisatrices du subside, l'économie pourrait être importante sur le plan budgétaire.

9. Conclusion

Face aux difficultés vécues par beaucoup de jeunes faiblement scolarisés à s'insérer sur le marché du travail, différentes politiques d'accompagnement sont mises en place. Mais les pouvoirs publics ont également recours aux incitants financiers pour convaincre les employeurs de les embaucher et, éventuellement, de leur offrir une expérience de travail plus longue.

Impulsion moins de 25 ans est une aide à l'embauche, c'est-à-dire un subside salarial temporaire, qui cible les jeunes demandeurs et demandeuses d'emploi peu et moyennement scolarisés en Wallonie. Elle a la particularité de ne pas être ou d'être peu conditionnée à une durée d'inoccupation minimale. En effet, les demandeurs et demandeuses d'emploi qui n'ont pas de diplôme de l'enseignement secondaire supérieur sont éligibles au subside dès leur inscription comme demandeur d'emploi. Pour les individus diplômés de l'enseignement secondaire supérieur, six mois d'inoccupation sont requis.

Notre recherche visait à évaluer l'impact de cette mesure sur les trajectoires de la population ciblée. Sur la base de données individuelles traitées et mises à notre disposition par le Forem, nous estimons, au moyen de techniques microéconométriques, l'effet de l'éligibilité au subside salarial sur les transitions vers l'emploi dans l'année qui suit le début d'un épisode de chômage et la durée cumulée en emploi dans un horizon allant jusqu'à 30 mois après l'entrée en chômage.

La littérature internationale sur les incitants financiers à l'embauche est vaste et diverse. Les publics cibles sont, en effet, variés : chômeurs de longue durée, travailleurs âgés, jeunes sans expérience, etc. Les programmes le sont également : certains incluent de l'accompagnement et de la formation, d'autres pas et les conditions d'octroi sont rarement comparables. Il est, dès lors, difficile d'y trouver une réponse directement transposable à la mesure étudiée ici, ce qui justifie la présente étude d'impact. Certaines leçons générales sont toutefois utiles. Par exemple, il est généralement admis qu'un ciblage trop large génère des effets d'aubaine et que la durée de vie de la politique, ainsi que le cycle conjoncturel dans lequel les incitants à l'embauche sont mis à disposition des employeurs, peuvent affecter son efficacité.

Identifier l'effet causal d'une telle politique d'emploi est loin d'être immédiat. En effet, les bénéficiaires du subside ont, par définition, trouvé un emploi. Parmi eux se trouvent donc ceux et celles qui avaient le plus de chances de sortir du chômage. Ils ne sont pas représentatifs du public cible et ne peuvent pas être comparés aux non-bénéficiaires. Des comparaisons jointes dans le temps et entre groupes (dites en double différence), qui estimeraient les effets de la mise en place des aides en 2017 sur le public cible, n'ont pas pu être réalisées puisque *Impulsion* remplace une aide fédérale dont les caractéristiques ne sont pas suffisamment différentes. Nous avons donc eu recours à une technique statistique qui consiste à identifier un groupe de traitement et un groupe de contrôle sur la base du critère d'âge. Intuitivement, nous avons donc comparé les moins de 25 ans, qui sont éligibles aux aides *Impulsion* directement ou quelques semaines après l'inscription comme demandeurs d'emploi, aux plus de 25 ans, qui le sont également mais seulement après une longue période d'inoccupation. Cependant, l'âge, qui est fortement corrélé avec l'expérience sur le marché du travail, a bien entendu un impact sur l'emploi. Notre stratégie d'évaluation permet de prendre en compte l'effet de l'âge sur les variables d'emploi et de ne comparer que les individus qui sont proches du seuil d'âge de 25 ans, tout en exploitant l'information statistique contenue dans un échantillon plus grand, qui inclut des personnes de 21 à 28 ans. Nous argumentons que, toutes choses égales par ailleurs, les demandeurs et demandeuses d'emploi qui ont un peu moins et un peu plus de 25 ans sont en tous points comparables, excepté le fait que les premiers sont éligibles à l'*Impulsion moins de 25 ans* et que les seconds ne le sont pas.

Nous avons utilisé une base de données d'épisodes de chômage, débutant entre juillet 2015 et juin 2019, correspondant à des demandeurs et demandeuses d'emploi de 19 à 30 ans et spécialement préparée par le Forem pour les besoins de l'étude. Ces données contiennent une série de caractéristiques individuelles, ainsi qu'une information mensuelle sur les parcours d'emploi.

Une première exploitation descriptive de ces données a révélé que, parmi les peu scolarisés, 57% des 21 à 24 ans ont transité vers l'emploi⁵⁰ dans les douze mois suivant leur entrée au chômage. Cette même proportion grimpe à 66% parmi les 25 – 28 ans. Cet écart en défaveur des plus jeunes ne peut pas recevoir d'interprétation causale puisque, outre l'éligibilité au subsidie, des effets en lien avec l'âge peuvent se manifester. Il est donc nécessaire de se référer à l'estimation économétrique de l'écart au seuil de 25 ans pour isoler l'effet causal de la politique.

L'octroi du subsidie n'est pas automatique (il requiert des démarches administratives) et le taux de recours est incomplet. À titre d'exemple, seule la moitié des jeunes peu scolarisés éligibles qui décrochent un emploi bénéficient d'un contrat *Impulsion*. En outre, loin du maximum théorique de trois ans, l'emploi subsidié apparaît court et discontinu, même en excluant les contrats intérimaires. Ainsi, hors intérim, un an et demi après le début du premier contrat subsidié, seuls 15% des peu scolarisés et 20% des moyennement scolarisés ont bénéficié du subsidie de manière continue (sans que nous puissions vérifier que ce soit auprès du même employeur).

Malgré ce taux de recours incomplet et l'existence d'un subsidie accessible aux plus de 25 ans (*Impulsion 12+*), nous avons pu vérifier que les moins de 25 ans avaient une probabilité significativement plus élevée de bénéficier d'un subsidie *Impulsion*. En effet, nous estimons que, à proximité du seuil d'âge, les peu (moyennement) scolarisés éligibles à *Impulsion moins de 25 ans* ont 32% (18%) de chances de décrocher un emploi subsidié, contre 12% (8,5%) pour les non-éligibles⁵¹. La différence en termes d'éligibilité se reflète donc bien dans la participation à la politique, condition nécessaire à l'identification de ses effets.

Nous avons ensuite exploité cette différence au seuil d'âge de 25 ans pour estimer l'impact des aides à l'embauche sur le passage à l'emploi et le temps cumulé en emploi. Nous avons considéré différents horizons temporels, différentes définitions de l'emploi et différentes variantes dans la technique d'estimation. Dans aucun cas nous ne trouvons d'impact statistiquement significatif du subsidie, ni sur les transitions vers l'emploi ni sur la durée passée en emploi.

À proximité du seuil d'âge, nous estimons que les peu (moyennement) scolarisés ont approximativement 63% (respectivement 71%) de chances de transiter vers l'emploi, qu'ils soient éligibles (sous le seuil) ou ne le soient pas (au-dessus du seuil). De manière similaire, aux alentours du seuil de 25 ans, nous estimons que les jeunes peu (moyennement) scolarisés passent en moyenne 11 (14,5) mois sur 30 en emploi à partir de la date d'entrée au chômage. En comparant les individus autour du seuil, nous montrons que les bénéficiaires auraient vraisemblablement eu des parcours similaires en l'absence de la politique. Les employeurs engagés dans le dispositif bénéficient donc d'effets d'aubaine et ne modifient pas leurs décisions d'embauche.

Enfin, nous nous sommes penchés sur le cas du travail intérimaire qui sera exclu de fait du dispositif en juillet 2023. Parmi les individus de notre échantillon ayant trouvé un emploi dans l'année suivant l'entrée en chômage, près de 50% ont eu au moins un contrat de travail intérimaire, ce qui est considérable. Nous estimons toutefois que le subsidie a eu pour effet de légèrement diminuer la part de marché de l'intérim auprès des jeunes éligibles. Une explication plausible est qu'une poignée

⁵⁰ Pour rappel, nous considérons qu'un individu est en emploi s'il est sous un contrat renseigné à la DIMONA au cours du mois et est toujours en emploi en fin de mois selon l'enregistrement auprès du Forem.

⁵¹ Comme nous le discutons amplement dans le rapport, la notion d'éligibilité est plus floue pour les moyennement scolarisés puisque, parmi les moins de 25 ans, certains n'ont pas atteint la durée d'inoccupation requise au sens du Forem, ce qui explique que la part des jeunes (moins de 25 ans) subsidiée soit plus faible que dans le groupe des peu scolarisés.

d'employeurs auraient pu identifier et exploiter la possibilité d'accéder au subside via des recrutements directs, sans intermédiaire. Nous ne pouvons pas nous prononcer formellement sur les effets de la réforme de juillet 2023 ni sur les effets d'*Impulsion* après la réforme. Nous n'avons cependant aucun élément nous permettant d'affirmer que les opportunités d'embauche puissent être, à l'avenir, stimulées par le subside maintenant plus contraignant. Par contre, étant donné la part importante des agences d'interim dans les entreprises utilisatrices du subside, l'économie pourrait être importante sur le plan budgétaire.

Notre analyse présente au moins deux limites. La principale d'entre elles est de se baser sur une estimation « locale » de l'effet causal, c'est-à-dire à proximité du seuil d'âge de 25 ans. Les résultats ne sont donc pas généralisables à l'ensemble du public cible. En particulier, les jeunes peu scolarisés qui sortent de l'école et entrent tôt sur le marché du travail sont potentiellement différents des demandeurs et demandeuses d'emploi proches de 25 ans et qui ont déjà connu plusieurs épisodes d'emploi et de chômage. Tirer des conclusions différentes pour les plus jeunes sans expérience de travail nécessiterait que les employeurs, qui semblent ne pas réagir au subside pour les plus âgés (proches de 25 ans), se comportent différemment envers les plus jeunes. Ce pourrait être le cas si le dispositif permettait, par exemple, aux jeunes sans expérience d'accéder à un premier emploi leur permettant de se signaler, c'est-à-dire de démontrer aux employeurs leur productivité. En d'autres termes, l'aide pourrait permettre aux employeurs de réduire le risque pris lorsqu'ils embauchent un jeune dont ils ne connaissent pas la productivité et les compétences, de par sa faible expérience. Nous manquons d'éléments pour nous prononcer sur cet effet possible.

La seconde limite de notre exercice est que la période étudiée correspond à un cycle conjoncturel favorable. Lorsque le marché du travail est tendu, stimuler la demande des entreprises en abaissant le coût du travail peut s'avérer inopérant puisque les opportunités d'emploi existent déjà. L'effet sur la population cible repose alors sur le fait que les travailleurs et travailleuses éligibles soient préférés aux autres. Certaines études de la littérature montrent que les aides sont plus efficaces lorsqu'elles sont mises en place à la suite de chocs économiques, en période de récession ou de post-récession. Notre évaluation ne dit rien sur la mise en place d'un subside similaire dans un tel contexte.

Outre l'argument conjoncturel, nous pensons que l'absence d'impact significatif s'explique principalement par un ciblage trop large. L'absence ou la faiblesse du critère de durée d'inoccupation rend les jeunes faiblement scolarisés très rapidement éligibles. Lorsque tous les travailleurs et travailleuses sont éligibles dès leur entrée au chômage, même ceux et celles dont la probabilité d'emploi est la plus grande peuvent bénéficier du subside. Dès lors, les employeurs sélectionnent ceux et celles qu'ils auraient sélectionnés en l'absence du dispositif et bénéficient d'effets d'aubaine.

Enfin, nos résultats sont en ligne avec ceux de Albanese *et al.* (2022), qui suggèrent qu'un niveau minimum de compétences des demandeurs et demandeuses d'emploi est nécessaire à l'efficacité des politiques de mise à l'emploi. En effet, si les entreprises estiment que ces individus ont trop peu de compétences ou un niveau d'éducation trop bas pour occuper le poste concerné, un incitant financier à l'embauche ne sera pas suffisant pour les encourager à créer de nouvelles opportunités d'emploi. Dans ce contexte, il semble plus approprié de mettre l'accent sur la formation. Par ailleurs, nous constatons que les travailleurs et travailleuses éligibles ne cumulent pas d'épisodes d'emploi plus longs que les autres. Cela alimente l'idée que la transition initiale vers l'emploi ne suffit pas à les stabiliser sur le marché du travail et renvoie à la question de l'approfondissement de l'accompagnement et de la formation, qui reste certainement une nécessité pour les jeunes les moins scolarisés. Pour les individus qui disposent d'un diplôme d'enseignement secondaire supérieur, la possibilité de bénéficier du subside sur une période de trois ans diminue fortement la proportion du coût du travail subsidié chaque mois, ce qui rend l'incitant financier peu attrayant. Si leur niveau de compétences est jugé suffisant par les entreprises, un subside mensuel plus généreux sur une période plus courte pourrait augmenter l'effet incitatif sans pour autant modifier le coût total de la subvention.

Bibliographie

- Albanese, A., Dejemeppe, M., & Cockx, B. (2022). Long-Term Effects of Hiring Subsidies for Unemployed Youths—Beware of Spillovers. *CESifo Working Paper, No.9972*.
- Batut, C. (2021). The longer-term impact of hiring credits. Evidence from Franc., *Labour Economics*, 72, 102052.
- Bell, B., Blundell, R. & Reenen, J. (1999). Getting the Unemployed Back to Work: The Role of Targeted Wage Subsidies. *International Tax and Public Finance*, 6(3), pp. 339-360.
- Blundell, R., Dias, M. C., Meghir, C., & Reenen, J. V. (2004). Evaluating the employment impact of a mandatory job search program. *Journal of the European Economic Association*, 2(4), 569-606.
- Boockmann, B., Zwick, T., Ammermuller, A., & Maier, M. (2012). Do hiring subsidies reduce unemployment among older workers? evidence from natural experiments. *Journal of the European Economic Association*, 10(4), pp. 735-764.
- Brown, A. (2015). Can hiring subsidies benefit the unemployed?. *IZA World of Labor*, 163
- Burtless, G. (1985). Are targeted wage subsidies harmful? Evidence from a wage voucher experiment. *ILR Review*, 39(1), 105-114.
- Cahuc, P., Carcillo, S., & Le Barbanchon, T. (2019). The Effectiveness of Hiring Credits. *Review of Economic Studies*, 86(2), 593-626.
- Cahuc, P., Carcillo, S. & Minea, A. (2021). The Difficult School-to-Work Transition of High School Dropouts: Evidence from a Field Experiment. *Journal of Human Resources*, 56(1), pp. 159-183.
- Calmfors, L., Forslund, A., & Hemstrom, M. (2002). Does active labour market policy work? Lessons from the Swedish experiences. *Lessons from the Swedish Experiences (February 2002)*.
- Cattaneo, M. D., Idrobo, N., & Titiunik, R. (2019). *A practical introduction to regression discontinuity designs: Foundations*. Cambridge University Press.
- Card, D., Kluve, J. & Weber, A. (2018). What Works? A Meta Analysis of Recent Active Labor Market Program Evaluations. *Journal of the European Economic Association*, 16(3), pp. 894-931.
- Ciani, E., Grompone, A., Olivieri, E. (2019). Long-term unemployment and subsidies for permanent employment. *Bank of Italy. Working Paper*.
- Cockx, B. & Ridder, G. (2001). Social Employment of Welfare Recipients in Belgium: An Evaluation. *The Economic Journal*, Vol. 111 (470), pp. 322-352.
- Cockx, B. (2013). Youth Unemployment in Belgium. Diagnosis and Key Remedies, *Intereconomics*, 48(4), 202-209.
- Cockx, B., Goebel, C., Van der Linden, B., Masuy, B. & Robin, S. (2004). Politiques d'activation pour des jeunes chômeurs de longue durée sans expérience de travail : une évaluation. *Revue belge de Sécurité sociale*, 2004, pp. 497-510
- Deidda, M., Di Liberto, A., Foddi, M. & Sulis, G. (2015). Employment subsidies, informal economy and women's transition into work in a depressed area: evidence from a matching approach. *IZA Journal of Labor Policy*, 4(1), pp. 1-25.
- Dejemeppe, M. & Van der Linden, B. (2013). *Les soutiens financiers à la création d'emploi*. Etude pour la Maison des Entreprises wallonnes ASBL.

Delpierre, M. & Verschueren, F. (2019). Quels effets des aides à l'embauche sur les trajectoires et le volume de l'emploi ? Deux exercices de modélisation appliqués à la Wallonie. *Reflets et perspectives de la vie économique*, LVII, 87-102.

Desiere, S., Cabus, S., & Cockx, B. (2020). Evaluatie van het Vlaamse doelgroepenbeleid. KU Leuven.

Desiere, S. & Cockx, B. (2021). How Effective Are Hiring Subsidies to Reduce Long-Term Unemployment among Prime-Aged Jobseekers? Evidence from Belgium. *IZA Discussion Papers*, 14767, Institute of Labor Economics (IZA).

Eurostat (2023c), Monthly minimum wages – annual data (earn_mw_cur). https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/EARN_MW_CUR_custom_3663855/default/table?lang=en. Accessed : 16-03-2023.

Forem (2018). Le dispositif « Impulsion » - Une première évaluation.

Forem (2022). Insertion au travail des jeunes Wallons inscrits comme demandeurs d'emploi pour la première fois en 2021.

Gerfin, M., Lechner, M. & Steiger, H. (2005). Does subsidised temporary employment get the unemployed back to work? An econometric analysis of two different schemes. *Labour Economics*, 12(6), pp. 807-835.

Kangasharju, A. (2007). Do wage subsidies increase employment in subsidized firms? *Economica*, 74(293), pp. 51-67.

Lee, D. S., & Card, D. (2008). Regression discontinuity inference with specification error. *Journal of Econometrics*, 142(2), 655-674.

Marx, I. (2001). Job subsidies and cuts in employers' social security contributions: The verdict of empirical evaluation studies. *International Labour Review*, 140(1), pp.69-83.

Neumark, D., & Grijalva, D. (2017). The employment effects of state hiring credits. *ILR Review*, 70(5), 1111-1145.

Pasquini, A., Centra, M., Pellegrini, G. (2019). Fighting long-term unemployment: Do we have the whole picture? *Labour Economics*, 61.

Schünemann, B., Lechner, M., & Wunsch, C. (2015). Do long-term unemployed workers benefit from targeted wage subsidies? *German Economic Review*, 16(1), 43-64.

Sjögren, A. & Vikström, J. (2015). How long and how much? learning about the design of wage subsidies from policy changes and discontinuities. *Labour Economics*, 34(C), 127-137.

Statbel (2022) Salaire mensuels bruts moyens. <https://statbel.fgov.be/fr/themes/emploi-formation/salaires-et-cout-de-la-main-doeuvre/salaires-mensuels-bruts-moyens#news>. Accessed : 24-10-2022.

Annexes⁵²

ANNEXE A : SÉLECTION DE L'ÉCHANTILLON D'ÉVALUATION

Tableau A1 : Nombre d'épisodes de chômage retenus à chaque étape de sélection de l'échantillon d'évaluation

Étapes de la sélection	Nombre d'épisodes de chômage
1° Base de données totale	281 321
2° Entrant en chômage entre juillet 2017 et juin 2019	127 166
3° N'ayant pas bénéficié d' <i>Impulsion</i> avant l'entrée en chômage	110 941
4° Ayant un niveau de qualification défini • Peu scolarisés • Moyennement scolarisés	102 418 (= échantillon d'évaluation) 31 993 70 425

Tableau A2 : Nombre d'épisodes de chômage dans le groupe de traitement et de contrôle pour une variable de résultat observée dans le mois suivant l'entrée en chômage

	Peu scolarisés	Moyennement scolarisés
Groupe de traitement : [21 et 11 mois ; 24 et 11 mois]	7 071	22 418
Donut : [24 et 11 mois ; 25]	164	472
Groupe de contrôle : [25 ; 28]	7 302	13 826
Total entre 21 et 11 mois et 28 ans	14 537	36 716

Note : Il s'agit du nombre d'épisodes par tranche d'âge dans l'échantillon d'évaluation : les individus entrant en chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subsidé *Impulsion*. L'âge est mesuré à l'entrée au chômage.

Tableau A3 : Nombre d'épisodes de chômage dans le groupe de traitement et de contrôle pour une variable de résultat observée dans les douze mois suivant l'entrée en chômage

	Peu scolarisés	Moyennement scolarisés
Groupe de traitement : [21 ; 24]	8 115	25 893
Donut : [24 ; 25]	2 141	5 963
Groupe de contrôle : [25 ; 28]	7 302	13 826
Total entre 21 et 28 ans	17 558	45 682

Note : Il s'agit du nombre d'épisodes par tranche d'âge dans l'échantillon d'évaluation : les individus entrant en chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subsidé *Impulsion*. L'âge est mesuré à l'entrée au chômage.

⁵² Tous les tableaux et graphiques ont été élaborés par l'IWEPS et l'IRES sur la base de données fournies par le Forem.

ANNEXE B : ANALYSE DE LA DISCONTINUITÉ DANS LES CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES MESURÉES À L'ENTRÉE AU CHÔMAGE

Dans cette annexe, nous testons la présence d'une discontinuité au seuil de 25 ans dans trois caractéristiques des individus mesurées à l'entrée au chômage :

- (1) le taux de première inscription au Forem ;
- (2) la durée en chômage ;
- (3) le taux de recours à d'autres mesures d'activation⁵³ dans les deux années précédant l'entrée au chômage.

Pour ce faire, nous utilisons la méthode de régression en discontinuité décrite dans l'encadré 1 de la section 3 de ce rapport avec comme variable dépendante :

- (1) une variable binaire indiquant, pour chaque épisode de chômage observé, s'il s'agit d'une première inscription au chômage ;
- (2) la durée d'inoccupation Eurostat⁵⁴ ;
- (3) une variable binaire indiquant, pour chaque épisode de chômage observé, si l'individu a bénéficié d'une autre mesure d'activation dans les deux années précédant l'entrée au chômage.

Comme pour l'analyse des variables de résultat, la régression en discontinuité est réalisée sur les individus dans une fenêtre d'âge de trois ans autour du donut. Pour rappel, la taille du donut est dépendante de l'horizon temporel de la variable de résultat étudiée. Étant donné que les variables sont observées à l'entrée au chômage, la taille du donut est nulle pour ces analyses.

Le reste de cette annexe présente les résultats des régressions en discontinuité sur les trois caractéristiques précitées. Comme pour les résultats de l'analyse principale, nous représentons chaque caractéristique en fonction de l'âge sur un graphique. Sur ces graphiques, les points représentent la moyenne de la caractéristique observée pour les individus dans une fenêtre d'âge de six mois. La droite bleue représente la relation entre la caractéristique étudiée et l'âge pour les individus à gauche du seuil, de 22 à 25 ans. La droite verte représente la relation entre la variable étudiée et l'âge pour les individus à droite du seuil, de 25 à 28 ans. La différence entre les estimations fournies par ces deux droites au seuil de 25 ans nous indique s'il y a une discontinuité au seuil dans les caractéristiques des individus. Pour chaque caractéristique étudiée, un tableau renseigne les estimations de la discontinuité au seuil ainsi que la p-valeur qui permet de juger de sa significativité statistique et le nombre d'observations de chaque côté du seuil.

Le taux de première inscription au Forem

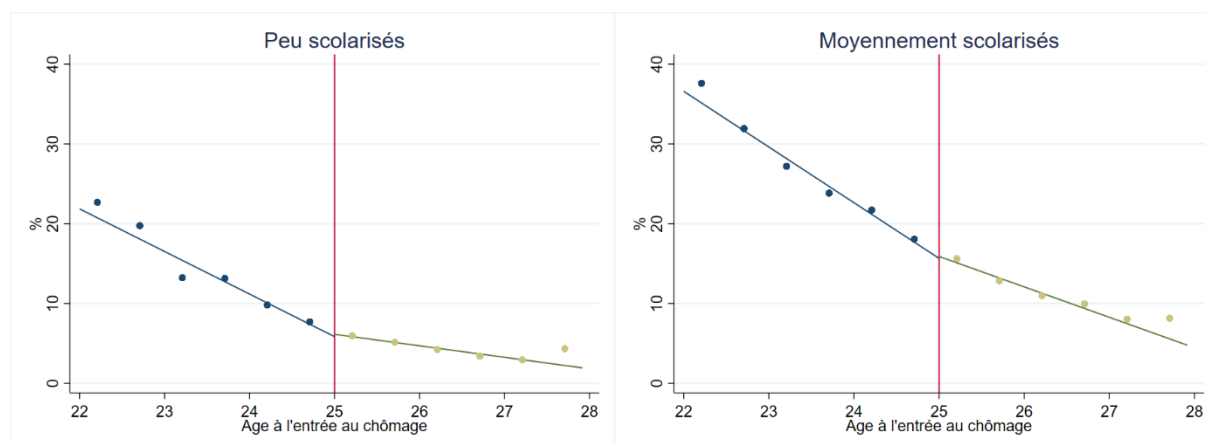
Pour les deux niveaux d'éducation, les droites de régression estimées de part et d'autre du seuil révèlent une relation décroissante entre le taux de première inscription au chômage et l'âge. En effet, il semble logique que plus l'individu est âgé, plus la probabilité qu'il ait déjà eu une expérience de chômage et qu'il ne s'inscrive pas pour la première fois soit élevée. Pour les deux niveaux d'éducation, l'estimateur de la discontinuité au seuil est de -0,3% et n'est pas statistiquement différent de

⁵³ Une des trois mesures d'activation suivante : *Activa* fédéral, activation « économie sociale insertion, activation « programme de transition ».

⁵⁴ Variable indiquant le nombre de mois durant lesquels un individu est inscrit comme demandeur d'emploi inoccupé. Elle est réinitialisée lorsqu'il y a une rupture de plus de trois mois consécutifs dans l'inscription en tant que demandeur d'emploi inoccupé.

zéro (cf. tableau B1), ce qui signifie que les observations autour du seuil sont similaires en termes de probabilité de première inscription.

Figure B1 : Discontinuité dans le taux de première inscription au Forem au seuil de 25 ans



Note : Les deux régressions en discontinuité ci-dessus ont été réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans le tableau A1 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée à l'entrée en chômage, le donut est nul et les estimations sont simplement réalisées dans une fenêtre de trois ans autour du seuil d'âge de 25 ans. Les observations sont pondérées selon un kernel triangulaire autour du seuil de 25 ans et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage.

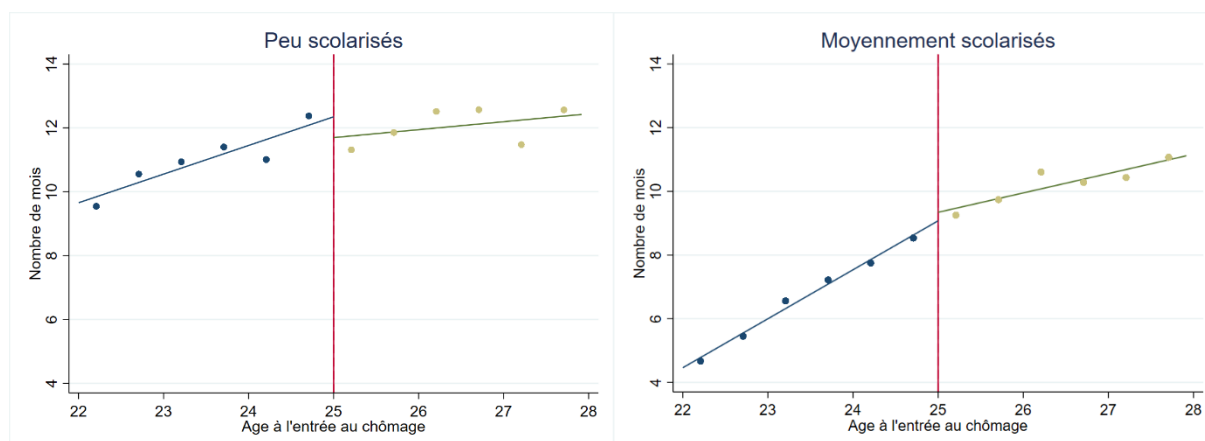
Tableau B1 : Estimateurs de l'impact sur le taux de première inscription

	Peu scolarisés	Moyennement scolarisés
Estimateur de l'impact	-0,3	-0,3
P-valeur	0,706	0,594
Observations		
À gauche	7 198	22 627
À droite	7 302	13 826

La durée en chômage

Pour les deux niveaux d'éducation, les droites de régression estimées de part et d'autre du seuil révèlent une relation croissante entre la durée d'inoccupation Eurostat et l'âge. En effet, il semble logique que plus l'individu est âgé, plus son historique de chômage soit potentiellement élevé. Pour les peu scolarisés, l'estimateur de la discontinuité au seuil est légèrement positif mais n'est pas statistiquement différent de zéro (cf. tableau B2). Pour les moyennement scolarisés, l'estimateur de la discontinuité au seuil est légèrement négatif et n'est également pas statistiquement différent de zéro (cf. tableau B2). On en conclut que les observations autour du seuil sont similaires en termes d'historique de chômage.

Figure B2 : Discontinuité dans la durée en chômage au seuil de 25 ans



Note : Les deux régressions en discontinuité ci-dessus ont été réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans le tableau A1 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée à l'entrée en chômage, le donut est nul et les estimations sont simplement réalisées dans une fenêtre de trois ans autour du seuil d'âge de 25 ans. Les observations sont pondérées selon un kernel triangulaire autour du seuil de 25 ans et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage.

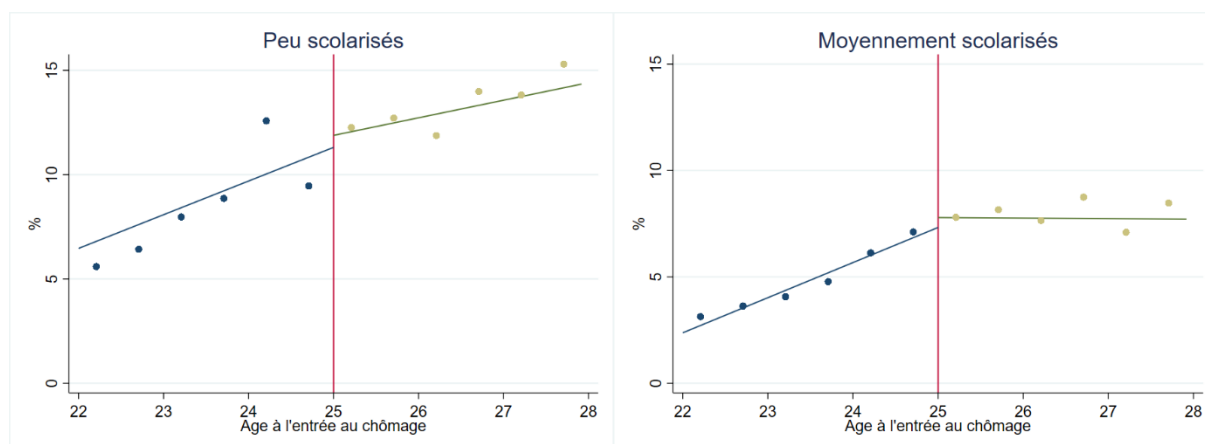
Tableau B2 : Estimateurs de l'impact sur la durée en chômage

	Peu scolarisés	Moyennement scolarisés
Estimateur de l'impact	0,53	-0,23
P-valeur	0,460	0,380
Observations		
À gauche	7 198	22 627
À droite	7 302	13 826

Le taux de recours à d'autres mesures d'activation dans les deux années précédant l'entrée au chômage.

Pour les deux niveaux d'éducation, les droites de régression estimées de part et d'autre du seuil révèlent une relation croissante entre le taux de recours à d'autres mesures d'activation dans le passé et l'âge. En effet, il semble logique que plus l'individu est âgé, plus il soit probable qu'il ait déjà bénéficié d'une mesure d'activation dans le passé. Pour les deux niveaux d'éducation, l'estimateur de la discontinuité au seuil est légèrement négatif mais n'est pas statistiquement différent de zéro (cf. tableau B3). On en conclut que les observations autour du seuil sont similaires en termes d'historique de mesures d'activation.

Figure B3 : Discontinuité dans le taux de recours à d'autres mesures d'activation au seuil de 25 ans



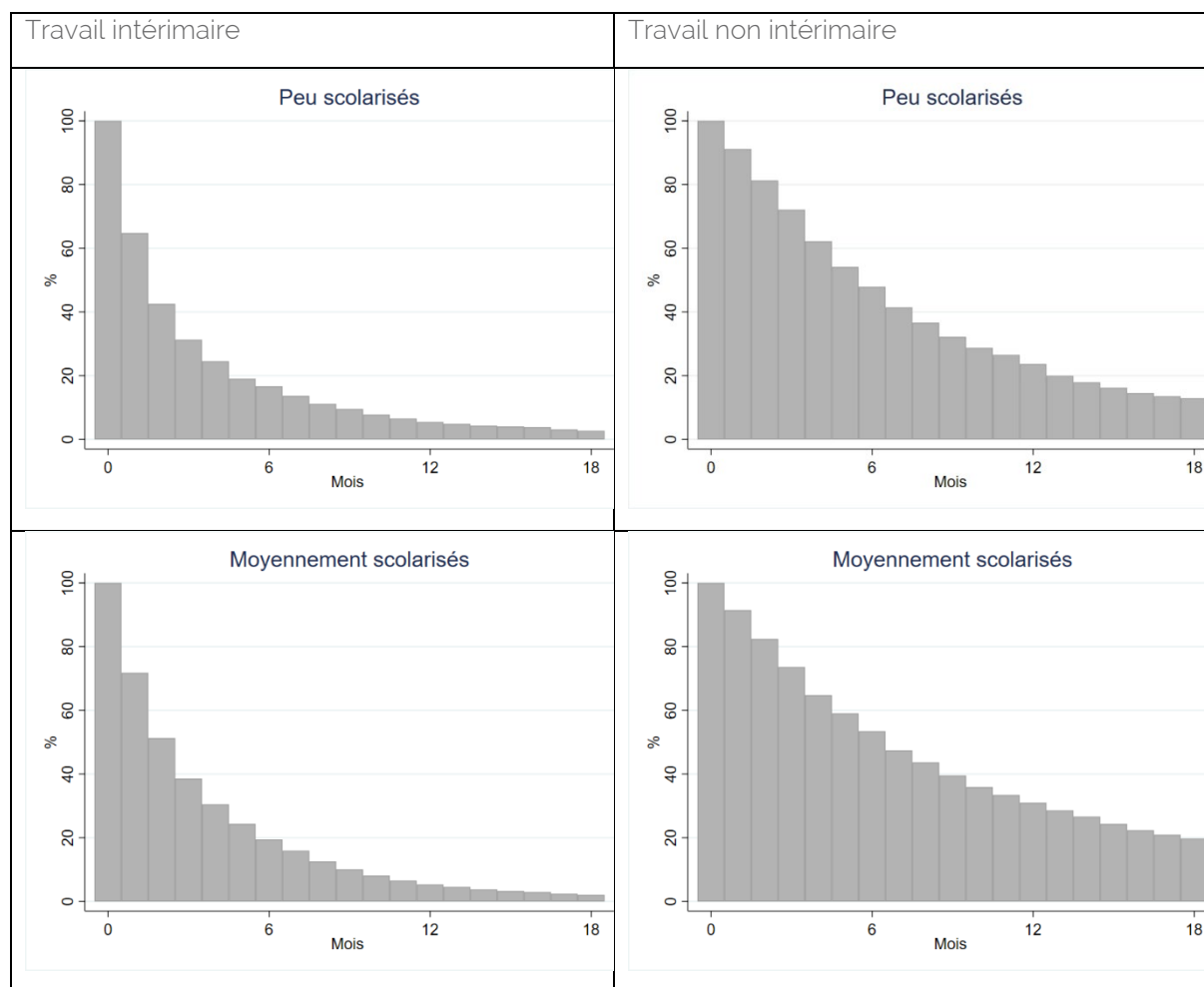
Note : Les deux régressions en discontinuité ci-dessus ont été réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans le tableau A1 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée à l'entrée en chômage, le donut est nul et les estimations sont simplement réalisées dans une fenêtre de trois ans autour du seuil d'âge de 25 ans. Les observations sont pondérées selon un kernel triangulaire autour du seuil de 25 ans et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage.

Tableau B3 : Estimateurs de l'impact sur le taux de recours à d'autres mesures d'activation

	Peu scolarisés	Moyennement scolarisés
Estimateur de l'impact	-0,5	-0,3
P-valeur	0,736	0,506
Observations		
À gauche	7 198	22 627
À droite	7 302	13 826

ANNEXE C : DURÉE CONTINUE EN EMPLOI SUBSIDIÉ PAR TYPE D'EMPLOI (INTÉ- RIMAIRE VS NON INTÉRIMAIRE)

Dans les quatre graphiques suivants, la durée continue en emploi subsidié est présentée selon le type d'emploi. Les graphiques sont construits de manière similaire à ceux de la figure 4 de la section 4. Les deux graphiques de gauche illustrent la durée continue en emploi subsidié dans le secteur intérimaire. Dans ces graphiques seuls les mois en emploi subsidié où le travail principal de l'individu est un emploi dans le secteur intérimaire sont comptabilisés. Les deux graphiques de droite illustrent, la durée continue en emploi subsidié dans le secteur non intérimaire. Dans ces graphiques seuls les mois en emploi subsidié où le travail principal est un emploi qui n'est pas contracté via une agence de travail intérimaire sont comptabilisés.



Note : Analyses réalisées sur les individus entrant en chômage entre juillet 2017 et juin 2019 à l'âge de 21 à 24 ans qui n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion* (=groupe de traitement) et qui transitent au moins une fois vers un emploi subsidié *Impulsion* moins de 25 ans pendant l'année suivant l'entrée en chômage.

ANNEXE D : ANALYSE DU TAUX DE RECOURS ET LE TAUX DE TRANSITION VERS L'EMPLOI À UN AN

Le tableau suivant reprend les résultats principaux des régressions en discontinuité sur les transitions dans l'année suivant l'entrée au chômage. La partie de gauche (1) reprend les détails de l'estimateur de la discontinuité dans le taux de recours aux subsides au seuil de 25 ans présenté dans la figure 5 de la section 5. La partie de droite (2) reprend les estimateurs de l'impact de l'éligibilité au subside sur les transitions vers l'emploi au seuil de 25 ans présenté dans la figure 7 de la section 5.

Dans ce tableau, les deux premières lignes correspondent à l'estimation de la variable de résultat au seuil de 25 ans basée respectivement sur les individus éligibles (âgés de 21 à 24 ans, estimation « à gauche ») et les individus non éligibles (âgés de 25 à 28 ans, estimation « à droite »). La troisième ligne reprend l'estimateur de la discontinuité au seuil, équivalent à la différence entre les deux lignes précédentes. Les deux lignes suivantes donnent l'intervalle de confiance à 95% et la p-valeur de l'estimateur de la discontinuité au seuil qui permettent de juger de sa significativité statistique. Finalement, les deux dernières lignes indiquent le nombre d'observations dans le groupe d'individus âgés de 21 à 24 ans (à gauche) et de 25 à 28 ans (à droite).

Tableau D1 : Résultats des régressions en discontinuité sur le taux de recours aux subsides et le taux de transition vers l'emploi à un an

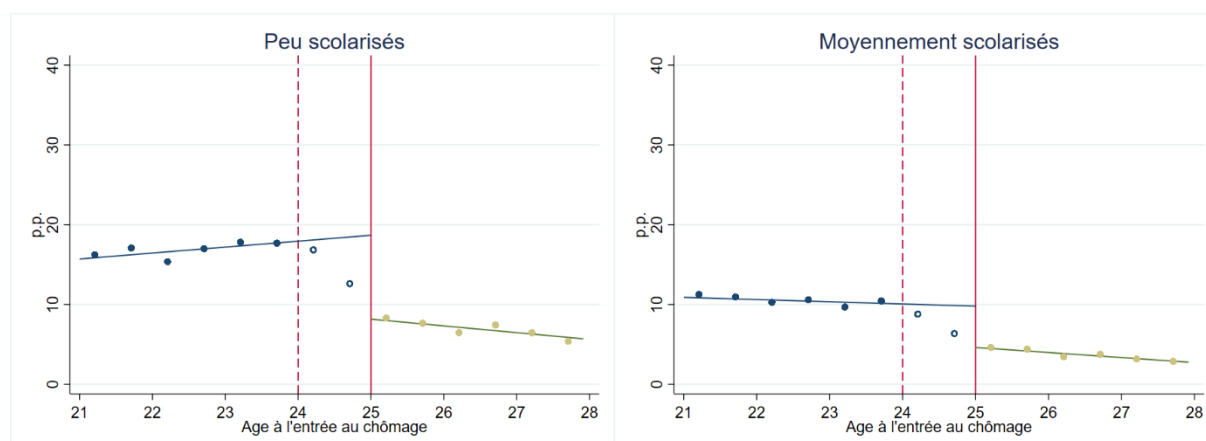
	(1) Recours aux subsides		(2) Transitions vers l'emploi	
	Peu scolarisés	Moyennement scolarisés	Peu scolarisés	Moyennement scolarisés
Estimation à 25 ans				
À gauche	31,83	17,84	63,17	70,43
À droite	12,01	08,10	62,67	71,27
Estimateur	19,82	9,74	0,5	-0,84
I.C. à 95%	[16,14 ;23,49]	[8,13 ;11,35]	[-4,53 ;5,53]	[-2,87 ;1,20]
P-valeur	0,000	0,000	0,844	0,414
Observations				
À gauche	8 115	25 893	8 115	25 893
À droite	7 302	13 826	7 302	13 826

Note : Résultats des régressions en discontinuité réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans la section 4.2 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils sont âgés de 21 à 28 ans et qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. Les variables de résultat étant mesurées dans l'année suivant l'entrée en chômage, le donut est composé des individus de 24 à 25 ans à leur entrée en chômage. Le groupe de traitement (contrôle) est composé des individus de 21 à 24 ans (25 à 28 ans). Pour estimer l'effet à 25 ans, la relation entre la variable de résultat et l'âge au sein du groupe de traitement est extrapolée dans le donut. Les observations autour du donut sont pondérées selon un kernel triangulaire et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage.

ANNEXE E : ANALYSE DU TAUX DE RECOURS AUX SUBSIDES AVEC EMPLOI PRINCIPAL DANS L'INTÉRIM DANS L'ANNÉE SUIVANT L'ENTRÉE

De manière similaire aux graphiques de la figure 5 représentant la discontinuité dans le taux de recours aux subsides au seuil de 25 ans, les deux graphiques suivants représentent le taux de recours aux subsides lorsque l'emploi principal occupé au cours du mois est un emploi intérimaire. Cela nous donne une estimation de la part des transitions vers l'emploi subsidié dans la première année suivant l'entrée au chômage qui est liée au secteur du travail intérimaire.

Figure E1 : Discontinuité à 25 ans dans le taux de recours aux subsides avec un emploi principal dans le secteur intérimaire



Note : Les deux régressions en discontinuité ci-dessus ont été réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans la section 4.2 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils sont âgés de 21 à 28 ans et qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée dans l'année suivant l'entrée en chômage, le donut est composé des individus de 24 à 25 ans à leur entrée en chômage. Les observations autour du donut sont pondérées selon un kernel triangulaire et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage. Pour les peu (moyennement) scolarisés, l'estimateur de l'impact à 25 ans est 10,5 (5,4) points de pourcentage avec une p-valeur de 0,000 (0,000).

De manière similaire au tableau de l'annexe D, le tableau ci-dessous reprend les principaux résultats de la régression en discontinuité présentée dans la figure précédente. Il nous indique les estimations au seuil à gauche et à droite, l'estimateur de la discontinuité au seuil ainsi que son intervalle de confiance à 95% et sa p-valeur qui permettent de juger de sa significativité statistique.

Tableau E1 : Résultats de la régression en discontinuité dans le taux de recours aux subsides avec un emploi principal dans le secteur intérimaire

	Peu scolarisés	Moyennement scolarisés
Estimation à 25 ans		
À gauche	18,68	9,98
À droite	8,16	4,59
Estimateur	10,52	5,39
I.C. à 95%	[6,41 ;14,63]	[3,92 ;6,85]
P-valeur	0,000	0,000
Observations		
À gauche	8 115	25 893
À droite	7 302	13 826

Note : Résultats des régressions en discontinuité réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans la section 4.2 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils sont âgés de 21 à 28 ans et qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée dans l'année suivant l'entrée en chômage, le donut est composé des individus de 24 à 25 ans à leur entrée en chômage. Le groupe de traitement (contrôle) est composé des individus de 21 à 24 ans (25 à 28 ans). Pour estimer l'effet à 25 ans, la relation entre la variable de résultat et l'âge au sein du groupe de traitement est extrapolée dans le donut. Les observations autour du donut sont pondérées selon un kernel triangulaire et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage.

ANNEXE F : IMPACT SUR LE TAUX DE TRANSITION VERS L'EMPLOI INTÉRIMAIRE À UN AN

Le tableau suivant reprend les résultats principaux de la régression en discontinuité sur les transitions vers l'emploi intérimaire dans l'année suivant l'entrée au chômage. De manière similaire au tableau de l'annexe D, il reprend le nombre d'observations dans chaque groupe, les estimations au seuil à gauche et à droite, l'estimateur de la discontinuité au seuil ainsi que son intervalle de confiance à 95% et sa p-valeur qui permettent de juger de sa significativité statistique.

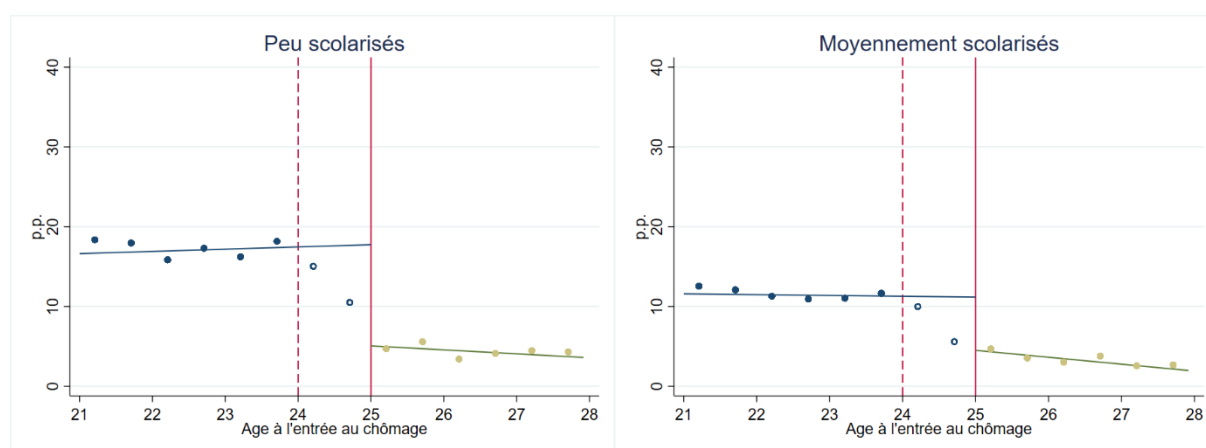
	Peu scolarisés	Moyennement scolarisés
Estimation à 25 ans		
À gauche	33,24	31,26
À droite	36,79	33,14
Estimateur	-3,55	-1,88
I.C. à 95%	[-7,22 ; 0,11]	[-4,04 ; 0,27]
P-valeur	0,057	0,086
Observations		
À gauche	8 115	25 893
À droite	7 302	13 826

Note : Résultats des régressions en discontinuité réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans la section 4.2 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils sont âgés de 21 à 28 ans et qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée dans l'année suivant l'entrée en chômage, le donut est composé des individus de 24 à 25 ans à leur entrée en chômage. Le groupe de traitement (contrôle) est composé des individus de 21 à 24 ans (25 à 28 ans). Pour estimer l'effet à 25 ans, la relation entre la variable de résultat et l'âge au sein du groupe de traitement est extrapolée dans le donut. Les observations autour du donut sont pondérées selon un kernel triangulaire et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage.

ANNEXE G : ANALYSE DU TAUX DE RECOURS AUX SUBSIDES ET DU TAUX DE TRANSITION VERS L'EMPLOI NON INTÉRIMAIRE

Cette annexe contient les résultats des analyses de l'impact du subside *Impulsion moins de 25 ans* sur les transitions vers l'emploi non intérimaire. Dans l'année suivant l'entrée au chômage, un même individu peut à la fois transiter vers un emploi intérimaire et un emploi non intérimaire. Les analyses de cette annexe et celles des figures 10 et 11 ne sont donc pas mutuellement exclusives. De manière similaire à ce qui est fait dans l'analyse principale, la première figure représente la discontinuité à l'âge de 25 ans dans le taux de recours aux subsides. Cependant, seuls les recours aux subsides, alors que l'emploi principal occupé au cours du mois est un emploi non intérimaire, sont comptabilisés. Parmi les individus peu (moyennement) scolarisés ayant tout juste moins de 25 ans, 17,3% (11%) ont bénéficié du subside avec un emploi principal non intérimaire dans l'année suivant l'entrée au chômage. La discontinuité au seuil de 25 ans est respectivement de 12,6 et 6,9 points de pourcentage parmi les peu et moyennement scolarisés.

Figure G1 : Discontinuité à 25 ans dans le taux de recours aux subsides avec un emploi principal non intérimaire



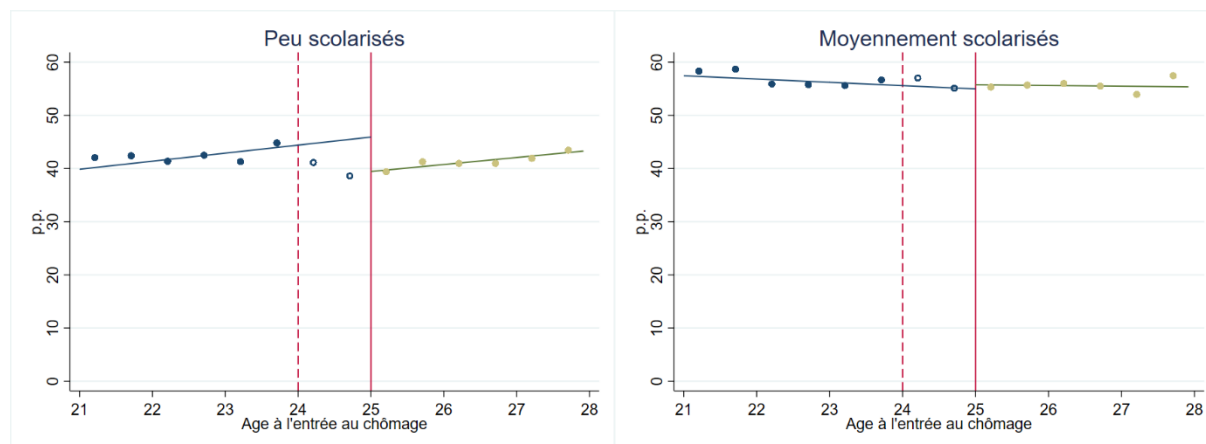
Note : Les deux régressions en discontinuité ci-dessus ont été réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans la section 4.2 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils sont âgés de 21 à 28 ans et qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée dans l'année suivant l'entrée en chômage, le donut est composé des individus de 24 à 25 ans à leur entrée en chômage. Le groupe de traitement (contrôle) est composé des individus de 21 à 24 ans (25 à 28 ans). Pour estimer l'effet à 25 ans, la relation entre la variable de résultat et l'âge au sein du groupe de traitement est extrapolée dans le donut. Les observations autour du donut sont pondérées selon un kernel triangulaire et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage. Pour les peu (moyennement) scolarisés, l'estimateur de l'impact à 25 ans est 12,6 (6,9) points de pourcentage avec une p-valeur de 0,000 (0,000).

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Comme dans l'analyse principale, nous voulons maintenant mesurer si cette discontinuité dans le taux de recours se traduit par une discontinuité dans la probabilité de transiter vers un emploi non intérimaire dans l'année suivant l'entrée au chômage. Les figures G2 et G3 nous indiquent que la discontinuité au seuil mesurée jusqu'à un an après l'entrée au chômage est globalement positive. Les estimateurs sont plus élevés pour les individus peu scolarisés mais l'intervalle de confiance est également plus large, étant donné la taille de l'échantillon. Pour les individus peu scolarisés, la discontinuité estimée est statistiquement significative au seuil de 5% après quatre, onze et douze mois. Pour les individus moyennement scolarisés, elle est statistiquement significative au seuil de 5% après huit mois. Nous concluons que le subside *Impulsion moins de 25 ans* a un léger impact positif sur la probabilité de transiter vers un emploi non intérimaire dans l'année suivant l'entrée au chômage. Ceci concorde avec notre analyse des transitions vers l'emploi intérimaire, qui montre un impact négatif du subside sur les transitions vers l'emploi intérimaire. Rappelons que ces deux analyses ne sont pas

mutuellement exclusives dans la mesure où un même individu peut transiter vers les deux types d'emplois dans l'année suivant l'entrée au chômage. C'est pourquoi les résultats de ces analyses sur l'emploi intérimaire ne sont pas le simple miroir de celles sur le travail intérimaire.

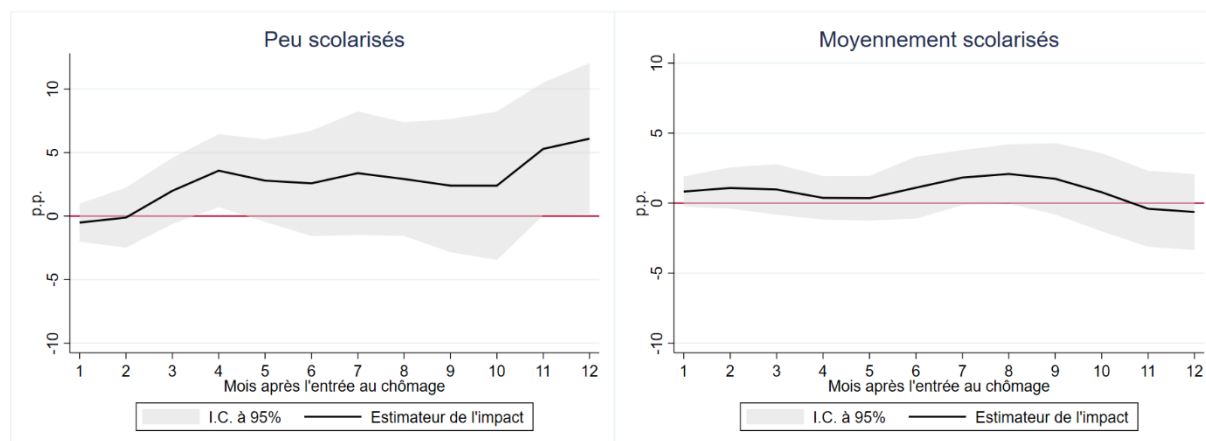
Figure G2 : Discontinuité à 25 ans dans le taux de transition vers l'emploi non intérimaire dans l'année suivant l'entrée



Note : Les deux régressions en discontinuité ci-dessus ont été réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans la section 4.2 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils sont âgés de 21 à 28 ans et qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée dans l'année suivant l'entrée en chômage, le donut est composé des individus de 24 à 25 ans à leur entrée en chômage. Le groupe de traitement (contrôle) est composé des individus de 21 à 24 ans (25 à 28 ans). Pour estimer l'effet à 25 ans, la relation entre la variable de résultat et l'âge au sein du groupe de traitement est extrapolée dans le donut. Les observations autour du donut sont pondérées selon un kernel triangulaire et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage. Pour les peu (moyennement) scolarisés, l'estimateur de l'impact à 25 ans est 6,1 (- 0,6) points de pourcentage avec une p-valeur de 0.045 (0.644).

Source : Forem – Calculs : IRES et IWEPS

Figure G3 : Évolution de l'estimateur de l'impact sur le taux de transition vers l'emploi non intérimaire jusqu'à un an après l'entrée



Note : Les deux graphiques ci-dessus représentent l'estimateur de l'impact sur le taux de transition vers l'emploi non intérimaire d'un à douze mois après l'entrée au chômage. Chaque graphique représente donc le résultat de douze régressions (estimateur de l'impact à 25 ans et intervalle de confiance à 95%). Lorsque la variable de résultat est mesurée X mois après l'entrée au chômage, le donut est composé des individus âgés de $[25-X ; 25]$. Le groupe de traitement est composé des individus âgés de $[24+X ; 25-X]$. Le groupe de contrôle reste inchangé et est toujours composé des individus âgés de $[25 ; 28]$.

ANNEXE H : IMPACT SUR L'EMPLOI CUMULÉ À 30 MOIS

Le tableau suivant reprend les résultats principaux de la régression en discontinuité sur le nombre de mois cumulé en emploi dans les 30 mois suivant l'entrée en chômage. De manière similaire au tableau de l'annexe D, il reprend le nombre d'observations dans chaque groupe, les estimations au seuil à gauche et à droite, l'estimateur de la discontinuité au seuil ainsi que son intervalle de confiance à 95% et sa p-valeur qui permettent de juger de sa significativité statistique.

	(1) Emploi cumulé	
	Peu scolarisés	Moyennement scolarisés
Estimation à 25 ans		
À gauche	11,28	14,75
À droite	11,33	14,92
Estimateur	-0,05	-0,17
I.C. à 95%	[-1,30 ;1,18]	[-0,74;0,40]
P-valeur	0,922	0,560
Observations		
À gauche	8 115	25 893
À droite	7 302	13 826

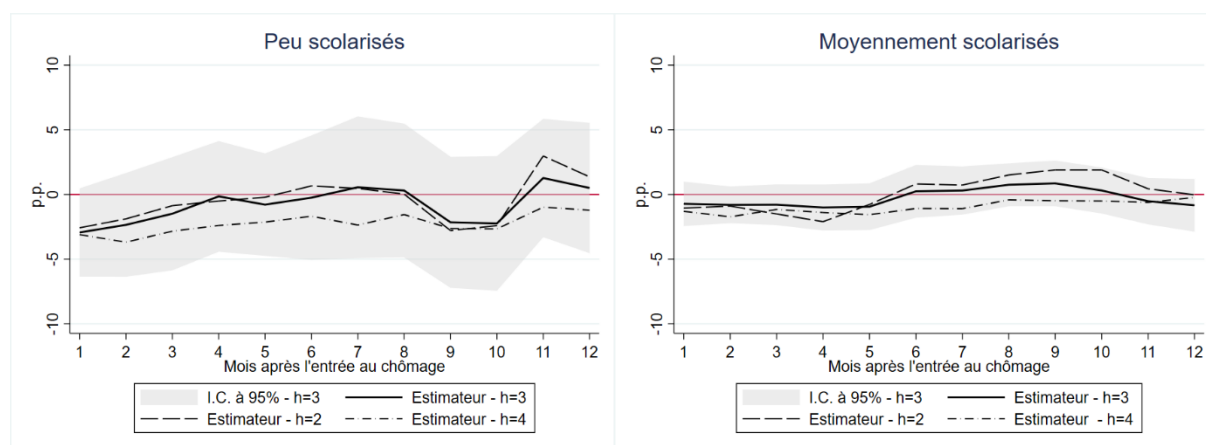
Note : Résultats des régressions en discontinuité réalisées sur l'échantillon d'évaluation tel que décrit dans la section 4.2 : les jeunes entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils sont âgés de 21 à 28 ans et qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les régressions sont réalisées par niveau d'éducation. La variable de résultat étant mesurée dans l'année suivant l'entrée en chômage, le donut est composé des individus de 24 à 25 ans à leur entrée en chômage. Le groupe de traitement (contrôle) est composé des individus de 21 à 24 ans (25 à 28 ans). Pour estimer l'effet à 25 ans, la relation entre la variable de résultat et l'âge au sein du groupe de traitement est extrapolée dans le donut. Les observations autour du donut sont pondérées selon un kernel triangulaire et les écarts-types sont « clustérisés » selon l'âge (en mois) à l'entrée au chômage.

ANNEXE I : RÉSULTATS PRINCIPAUX AVEC MODIFICATION DE LA TAILLE DE LA FENÊTRE D'OBSERVATIONS

Dans cette annexe, les résultats de l'analyse principale réalisée sur la base d'une fenêtre d'observations de trois ans de part et d'autre du donut sont comparés à ceux de deux analyses complémentaires dans lesquelles la fenêtre d'observations est fixée à deux et quatre ans. Cette comparaison nous permet de vérifier que les principales conclusions de notre analyse sont invariantes au choix de la taille de la fenêtre d'observations. Les figures suivantes reprennent l'évolution de l'estimateur de l'impact sur les quatre variables de résultat principales pour les individus peu et moyennement scolarisés. Sur chaque graphe, la ligne complète et la zone grisée représentent l'évolution de l'estimateur de l'impact de l'analyse principale ainsi que son intervalle de confiance. Les deux lignes en pointillés représentent les estimateurs obtenus en faisant varier la taille de la fenêtre d'observations.

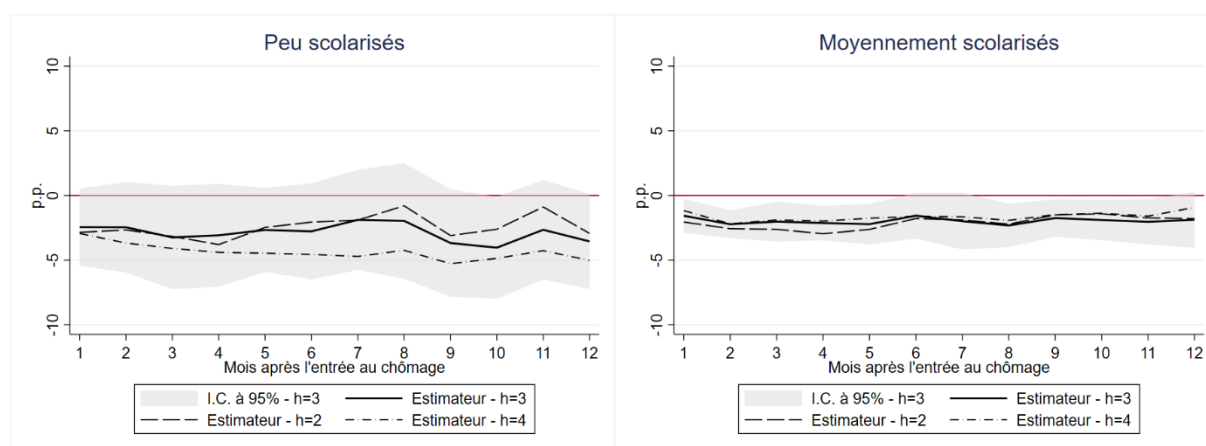
Dans l'ensemble, on conclut que l'impact de taille de la fenêtre d'observations sur les estimateurs est négligeable. En effet, les estimateurs alternatifs sont toujours situés dans l'intervalle de confiance des estimateurs de l'analyse principale.

Figure I1 : Évolution des estimateurs de l'impact sur le taux transition vers l'emploi jusqu'à un an



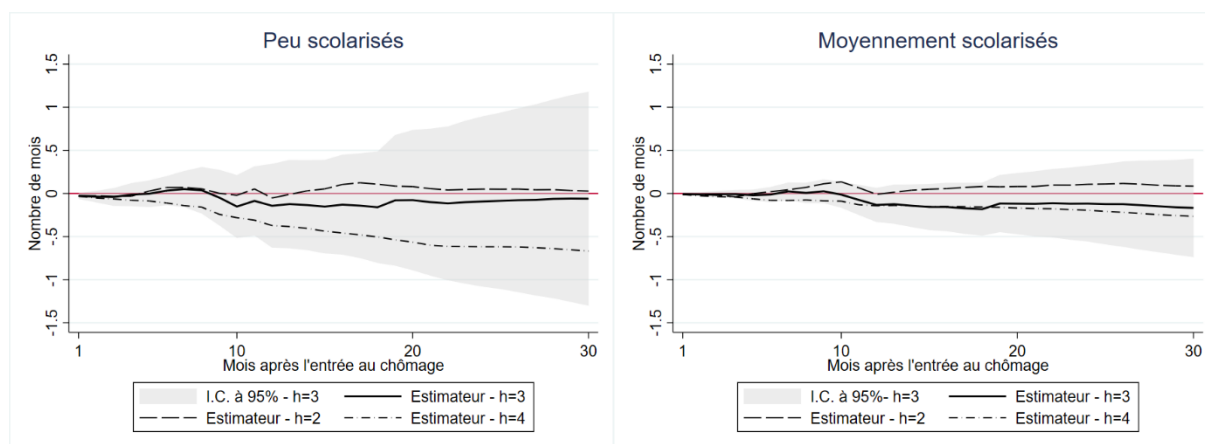
Note : Les régressions dont les résultats sont représentés ci-dessus sont réalisées sur l'échantillon reprenant les individus entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les groupes de contrôle et de traitement sont sélectionnés en fonction de l'âge de l'individu à l'entrée au chômage. Ils sont fonction de l'horizon temporel de la variable de résultat étudiée et de la taille de la fenêtre d'observation choisie.

Figure I2 : Évolution des estimateurs de l'impact sur les transitions vers l'emploi intérimaire jusqu'à un an



Note : Les régressions dont les résultats sont représentés ci-dessus sont réalisées sur l'échantillon reprenant les individus entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les groupes de contrôle et de traitement sont sélectionnés en fonction de l'âge de l'individu à l'entrée au chômage. Ils sont fonction de l'horizon temporel de la variable de résultat étudiée et de la taille de la fenêtre d'observation choisie.

Figure I3 : Évolution des estimateurs l'impact sur l'emploi cumulé jusqu'à 30 mois

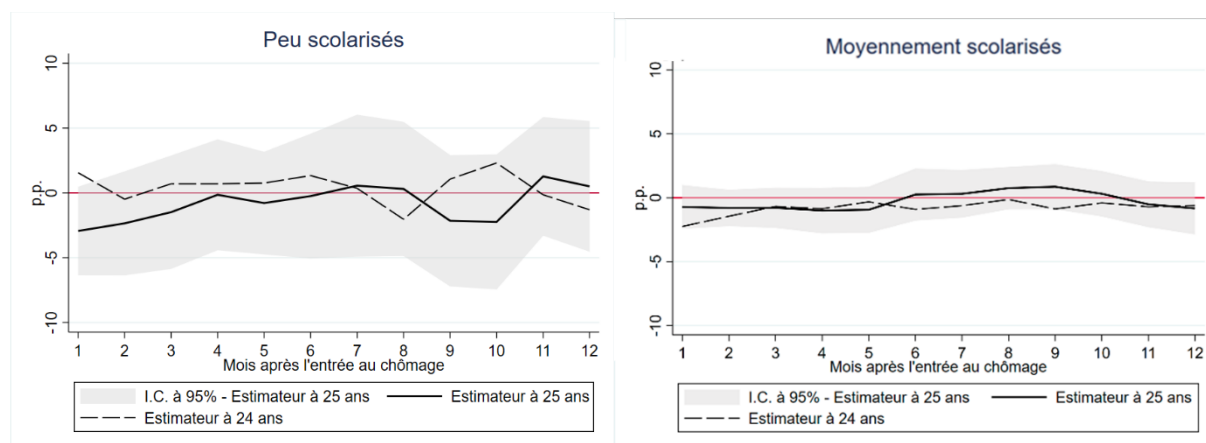


Note : Les régressions dont les résultats sont représentés ci-dessus sont réalisées sur l'échantillon reprenant les individus entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subside *Impulsion*. Les groupes de contrôle et de traitement sont sélectionnés en fonction de l'âge de l'individu à l'entrée au chômage. Ils sont fonction de l'horizon temporel de la variable de résultat étudiée et de la taille de la fenêtre d'observation choisie.

ANNEXE J : RÉSULTATS PRINCIPAUX ESTIMÉS À L'ÂGE DE 24 ANS

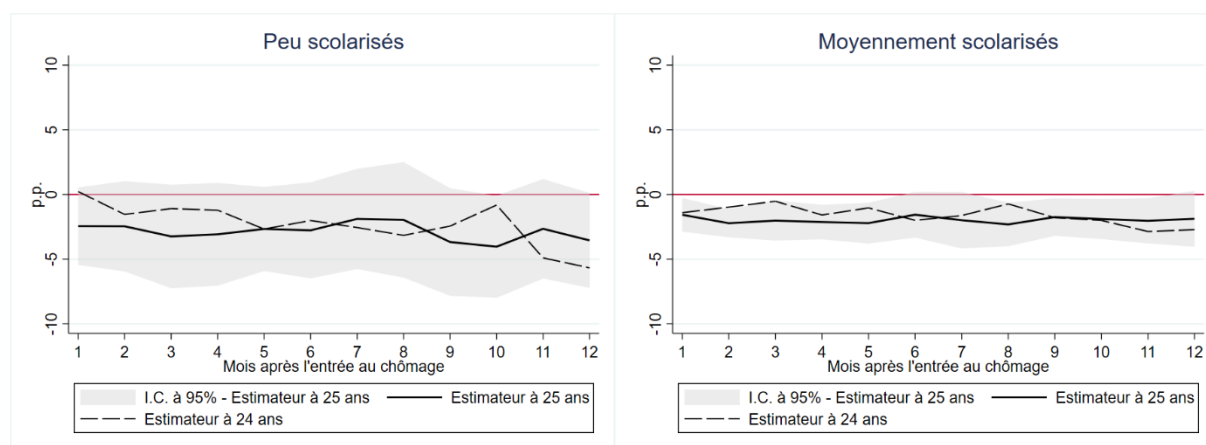
Dans cette annexe, les résultats de l'analyse principale, estimés au seuil de 25 ans, sont comparés aux résultats estimés à l'âge de 24 ans. Pour estimer l'impact de l'éligibilité au subsidé à l'âge de 24 ans, nous utilisons la relation linéaire estimée pour les individus au-delà de 25 ans, les individus non éligibles, pour prédire les variables de résultat à l'intérieur du donut. Sur chaque graphe, la ligne continue et la zone grisée représentent l'évolution de l'estimateur de l'impact au seuil de 25 ans ainsi que son intervalle de confiance. La ligne en pointillés représente les estimateurs à l'âge de 24 ans. Malgré des variations plus importantes pour le groupe des individus peu scolarisés, les estimateurs restent du même ordre de grandeur lorsqu'ils sont estimés à l'âge de 24 ans.

Figure J1 : Évolution des estimateurs de l'impact sur les transitions vers l'emploi jusqu'à un an



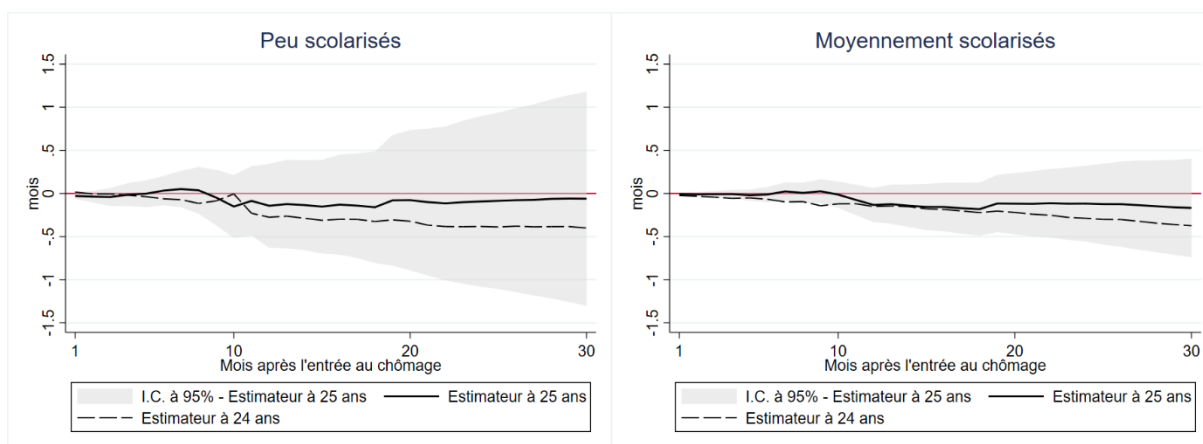
Note : Les régressions dont les résultats sont représentés ci-dessus sont réalisées sur l'échantillon reprenant les individus entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subsidé *Impulsion*. Pour les deux estimateurs, lorsque la variable de résultat est mesurée X mois après l'entrée au chômage, le donut est composé des individus âgés de $[25-X ; 25]$. Le groupe de traitement est composé des individus âgés de $[24+X ; 25-X]$.

Figure J2 : Évolution des estimateurs de l'impact sur les transitions vers l'emploi intérimaire jusqu'à un an



Note : Les régressions dont les résultats sont représentés ci-dessus sont réalisées sur l'échantillon reprenant les individus entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subsidé *Impulsion*. Pour les deux estimateurs, lorsque la variable de résultat est mesurée X mois après l'entrée au chômage, le donut est composé des individus âgés de $[25-X ; 25]$. Le groupe de traitement est composé des individus âgés de $[24+X ; 25-X]$.

Figure J3 : Évolution des estimateurs l'impact sur l'emploi cumulé jusqu'à 30 mois



Note : Les régressions dont les résultats sont représentés ci-dessus sont réalisées sur l'échantillon reprenant les individus entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subsidé *Impulsion*. Pour les deux estimateurs, lorsque la variable de résultat est mesurée X mois après l'entrée au chômage, le donut est composé des individus âgés de $[25-X ; 25]$. Le groupe de traitement est composé des individus âgés de $[24+X ; 25-X]$.

ANNEXE K : DÉFINITIONS ALTERNATIVES DU TAUX DE TRANSITION VERS L'EMPLOI

Dans cette annexe, nous testons l'invariabilité de nos résultats à différentes définitions de l'emploi. Dans les figures suivantes, les résultats de l'analyse principale sur les transitions vers l'emploi et vers l'emploi intérimaire sont comparés aux résultats obtenus avec trois définitions alternatives de l'emploi.

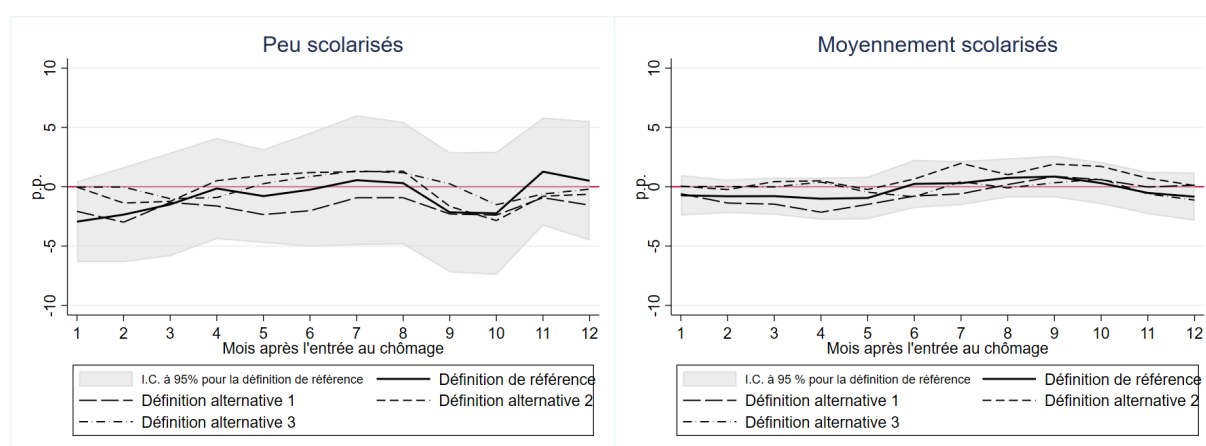
Pour rappel, les définitions prises en compte sont les suivantes :

- Définition de référence : un individu est considéré comme ayant transité vers l'emploi (intérimaire) au cours d'un mois s'il a eu au moins un emploi (intérimaire) au cours de ce mois et est toujours en emploi à la fin du mois ;
- Définition alternative 1 : un individu est considéré comme ayant transité vers l'emploi (intérimaire) au cours d'un mois s'il a eu au moins un emploi (intérimaire) au cours de ce mois ;
- Définition alternative 2 : un individu est considéré comme ayant transité vers l'emploi (intérimaire) au cours d'un mois s'il a eu au moins un emploi (intérimaire) au cours de ce mois et du mois suivant et est toujours en emploi à la fin de ce mois et du mois suivant ;
- Définition alternative 3 : un individu est considéré comme ayant transité vers l'emploi (intérimaire) au cours d'un mois si au cours du mois et des deux mois suivants, il a eu au moins un emploi (intérimaire) et est en emploi à la fin de chaque mois.

La première définition alternative vise à tenir compte de tous les épisodes d'emploi, même les plus courts. Les deux dernières définitions visent à tenir compte uniquement des transitions plus durables vers l'emploi. Pour la figure 2, les transitions vers l'emploi en cours de mois sont considérées uniquement si l'emploi principal en cours de mois est un emploi intérimaire.

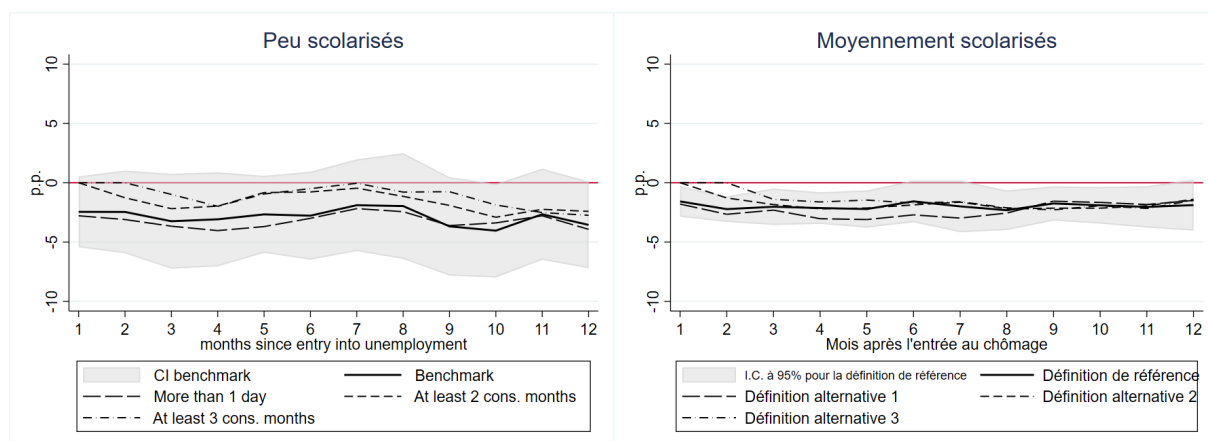
L'analyse de ces graphes nous indique que les estimateurs varient peu en fonction de la définition d'emploi (intérimaire) utilisée. La plupart du temps, les estimateurs obtenus en utilisant les définitions alternatives sont dans l'intervalle de confiance des estimateurs obtenus avec la définition de référence.

Figure K1 : Évolution des estimateurs de l'impact sur les transitions vers l'emploi selon trois définitions alternatives



Note : Les régressions dont les résultats sont représentés ci-dessus sont réalisées sur l'échantillon reprenant les individus entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subsidé *Impulsion*. Lorsque la variable de résultat est mesurée X mois après l'entrée au chômage, le donut est composé des individus âgés de [25-X ; 25]. Le groupe de traitement est composé des individus âgés de [24+X ; 25-X]. Le groupe de contrôle reste inchangé et est toujours composé des individus âgés de [25 ; 28].

Figure K2 : Évolution des estimateurs de l'impact sur les transitions vers l'emploi intérimaire selon trois définitions alternatives



Note : Les régressions dont les résultats sont représentés ci-dessus sont réalisées sur l'échantillon reprenant les individus entrant au chômage entre juillet 2017 et juin 2019 alors qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un subsidé *Impulsion*. Lorsque la variable de résultat est mesurée X mois après l'entrée au chômage, le donut est composé des individus âgés de $[25-X ; 25]$. Le groupe de traitement est composé des individus âgés de $[24+X ; 25-X]$. Le groupe de contrôle reste inchangé et est toujours composé des individus âgés de $[25 ; 28]$.



L'Institut wallon de l'évaluation, de la prospective et de la statistique (IWEPS) est un institut scientifique public d'aide à la prise de décision à destination des pouvoirs publics. Autorité statistique de la Région wallonne, il fait partie, à ce titre, de l'Institut Interfédéral de Statistique (IIS) et de l'Institut des Comptes Nationaux (ICN). Par sa mission scientifique transversale, il met à la disposition des décideurs wallons, des partenaires de la Wallonie et des citoyens, des informations diverses qui vont des indicateurs statistiques aux études en sciences économiques, sociales, politiques et de l'environnement. Par sa mission de conseil stratégique, il participe activement à la promotion et la mise en œuvre d'une culture de l'évaluation et de la prospective en Wallonie.

Plus d'infos : <https://www.iweps.be>



2023