L'activité réduite en France

Effet d'enfermement et effet tremplin

Subsidized temporary jobs in France: lock-in and stepping stone effects

Florent Fremigacci et Antoine Terracol

Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/6410>

DOI : 10.4000/travailemloi.6410

ISSN : 1775-416X

Éditeur

DARES - Ministère du Travail

Édition imprimée

Date de publication : 1 juillet 2014

Pagination : 25-37

ISSN : 0224-4365

Référence électronique

Florent Fremigacci et Antoine Terracol, « L'activité réduite en France », *Travail et Emploi* [En ligne], 139 | juillet-septembre 2014, mis en ligne le 01 juillet 2016, consulté le 10 décembre 2020. URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/6410> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/travailemloi.6410>

L'activité réduite en France : effet d'enfermement et effet tremplin

Florent Fremigacci(*), Antoine Terracol(**)

Cet article évalue l'impact de l'activité réduite – un dispositif qui permet aux demandeurs d'emploi de cumuler une partie de leur allocation de retour à l'emploi avec les revenus salariaux issus d'une activité à temps partiel – sur les transitions du chômage vers l'emploi. À l'aide de données administratives issues de l'ANPE et de l'Unedic, nos estimations indiquent la présence à la fois d'un effet d'enfermement durant la période d'activité réduite et d'un effet tremplin lorsque cette dernière est achevée. Puisque les individus les moins incités financièrement à exercer une activité réduite – i. e. ceux qui ont un fort taux de taxation implicite – sont davantage encouragés à s'auto-sélectionner dans des activités réduites de meilleure qualité, nous trouvons également qu'un fort taux de taxation implicite réduit l'effet d'enfermement, et renforce l'effet tremplin. Des simulations soulignent que l'effet d'enfermement commence par dominer, mais que l'effet global finit par devenir positif. Des pistes d'amélioration du dispositif sont alors pointées.

L'efficacité du marché du travail dépend notamment de la qualité de l'appariement entre demandeurs d'emploi et emplois disponibles. Or cette dernière n'est pas connue *ex ante*, mais est révélée au fur et à mesure de la relation d'emploi (JOVANOVIĆ, 1979). L'idée selon laquelle un meilleur appariement pourrait être obtenu une fois que les demandeurs d'emploi ont occupé des emplois temporaires leur permettant ainsi de se constituer une expérience professionnelle, a récemment été étudiée (LOH, 1994 ; NAGYPAL, 2001 ; BOOCKMANN, HAGEN, 2008). Les contrats à durée déterminée pourraient donc faciliter de futurs appariements sur le marché du travail et opérer comme des « tremplins » vers l'emploi permanent.

Afin d'améliorer l'insertion des demandeurs d'emploi sur le marché du travail, des politiques de paiements partiels d'allocations-chômage ont été mises en œuvre dans de nombreux pays européens ainsi qu'en Amérique du Nord⁽¹⁾. Leur objectif est de faire en sorte que les demandeurs d'emploi ne soient pas rebutés par des emplois faiblement rémunérés dans la mesure où un revenu supplémentaire lié à leur assurance-chômage leur est versé. L'attractivité financière pour les demandeurs d'emploi de ce type de dispositifs dépend alors directement du taux auquel les individus peuvent cumuler leurs revenus salariaux avec leur allocation de retour à l'emploi :

moins ce taux sera élevé, moins les allocataires indemnisés seront désireux d'y recourir. En outre, de nombreux travaux se sont demandés si de telles politiques déployaient les moyens adéquats pour inciter les bénéficiaires à continuer à rechercher activement un emploi non temporaire (CALMFORS, 1994 ; MCCALL, 1996). En effet, des taux de remplacement élevés combinés au fait que les droits à l'indemnisation-chômage sont prolongés lorsque les bénéficiaires occupent ces emplois temporaires subventionnés pourraient « enfermer » les allocataires dans une succession d'emplois temporaires et poser ainsi des problèmes de hasard moral néfastes à l'efficacité globale du dispositif. De plus, il est fort possible que la « qualité » des emplois temporaires soit hétérogène : alors que certains favoriseraient l'accumulation de capital humain, tel ne serait pas le cas pour d'autres. De même, certains employeurs envisageraient d'embaucher les demandeurs d'emploi sur un poste permanent alors que d'autres non. Tous les emplois temporaires ne seraient donc pas des tremplins effectifs vers l'emploi stable. Le décideur doit par ailleurs déterminer à quel niveau les subventionner et arbitrer entre la proportion de demandeurs d'emploi en bénéficiant et la « qualité » de ces emplois. Les quelques études empiriques sur la question ont généralement mis en évidence des effets faiblement positifs de ces emplois subventionnés sur les transitions vers des emplois non subventionnés (GERFIN *et al.* [2005] pour la Suisse, COCKX *et al.* [2013] pour la Belgique, VAN OURS [2004] pour la Slovaquie, KYRÄ [2010] pour la Finlande, KYRÄ *et al.* [2009] pour le Danemark).

Dans cet article, nous nous concentrons sur le dispositif d'activité réduite, qui, en France, permet aux demandeurs d'emploi de cumuler le paiement

(*) EconomiX, Université Paris-Ouest Nanterre-La Défense ; florent.fremigacci@u-paris10.fr.

(**) Paris School of Economics (PSE) ; Centre d'économie de la Sorbonne (CES), Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne ; Maison des sciences économiques ; antoine.terracol@univ-paris1.fr.

(1) Voir MUNTZ (1970) et HOLEN, HOROWITZ (1974) pour des études du programme d'allocations partielles aux États-Unis.

d'une allocation-chômage avec les revenus salariaux provenant d'une activité temporaire, dite «activité réduite⁽²⁾». Nous utilisons une base de données administrative de l'Agence nationale pour l'emploi (ANPE), et utilisons la méthode dite du *timing of events* proposée par Jaap H. ABBRING et Gerard J. VAN DEN BERG (2003) afin d'estimer l'effet causal du passage par le programme sur les transitions vers l'emploi, ainsi que l'ampleur d'un éventuel effet d'enfermement. Notre contribution diffère des études antérieures de la littérature sur deux points importants. Tout d'abord, le montant de la subvention à l'emploi temporaire qui varie entre les individus est parfaitement observé dans notre base de données. Nous pouvons alors tester si les individus faisant face à des règles de cumul plus strictes (en termes d'intéressement financier) acceptent des emplois temporaires différents et, plus généralement, d'étudier dans quelle mesure les demandeurs d'emploi décident de prendre part au dispositif en fonction des incitations monétaires. Ensuite, les informations présentes dans la base de données nous permettent non seulement d'étudier la durée des épisodes de chômage, mais également celle écoulée jusqu'au retour dans les registres des demandeurs d'emploi⁽³⁾. Nous pouvons ainsi évaluer les effets du programme à la fois sur les durées des épisodes de chômage, mais également sur celle des emplois subséquents et apporter un éclairage sur la question des emplois tremplins et des trappes à activité temporaire.

Nos résultats empiriques montrent que le programme de cumul de revenus engendre à la fois un effet d'enfermement significatif et un effet post-traitement positif. Des simulations mettent en évidence que les deux effets ont tendance à se compenser, et que l'impact net du programme est faible. D'autres résultats méritent également d'être signalés. Tout d'abord, nous repérons des indices forts de l'existence d'effets d'auto sélection générés par le niveau de subvention : plus la subvention est importante, moins les emplois temporaires sont efficaces en tant qu'emplois tremplins. Ensuite, les individus ayant les caractéristiques les plus défavorables bénéficient des effets tremplins les plus importants, et pâtissent le plus faiblement de ceux d'enfermement. Les implications en termes de politique publique pourraient être les suivantes : afin d'induire un effet causal favorable, le dispositif devrait, paradoxalement, ne pas donner d'incitations trop fortes au passage par l'activité réduite,

car ces dernières encourageraient les demandeurs d'emploi à accepter des emplois temporaires de faible qualité n'améliorant pas leur parcours ultérieur sur le marché du travail. Il devrait au contraire se concentrer sur les individus aux caractéristiques les plus défavorables, car nos estimations pointent que ces derniers tirent particulièrement avantage du dispositif bien qu'ils n'y recourent que faiblement.

L'article est organisé de la façon suivante. La première partie présente le programme d'activité réduite. Les données utilisées sont ensuite décrites et le modèle statistique utilisé ainsi que la spécification retenue présentés. Les résultats et les simulations de politique économique sont discutés dans une dernière partie.

L Le dispositif d'activité réduite et les effets attendus

Présentation du dispositif

Depuis 1986, les demandeurs d'emploi ont la possibilité de cumuler allocations chômage et activité professionnelle, occasionnelle ou réduite. S'inscrivant dans une logique d'activation des dépenses dites «passives», l'instauration de ce dispositif d'intéressement a marqué un tournant important dans la politique indemnitaire de l'Unedic (Union nationale interprofessionnelle pour l'emploi dans l'industrie et le commerce). Jusqu'à cette date, le règlement de l'Unedic prévoyait en effet la suspension immédiate des droits à l'indemnisation en cas de reprise d'activité. En octroyant aux demandeurs d'emploi la possibilité de cumuler partiellement revenus de remplacement et revenus salariaux, le régime d'activité réduite entend diminuer les problèmes potentiels d'incitation posés par l'assurance-chômage et lutter contre la formation de «trappes à chômage» en rendant acceptables, aux yeux des demandeurs d'emploi, des emplois offrant un salaire inférieur au revenu de remplacement.

La pratique d'une activité réduite est soumise à un certain nombre de critères. Le caractère réduit de l'activité professionnelle s'apprécie chaque mois au regard du nombre d'heures de travail effectuées par le demandeur d'emploi. Le seuil a été fixé à 136 heures en 1995, ce qui représente alors, pour une durée légale du travail salarié de 39 heures hebdomadaires, 86 % d'un emploi à temps plein. En outre, la reprise d'une activité professionnelle réduite n'est compatible avec le maintien partiel des allocations chômage que si les revenus bruts qu'elle procure n'excèdent pas 70 % des rémunérations brutes antérieures⁽⁴⁾. Si l'un des seuils est dépassé, aucune indemnité n'est versée au demandeur et les

(2) Dans la suite de cet article, on utilise indifféremment les expressions «activité réduite» (ou AR), et «emploi temporaire» pour désigner les emplois à temps partiel et de courte durée donnant droit au cumul de rémunération dans le cadre du dispositif d'activité réduite.

(3) Cette durée correspond en règle générale à celle de l'emploi occupé après le premier épisode observé de chômage ; pour certains, toutefois, la réinscription administrative peut avoir lieu plus tard.

(4) Depuis janvier 2006, le seuil a été ramené à 110 heures mensuelles et les possibilités de cumul ont été plafonnées à 15 mois.

droits de ce dernier sont intégralement reportés. En revanche, si le cumul est autorisé, le demandeur continue à percevoir ses allocations, déduction faite d'un nombre J de jours non indemnisés déterminés à partir du rapport entre le revenu W de l'activité réduite et le salaire journalier de référence X . Les jours non indemnisés sont décalés dans le temps, ce qui revient *de facto* à allonger la période effective durant laquelle le demandeur d'emploi bénéficie d'une indemnisation sans réduction du montant de cette dernière. Pour un mois donné, le revenu disponible d'un chômeur en activité réduite s'écrit donc de la façon suivante :

$$R = W + b(n - J) = W + b\left(n - \frac{W}{X}\right) = nb + (1 - q)W$$

où b désigne le montant journalier des allocations, n le nombre de jours dans le mois et $q = b/X$ le taux de remplacement (qui correspond ici au taux de prélèvement implicite sur le revenu d'activité). Le caractère incitatif de l'activité réduite réside dans la garantie offerte au participant de percevoir un revenu total R (c'est-à-dire salaire + indemnisation) supérieur à son seul revenu de remplacement. Par exemple, un demandeur d'emploi dont le salaire journalier de référence est de 50 €, dont le taux de remplacement est de 75 % et qui exerce une activité réduite lui ayant rapporté 500 € dans le mois voit son revenu disponible passer de 1125 € ($0,75 \times 50 \times 30$) sans activité réduite à 1250 € ($500 + 0,75 \times 50 \times [30 - 500/50]$) avec. Les 375 € ($500 - 125$) d'allocation non versés ne sont pas pour autant perdus pour l'allocataire, et sont convertis en jours supplémentaires de droits à l'indemnisation (10 jours dans notre exemple). Pour le demandeur d'emploi, la réduction de l'allocation d'aide au retour à l'emploi (ARE) équivaut à une situation où il conserverait l'intégralité de son ARE mais ferait face à une imposition des revenus d'activité à un taux égal à son taux de remplacement (également appelé «taux de taxation implicite» lié à l'activité réduite).

Pour éviter que les chômeurs ne s'installent durablement dans un dispositif qui a vocation à servir de tremplin professionnel, le cumul de l'indemnisation avec des revenus d'activité est limité, au cours d'une même période d'indemnisation, à 18 fois (soit 18 mois avec activité réduite).

Les chômeurs non indemnisés ne bénéficient pas, quant à eux, des opportunités de cumul autorisées par le régime d'activité réduite. Toutefois, le dispositif offre à ces derniers la possibilité d'exercer une activité occasionnelle tout en restant inscrits en tant que demandeur d'emploi auprès de l'ANPE. Ils continuent ainsi à accéder aux services proposés par l'ANPE (offres d'emploi, offres de formation, suivi et accompagnement personnalisé, etc.) et peuvent se (re)constituer, par la même occasion, des droits futurs à l'assurance-chômage. La flexibilité du dispositif facilite également l'acceptation d'emplois temporaires puisqu'elle permet aux chômeurs de

s'affranchir des lourdeurs administratives caractéristiques des procédures de désinscription/réinscription des listes de demandeurs d'emploi de l'ANPE.

Entre 1995 et 2014, le nombre de demandeurs d'emploi bénéficiant de l'activité réduite a presque triplé, passant de 623 000 début 1996 (17 % des demandeurs d'emploi) à 1 700 000 en septembre 2014 (33 % des demandeurs d'emploi ; voir figure 1). En moyenne, sur la période, les participants au programme ont travaillé 97 heures, et gagné 1 054 € par mois.

Figure 1 : Évolution du nombre de demandeurs d'emploi en activité réduite

Source: STMT, Pôle emploi-Dares

Quels sont les effets attendus du dispositif ?

Si les emplois temporaires d'activité réduite permettent effectivement aux demandeurs d'emploi de se rapprocher du marché du travail, on devrait observer que les transitions vers l'emploi augmentent après le passage par l'AR, ce dernier induisant un effet tremplin. En revanche, un effet inverse est attendu durant l'exercice de l'AR dans la mesure où les individus en activité, même réduite, disposent de moins de temps pour mener à bien leur recherche d'emploi. De plus, le différentiel de revenus entre l'AR (revenus du travail plus cumul de l'allocation chômage) et l'emploi non AR étant plus faible que celui entre l'allocation seule et le salaire de l'emploi potentiel, l'incitation à la reprise d'emploi durant l'AR est moindre. Ces deux conséquences entraînent vraisemblablement un effet d'enfermement durant l'épisode d'activité réduite. Le taux de remplacement, qui est égal au taux de taxation implicite sur le revenu tiré de l'activité réduite est probablement le paramètre le plus important du dispositif. Comme il détermine les incitations à trouver un emploi temporaire, il va vraisemblablement avoir un impact sur le passage par le dispositif. Prenons un individu qui considère un passage par l'AR. Les coûts associés sont constitués de la désutilité du travail et du potentiel effet d'enfermement de l'activité réduite. Les gains consistent en l'augmentation des revenus due à l'activité salariée et en l'effet tremplin potentiel. Notre individu n'entrera en activité réduite que si les bénéfices associés sont supérieurs aux coûts. Comme le gain salarial de

l'AR est inversement proportionnel au taux de taxation implicite, les individus faisant face à un fort taux n'entreront en AR que s'ils s'attendent à un fort effet tremplin de l'emploi considéré. Le taux de taxation implicite devrait donc avoir un effet négatif sur le taux de recours à l'AR, mais un effet positif sur l'effet de l'activité réduite sur le taux de sortie du chômage.

Présentation des données et de la stratégie empirique

Notre analyse repose sur l'appariement de deux sources administratives : d'une part, le *Fichier historique statistique* de l'ANPE qui couvre l'intégralité des inscriptions au chômage depuis 1993 et fournit une information exhaustive sur les caractéristiques socio-démographiques des demandeurs d'emploi, leurs trajectoires sur le marché du travail et l'exercice éventuel d'une activité réduite ; d'autre part, le *Segment D3* de l'Unedic qui complète l'information disponible en décrivant avec précision la situation indemnitaire des allocataires (salaire journalier de référence, *ratio* de remplacement, durée maximale d'indemnisation). Nous connaissons, en outre, les dates d'entrée et de sortie des registres de l'assurance chômage, ce qui nous permet de reconstruire la chronologie exacte des événements caractérisant un épisode de chômage donné.

À partir de la base ainsi constituée, nous sélectionnons un échantillon aléatoire de chômeurs inscrits auprès de l'ANPE entre juillet et décembre 2001⁽⁵⁾. Chaque demandeur d'emploi est suivi jusqu'en décembre 2004. Nous sommes par conséquent capables d'identifier ses ré-inscriptions successives sur la période juillet 2001 – décembre 2004, ce qui signifie qu'un même individu est susceptible d'apparaître plusieurs fois dans nos données. Nous obtenons un échantillon de 10 020 individus pour lesquels nous observons 18 258 épisodes de chômage (dont 7 682 avec activité réduite). Les durées calculées sont censurées, c'est-à-dire non observées, au-delà du 36^e mois d'inscription au chômage. Nos données comprennent à la fois des chômeurs indemnisés et non indemnisés. Bien que ces derniers ne bénéficient pas du volet financier de l'activité réduite (le montant de leur allocation étant nul), ils peuvent néanmoins accéder aux prestations « accompagnement ». Du fait de leur absence d'indemnisation, il est probable que leur comportement vis-à-vis du suivi administratif de leur dossier soit différent de celui des chômeurs indemnisés. Néanmoins, la modélisation statistique inclut un processus vers

les sorties des fichiers administratifs qui ne sont pas identifiées explicitement comme une reprise d'emploi (vraisemblablement des sorties des fichiers pour cause de non-renvoi de questionnaire de suivi).

Notre stratégie empirique repose sur l'estimation d'un modèle de durée permettant de distinguer cinq processus de durée à risques potentiellement concurrents : 1) la durée de chômage jusqu'à la reprise d'emploi ; 2) la durée de chômage jusqu'à la sortie des fichiers par attrition (radiation des listes, non-renvoi d'information, *etc.*) ; 3) la durée de chômage jusqu'à l'entrée en activité réduite ; 4) la durée d'activité réduite ; et 5) la durée d'emploi jusqu'au retour dans les fichiers de l'ANPE. Les processus qui nous intéressent sont les transitions du chômage vers l'emploi et celles de l'emploi vers le chômage. Les autres processus sont modélisés conjointement afin de corriger des effets de sélection et de la censure non aléatoire des transitions chômage-emploi. Le tableau 1 caractérise chacun de ces risques à partir de l'échantillon étudié. La première ligne du tableau mentionne le nombre total d'individus suivis sur notre période d'étude. Les lignes 2 à 6 présentent plus en détail chacun des cinq processus considérés. Pour chaque ligne, les colonnes 1 à 3 exposent respectivement le nombre total d'épisodes, le nombre d'épisodes censurés et le nombre d'épisodes pour lesquels une transition est observée. Les colonnes 4 et 5 indiquent respectivement la durée moyenne des épisodes, incluant les épisodes censurés (durée 1) ou uniquement les épisodes complets (durée 2). La deuxième ligne du tableau 1 s'intéresse par exemple au processus (1), et montre que sur les 18 258 épisodes de chômage observés, 5 046 se sont achevés par un retour à l'emploi, et 13 212 sont censurés. En se reportant à la dernière ligne du tableau, on constate que parmi ces 5 046 reprises d'emploi, 2 707 ont fait l'objet d'une ré-inscription ultérieure auprès de l'ANPE. La troisième ligne du tableau 1 se concentre sur la sortie des fichiers pour des motifs autres que la reprise d'emploi. Sur les 18 258 épisodes de chômage, 8 774 se concluent par ce type de sortie des fichiers (9 484 étant censurés). La ligne suivante concerne les entrées vers l'activité réduite. Sur nos 18 258 épisodes de chômage, 7 682 connaissent une transition vers l'activité réduite, et pour les 10 576 épisodes restants, nous n'observons pas de passage vers l'AR. La durée moyenne observée avant passage vers l'AR est de 4 mois et demi environ. Enfin, sur ces 7 682 épisodes d'AR observés, seuls 345 sont censurés, et nous observons la fin de l'épisode d'AR pour les 7 337 épisodes restants. La durée moyenne observée des épisodes d'AR est de 3 mois et demi environ.

(5) Nous excluons les intermittents du spectacle de notre base de données.

Tableau 1 : Description de l'échantillon

	N	Censure	Sortie	Durée 1	Durée 2
Individus	10 020				
Sorties du chômage	18 258	13 212	5 046	9,45	8,18
Attrition	18 258	9 484	8 774	9,45	7,51
Entrées en activité réduite	18 258	10 576	7 682	5,83	4,57
Sorties d'activité réduite	7 682	345	7 337	3,73	3,56
Ré-inscription au chômage	5 046	2 339	2 707	15,45	8,44

Champ : Chômeurs inscrits entre juillet et décembre 2001.

Source : *Fichier historique statistique* (ANPE), *Segment D3* (Unedic), calcul des auteurs.

Le tableau 2 présente pour l'ensemble des épisodes de chômage, censurés et non censurés, des statistiques descriptives sur les principales variables explicatives du modèle mesurées à la date $t = 1$.

Il existe des différences significatives entre demandeurs d'emploi avec et sans activité réduite, même si ces différences restent généralement d'une ampleur limitée. Les femmes apparaissent ainsi majoritairement représentées dans le dispositif. Depuis le milieu des années 1990, la hausse de l'activité réduite a été davantage marquée chez ces dernières dont la situation sur le marché du travail demeure relativement plus précaire que celle des hommes (OURLIAC, ROCHUT, 2013). En outre, si l'activité réduite s'est considérablement développée auprès des seniors au fil du temps, elle reste tout de même, sur la période considérée, l'apanage des plus jeunes et des travailleurs d'âge médian. Les demandeurs d'emploi en activité réduite vivent également plus souvent en couple, se retrouvent plus fréquemment au chômage suite à une fin de contrat à durée

déterminée (CDD) ou d'intérim et présentent un niveau d'étude plus élevé que les autres demandeurs d'emploi.

La distinction la plus marquante concerne le statut indemnitaire. Sans surprise, les allocataires du régime d'assurance-chômage sont plus nombreux à participer au dispositif d'activité réduite que les demandeurs d'emploi non-indemnisés (+ 16 points de pourcentage). Cela s'explique à la fois par leur plus grande proximité du marché du travail et par la possibilité offerte aux chômeurs indemnisés de percevoir un revenu total supérieur à leur seul revenu de remplacement suite au cumul d'une partie de leur allocation et du revenu d'activité provenant de l'exercice d'une activité réduite.

Sur la période étudiée, 42 % des épisodes de chômage observés dans nos données comportent au moins une période d'activité réduite. Les durées de chômage des personnes ayant travaillé au cours de leur épisode d'inscription sont sensiblement

Tableau 2 : Statistiques descriptives

	Tous les épisodes	Épisodes sans AR	Épisodes avec AR	<i>p-value</i>
Femme	0,51	0,50	0,52	0,01
Âge	31,07	31,14	30,97	0,22
Français	0,90	0,89	0,91	0,00
En couple	0,35	0,34	0,37	0,00
Enfants	0,36	0,37	0,36	0,21
Durée de chômage cumulée dans les 5 ans précédant l'inscription	14,20	13,97	14,50	0,02
Enseignement primaire	0,18	0,20	0,14	0,00
Enseignement secondaire	0,38	0,38	0,38	0,97
Enseignement professionnel	0,23	0,22	0,25	0,00
Enseignement supérieur	0,21	0,20	0,22	0,00
Allocataire de l'assurance-chômage	0,55	0,48	0,64	0,00
Taux de remplacement	0,59	0,57	0,60	0,00
Revenu minimum d'insertion (RMI)	0,08	0,10	0,05	0,00
Première inscription au chômage	0,05	0,06	0,04	0,00
Licenciement	0,13	0,13	0,12	0,82
Démission	0,06	0,06	0,05	0,00
Fin de contrat	0,48	0,44	0,54	0,00
Autre motif d'inscription	0,28	0,31	0,24	0,00
Nombre d'observations	18 258	10 576	7 682	

Lecture : Moyennes des variables sur les sous-échantillons indiqués, et *p-value* du test de différence des espérances entre les deux sous-échantillons.

Champ : Chômeurs inscrits entre juillet et décembre 2001.

Source : *Fichier historique statistique* (ANPE), *Segment D3* (Unedic), calcul des auteurs.

supérieures à celles des demandeurs d'emploi sans activité réduite (treize mois pour les premiers contre sept pour les seconds). Dans près de trois épisodes sur quatre, l'exercice d'une activité réduite démarre dans les cinq mois suivant l'inscription du demandeur d'emploi. Cette première reprise d'activité dure en moyenne quatre mois; elle est légèrement plus longue pour les indemnisés que pour les non indemnisés et correspond à un peu plus du tiers de la durée des épisodes de chômage associés. Les données dont nous disposons ne fournissent malheureusement pas d'éléments qualitatifs sur la nature des emplois occupés. Si l'on se réfère aux travaux de Guillaume DELVAUX (2005) et de Guillaume DELVAUX et Edita JASAROSKI (2005), ciblés certes sur les seuls allocataires du régime d'assurance-chômage mais proches de notre période d'étude, il semblerait que les activités exercées se concentrent essentiellement dans le secteur tertiaire et, plus particulièrement dans le domaine des services aux particuliers et dans ceux de l'éducation, de la santé et de l'action sociale. Elles prennent essentiellement la forme de contrats à durée déterminée (CDD) et d'emplois en intérim, les allocataires travaillant en moyenne une centaine d'heures dans le mois pour un salaire avoisinant les 900 €.

Utilisation d'un modèle de durée multivarié

L'objectif est ici d'évaluer l'impact du passage par l'activité réduite sur deux dimensions : la durée de l'épisode de chômage en cours, et celle de l'emploi subséquent pour les individus retrouvant un emploi. En ce qui concerne la première dimension de l'évaluation, l'AR est un traitement dynamique au sens où elle intervient au bout d'une durée t_r après le début de l'épisode de chômage. De façon générale, le *timing* de l'entrée en AR et la durée de l'épisode d'activité réduite ne peuvent pas être supposés indépendants des durées de chômage et d'emploi. Par exemple, les individus disposant d'une épargne importante ou de hauts revenus non salariaux pourraient être moins enclins à candidater à un emploi temporaire et pourraient, dans le même temps, avoir un taux de retour à l'emploi plus faible (BLOEMEN, 2002). D'un autre côté, les individus ayant un haut niveau d'éducation et un taux élevé de retour à l'emploi pourraient ne pas souhaiter obtenir un emploi temporaire qui n'améliorerait pas leur niveau de capital humain. Ces caractéristiques ici inobservées pourraient également influencer la durée de leur épisode d'emploi. Il faut donc modéliser conjointement la survenue et la durée de l'épisode d'activité réduite avec les processus de chômage et d'emploi. L'évaluation empirique des traitements dynamiques a fait l'objet d'une littérature grandissante depuis l'article d'ABBRING et VAN DEN BERG (2003). Dans

les paragraphes suivants, nous présentons de façon informelle la méthodologie utilisée. Le lecteur pourra se référer à FREMIGACCI, TERRACOL (2013) pour plus de détails techniques.

Durée de chômage, entrée dans le traitement et durée dans le traitement

Soit T_u une variable aléatoire positive mesurant la durée de l'épisode de chômage. De même, soient T_r et $T_{\bar{r}}$ des variables aléatoires positives mesurant respectivement la durée avant l'entrée en activité réduite et la durée de cette activité réduite. Notons X et V deux vecteurs de caractéristiques individuelles, où seul X est observé par l'économetre. On suppose que la distribution jointe de T_u , T_r et $T_{\bar{r}}$ ne peut différer d'un individu à l'autre que par le biais de différences dans X et V .

À la suite de ABBRING et VAN DEN BERG (2003), on adopte une méthode du *timing of events* où l'effet causal de l'activité réduite sur la durée de chômage est modélisée au travers de la réalisation de T_r et $T_{\bar{r}}$ sur la distribution de T_u . Autrement dit, c'est la séquentialité des événements liés à l'AR (entrée dans le dispositif, et sortie du dispositif) qui va permettre de distinguer l'effet propre du programme des effets de sélection. Les distributions des durées d'intérêt peuvent être caractérisées en termes de taux de hasard, c'est-à-dire de probabilité que les épisodes prennent fin à un instant t , sachant qu'ils ont duré jusque-là. Notons ces fonctions de hasard $\theta_r(t|x, V)$, $\theta_{\bar{r}}(t|x, V)$ et $\theta_u(t|t_r, t_{\bar{r}}, x, V)$. Les fonctions de hasard dépendent des caractéristiques observées x et inobservées V . La fonction de hasard du chômage vers l'emploi, θ_u , dépend également des réalisations de la durée de chômage avant l'entrée en AR, et de la durée de l'AR elle-même. Ceci va nous permettre de séparer un effet de traitement de l'AR *durant* l'activité réduite, et un effet *post-traitement* qui intervient une fois l'AR terminée. On suppose également que la réalisation de t_r affecte le hasard $\theta_u(t|t_r, t_{\bar{r}}, x, V)$ uniquement pour $t > t_r$; et la réalisation de $t_{\bar{r}}$ affecte θ_u pour $t > t_r + t_{\bar{r}}$. En d'autres termes, on suppose une absence d'anticipation qui exclut que l'activité réduite affecte les sorties du chômage avant que les individus en bénéficient effectivement. Cette hypothèse est vraisemblablement vérifiée dans notre cas puisqu'il est difficile pour les personnes à la recherche d'un emploi de prédire la date à laquelle elles trouveront un emploi temporaire correspondant aux règles de l'activité réduite.

On spécifie ensuite des modèles à hasard proportionnel mélangé (MPH) de la forme

$$\theta_r(t|x, V) = \lambda_r(t) \exp(x\beta_r)V_r$$

$$\theta_{\bar{r}}(t|x, V) = \lambda_{\bar{r}}(t) \exp(x\beta_{\bar{r}})V_{\bar{r}}$$

et

$$\theta_u(t|t_r, x, V) = \lambda_u(t) \exp(x\beta_u + \delta(t|t_r, t_{\bar{r}}, x, V_\delta))V_u$$

où $\lambda_u(t)$, $\lambda_r(t)$ et $\lambda_{\bar{r}}(t)$ sont les hasards de base pour T_u , T_r et $T_{\bar{r}}$. V_u , V_r et $V_{\bar{r}}$ sont les caractéristiques inobservées qui affectent les hasards hors du chômage, vers l'activité réduite, et hors de l'activité réduite, respectivement. La fonction $\delta(t|t_r, t_{\bar{r}}, x, V_{\delta})$ capturera l'effet causal de l'activité réduite sur le hasard hors du chômage. Comme on suspecte l'activité réduite de vraisemblablement créer un effet d'enfermement durant la période où le demandeur d'emploi travaille à temps partiel, et un effet tremplin par la suite, on spécifie $\delta(t|t_r, t_{\bar{r}}, x, V_{\delta})$ comme suit :

$$\delta(t|t_r, t_{\bar{r}}, x, V_{\delta}) = \delta_1(t|t_r, t_{\bar{r}}, x, V_{\delta})I\{t \in (t_r, t_r + t_{\bar{r}})\} + \delta_2(t|t_r, t_{\bar{r}}, x, V_{\delta})I\{t > t_r + t_{\bar{r}}\}$$

où $I\{\cdot\}$ est une fonction indicatrice valant 1 si la condition entre accolades est vraie, et 0 sinon. $\delta_1(\cdot)$ va donc capturer l'impact du fait d'être en cours d'AR sur le taux de hasard hors du chômage relativement à la période avant l'entrée en AR, et $\delta_2(\cdot)$ celui d'être passé par l'AR, à nouveau relativement à la période avant l'entrée en activité réduite.

V_{δ} est un terme d'hétérogénéité inobservée qui affecte la façon dont l'activité réduite agit sur le hasard hors du chômage. Le fait d'autoriser l'effet de traitement à dépendre de l'hétérogénéité inobservée en plus des caractéristiques observées nous permet d'estimer correctement l'évolution de l'effet de traitement en fonction de la durée écoulée depuis ce dernier. En effet, un biais pourrait survenir si les changements dans la distribution de V_{δ} parmi les survivants, au fur et à mesure que le temps passe (les individus ayant un fort V_{δ} quittant rapidement le chômage suite à l'activité réduite), sont confondus avec une diminution de l'effet de traitement avec le temps (RICHARDSON, VAN DEN BERG, 2013).

Les effets de « tri dynamique » font que la distribution de V_r parmi ceux qui entrent en activité réduite en t_r va différer de sa distribution dans l'ensemble de la population considérée. Si V_r et V_u sont dépendants, alors la distribution de V_u parmi les individus entrant en AR à une date donnée va différer de celle qui prévaut parmi les individus qui ne sont pas en activité réduite. De même, si V_u et $V_{\bar{r}}$ ne sont pas indépendants, alors la distribution de V_u parmi les individus en AR va différer de celle qui prévaut dans la population. Il n'est donc pas possible d'inférer l'effet causal de l'activité réduite sur T_u en comparant les durées de chômage des individus entrant en AR en T_r et qui en sortent en $t_r + t_{\bar{r}}$ avec celles du reste de la population, car cette comparaison mélangerait l'effet causal de l'AR avec des différences de distribution de V_u . Dans ce cas, $I\{t \in (t_r, t_r + t_{\bar{r}})\}$ et $I\{t > t_r + t_{\bar{r}}\}$ seraient endogènes, et T_u , T_r et $T_{\bar{r}}$ doivent être modélisés conjointement afin de tenir compte de la corrélation des termes d'hétérogénéité. On permet donc à V_u , V_r et $V_{\bar{r}}$ d'être corrélés. De plus, V_{δ} est autorisé à être corrélé aux autres composantes d'hétérogénéité

de V . En d'autres termes, nous autorisons l'ampleur de l'effet de traitement à être corrélé avec les caractéristiques inobservées qui influencent la sortie du chômage.

Récurrence du chômage

Nos données nous permettent d'observer le retour de certains individus vers le chômage après qu'un précédent épisode de chômage a pris fin. Puisque l'activité réduite peut également affecter le type d'emplois vers lesquels transitent les chômeurs, nous modélisons la récurrence du chômage par un quatrième processus de durée noté T_e . Le taux de hasard correspondant est donné par :

$$\theta_e(t|x, z, V_e) = \lambda_e(t) \exp(x\beta_e + z\gamma) V_e$$

où V_e correspond aux caractéristiques individuelles inobservées qui affectent la récurrence du chômage ; z contient les variables résumant la situation de l'individu vis-à-vis de l'AR au cours de son précédent épisode de chômage (existence d'un épisode d'AR, fin de l'épisode de chômage au cours ou à la suite de l'activité réduite). Finalement, γ est un vecteur de coefficients qui mesurera l'effet de l'activité réduite sur le retour au chômage et, indirectement, sur la « qualité » des emplois retrouvés. À nouveau, V_e est autorisé à être corrélé avec les autres éléments de V .

Censure non aléatoire

Afin de rester inscrits dans les registres de l'ANPE, les individus doivent remplir une déclaration mensuelle concernant leur situation vis-à-vis de l'emploi. Les chômeurs qui ne renvoient pas leurs déclarations, ou ne se présentent pas à un rendez-vous avec l'agent en charge de leur dossier sont radiés des fichiers des demandeurs d'emploi, ce qui conduit à une attrition dans la base de données. Comme cette attrition est vraisemblablement non aléatoire, on ne peut la considérer comme une censure traditionnelle. Nous la modélisons donc comme un risque concurrent additionnel.

Soit T_c la variable aléatoire représentant la durée avant la survenue de cette attrition. Le taux de hasard correspondant est donné par :

$$\theta_c(t|x, V_c) = \lambda_c(t) \exp(x\beta_c) V_c$$

où V_c sont les caractéristiques inobservées qui affectent la durée jusqu'à l'attrition. Comme précédemment, V_c peut être corrélé aux autres éléments de V .

Épisodes multiples

Pour certains individus, on observe plusieurs parcours sur le marché du travail. Dans ce cas, on suppose que la caractéristique inobservée V reste constante tout au long de ces parcours, ce qui nous permet de relâcher certaines conditions d'identification du modèle à épisodes uniques. En particulier, l'identification avec des épisodes multiples n'impose

pas que V soit indépendant de X , hypothèse souvent difficile à justifier dans les études empiriques.

Spécification de la distribution d'hétérogénéité

Nous choisissons de spécifier $G(V)$ de la façon suivante :

$$V_h = \exp(a_h U_1 + b_h U_2) \text{ pour } h = u, r, \bar{r}, e, c$$

Ici, U_1 et U_2 sont les deux facteurs qui affectent toutes les durées. On impose une normalisation d'échelle en supposant que U_1 et U_2 sont distribués indépendamment sur $\{-1, 1\}$ avec les probabilités $Pr(U_1 = 1) = p_1$ et $Pr(U_2 = 1) = p_2$. Afin de faciliter l'implémentation, V_δ , le paramètre d'hétérogénéité de l'effet de traitement, est spécifié comme une fonction linéaire de $\ln(V_u)$:

$$V_\delta = \alpha \ln(V_u)$$

et V_δ est entré additivement dans $\delta(t|t_r, t_{\bar{r}}, x, V_\delta)$. La relation linéaire entre V_δ et $\ln(V_u)$ permet à l'hétérogénéité de l'effet de traitement d'être corrélée non seulement avec V_u , mais également avec les autres termes d'hétérogénéité. Le paramètre α va mesurer la relation entre l'impact des inobservées dans les transitions chômage-emploi et l'hétérogénéité de l'effet de traitement. Un α négatif indiquera que les individus ayant une plus faible propension (inobservée) à transiter vers l'emploi ont un effet de traitement de l'AR plus marqué, et vice-versa.

Mise en œuvre

On s'intéresse à la variation de l'impact de l'activité réduite sur le taux de sortie du chômage selon plusieurs angles. Tout d'abord, l'effet du programme peut différer selon que les individus sont en cours d'activité réduite ou qu'ils ont quitté le dispositif. Ensuite, dans chacun de ces cas, l'effet peut varier avec le temps passé depuis l'entrée en AR, ou le temps passé depuis la sortie de l'AR. On définit donc δ_1 et δ_2 comme suit. On divise tout d'abord la durée dans l'AR (δ_1) en deux sous-périodes : moins de trois mois, et plus de trois mois. La période post-AR (δ_2) est elle-même divisée en trois sous-périodes : moins de trois mois depuis la fin de l'AR, entre trois et six mois, puis plus de six mois après la fin de l'AR. Les indicatrices correspondantes sont ensuite analysées en interaction avec le taux de remplacement/taux de taxation à la date de l'entrée en AR afin de prendre en compte l'effet d'auto-sélection potentiel. Le taux de remplacement n'est cependant pas exogène. Son niveau est inversement relié au salaire antérieur du demandeur d'emploi, tandis que la longueur de la période de droits est déterminée par son parcours sur le marché du travail. Ces déterminants sont vraisemblablement corrélés au niveau du capital humain du demandeur d'emploi de sorte que l'effet du taux de taxation implicite sera biaisé si on ne contrôle pas pour les caractéristiques inobservées du chômeur.

Cependant, et comme expliqué plus haut, l'effet du traitement inclut un terme d'hétérogénéité inobservée, corrélé à tous les autres termes d'hétérogénéité, qui va capturer ces caractéristiques inobservables. Puisque, de plus, nous disposons d'épisodes multiples sur le marché du travail, l'identification ne repose pas sur l'indépendance de l'hétérogénéité inobservée et des caractéristiques observées. Enfin, et à la suite des travaux de RICHARDSON et VAN DEN BERG (2013), nous retenons le principe selon lequel, si le taux de remplacement/taux de taxation implicite est corrélé aux caractéristiques individuelles inobservées, le biais en résultant sera faible.

Concernant les équations gouvernant les transitions hors du chômage, vers l'AR et hors de l'AR, on spécifie un hasard de base constant par morceaux sur les intervalles de mois suivants : [0,2], [2,4], [4,6], [6,9], [9,12], [12,18], [18,24] et [24,36]. Les épisodes d'activité réduite sont pour la plupart courts, et la majorité des individus y séjourne seulement un mois. Pour cette équation, nous spécifions donc un hasard de base plus contraint, qui est constant par morceaux sur les intervalles de mois suivants : [0,1], [1,3] et [3,36]. Dans le tableau de résultats (voir tableau 4, *infra*), les indicatrices définissant le hasard de base sont nommées d2 à d8 (d1 est omis pour des raisons d'identification), et sont définies comme ci-dessus.

L'effet de l'activité réduite sur le taux de sortie de l'emploi est mesuré à travers une indicatrice valant 1, si l'individu a connu un épisode d'activité réduite au cours de son précédent épisode de chômage, et 0 sinon. Afin d'autoriser un effet de l'AR différent en fonction du taux de remplacement, nous incluons également une variable d'interaction entre l'indicatrice de passage par l'AR et le niveau du taux de remplacement à l'entrée en AR. Enfin, nous ajoutons une variable indicatrice indiquant si l'individu est sorti du chômage durant son activité réduite, ainsi que la longueur de l'épisode d'AR.

Nous contrôlons pour le sexe, le niveau d'éducation, la nationalité, la structure du ménage et la durée cumulée de chômage durant les cinq années précédentes. Nous contrôlons également pour le motif d'entrée au chômage et pour la perception du RMI (TERRACOL, 2009). Les conditions macroéconomiques locales sont prises en compte *via* le taux de chômage départemental et nous intégrons le niveau du taux de remplacement (lors de la perception d'une allocation chômage) afin de contrôler pour le processus d'indemnisation du chômage. Dans l'équation de la durée d'emploi, on inclut également la longueur de l'épisode de chômage antérieur afin de contrôler pour la corrélation entre les deux processus (BELZIL, 2001). Toutes les variables sont autorisées à varier avec le temps.

Tableau 3 : Effets de traitement

	Chômage vers emploi		Emploi vers chômage	
	Coefficient	(Écart type)	Coefficient	(Écart type)
En AR depuis moins de 3 mois	- 0,150	(0,097)		
En AR depuis plus de 3 mois	- 1,446**	(0,188)		
En AR depuis moins de 3 mois * TR	0,323†	(0,170)		
En AR depuis plus de 3 mois * TR	1,746**	(0,312)		
3 premiers mois après l'AR	0,356**	(0,079)		
Entre 3 et 6 mois après l'AR	- 0,157	(0,134)		
Plus de 6 mois après l'AR	- 0,111	(0,111)		
3 premiers mois après l'AR * TR	1,119**	(0,108)		
Entre 3 et 6 mois après l'AR * TR	0,928**	(0,225)		
Plus de 6 mois après l'AR * TR	0,063	(0,178)		
En AR à la sortie du chômage			0,003	(0,068)
Est passé par l'AR			- 0,033	(0,064)
Est passé par l'AR * TR			0,005	(0,094)
Durée de l'AR			0,008	(0,007)
α	- 0,305**	(0,041)		

Note : TR est le taux de remplacement.

Niveaux de significativité : † : 10% ; * : 5% ; ** : 1%.

Champ : Chômeurs inscrits entre juillet et décembre 2001.

Source : *Fichier historique statistique* (ANPE), *Segment D3* (Unedic), calcul des auteurs.

Résultats et simulations

Le tableau 3 présente les estimations des paramètres des effets de traitement. Chaque colonne correspond à un des deux processus d'intérêt, à savoir le processus de transition du chômage vers l'emploi, et le processus de transition de l'emploi vers le chômage.

Un taux de taxation élevé limite le recours au dispositif mais améliore son efficacité

À partir des coefficients estimés, et en se concentrant tout d'abord sur les transitions du chômage vers l'emploi, on trouve que l'effet d'enfermement est faible (- 14%)⁽⁶⁾ et non significatif durant les trois premiers mois pour les non indemnisés, puis s'amplifie jusqu'à - 76 % après trois mois. L'effet du taux de remplacement/taux de taxation implicite est positif et significatif pour les deux sous-périodes. En d'autres termes, un plus fort taux de taxation implicite va venir réduire l'effet d'enfermement. Pour les individus indemnisés à 75 %, l'effet d'enfermement initial est en fait légèrement positif (+ 9 %), puis tombe à - 45 %. Ainsi, au bout de trois mois d'activité réduite, les demandeurs d'emploi non indemnisés voient leur taux de sortie instantané du chômage vers l'emploi non temporaire diminuer de 75 % contre 45 % pour ceux indemnisés à 75 %.

Les coefficients estimés montrent un effet tremplin significatif une fois que les individus quittent l'activité réduite. Pour les non-indemnisés, le taux de hasard est multiplié par 1,43 durant les trois premiers mois après la fin de l'AR, puis tombe à des niveaux non significatifs. À nouveau, l'effet du taux de taxation est positif et significatif durant les deux premières sous-périodes après la fin de l'AR : un plus fort taux de taxation implicite est associé à un effet tremplin plus fort. Pour les chômeurs indemnisés à 75 %, la hausse initiale est proche de 230 %, puis 71 %, puis se stabilise au niveau non significatif de - 6 %. Trois mois après la fin de l'activité réduite, les demandeurs d'emploi non indemnisés voient leur taux de sortie instantané du chômage vers l'emploi non temporaire augmenter de 43 % contre 230 % pour ceux indemnisés à 75 %.

La figure 2 présente ces résultats de façon plus lisible. Elle montre le *ratio* de hasard d'un individu restant neuf mois en AR (la date d'entrée est normalisée à 0). Les taux de remplacement sont fixés à 0 (chômeurs non indemnisés) et à 57,4 % et 75 % pour les chômeurs indemnisés, ces deux derniers taux étant les plus faibles et les plus forts du système d'assurance chômage. Les demandeurs d'emploi non indemnisés connaissent le plus fort effet d'enfermement durant la période d'activité réduite : leur taux instantané de sortie vers l'emploi non temporaire diminue de 75 %. Après la période d'activité réduite, ils bénéficient du plus faible effet tremplin : leur taux instantané de sortie vers l'emploi non temporaire augmente de 43 % les trois premiers mois de sortie de l'AR contre 230 % pour les demandeurs d'emploi indemnisés à 75 %.

(6) Le *ratio* de hasard est donné par l'exponentielle des coefficients présentés dans les tableaux 3 et 4. On trouve ainsi que le taux de hasard est multiplié par $\exp(-0,150) = 0,86$; soit une diminution de 14 %.

L'effet de traitement présente une forte hétérogénéité. Le paramètre d'hétérogénéité de l'effet de traitement, α , est significatif et égal à -0,3. L'ampleur de l'effet de traitement est donc négativement corrélée avec le terme d'hétérogénéité qui affecte les sorties du chômage, ce qui implique que les gains liés à l'AR sont plus élevés pour les individus ayant des caractéristiques inobservées défavorables, c'est-à-dire pour ceux qui sont les plus éloignés de l'emploi.

En ce qui concerne l'effet de l'AR sur la durée de l'emploi subséquent (second processus d'intérêt), nos estimations ne montrent aucun effet du passage par l'AR sur la transition de l'emploi non temporaire vers le chômage. Ceci indique que le dispositif n'a pas d'effet significatif sur la « qualité » des emplois retrouvés par ses bénéficiaires.

Figure 2 : Effets de traitement

Ces résultats sont pleinement cohérents avec notre hypothèse selon laquelle les individus à la recherche d'emploi s'auto-sélectionnent dans des emplois à temps partiel différents en fonction du taux de taxation implicite auxquels ils font face. Quand le taux de taxation est élevé, ils sont moins enclins à entrer en AR⁽⁷⁾, mais les emplois d'AR ont un impact plus positif sur leurs taux de sortie vers l'emploi. Ceci illustre l'arbitrage auquel sont confrontés les décideurs lors de la détermination du taux de taxation implicite : la volonté d'inciter plus fortement les demandeurs d'emploi à participer à l'AR en diminuant le taux de taxation va se traduire par la baisse de la qualité des emplois d'AR. Inversement, encourager les individus à trouver des emplois en AR de meilleure qualité va diminuer la proportion des demandeurs d'emploi qui bénéficient du programme.

En termes de politique publique, cela pourrait se traduire par le fait que le service public de l'emploi cible les demandeurs d'emploi les plus éloignés de l'emploi et les encourage à entrer en activité réduite.

(7) Le coefficient du *ratio* de remplacement dans l'équation de la durée avant l'entrée en AR est de -1,148 et est significatif au niveau 1 %.

L'effet global de l'activité réduite sur le retour en emploi est positif mais faible

L'effet global de l'activité réduite dépend de façon complexe des effets de traitement estimés, de leurs interactions avec le hasard de base et de l'évolution de la distribution des caractéristiques observées et inobservées parmi les survivants à chaque point du temps. En particulier, si les résultats de la section précédente ont montré l'existence à la fois d'un effet d'enfermement et d'un effet tremplin, ils ne nous éclairent pas directement sur l'effet *global* du dispositif sur les durées de chômage. Les résultats ne nous indiquent notamment pas lequel des deux effets domine, et si l'effet d'enfermement initial est, ou pas, compensé par l'effet tremplin. L'efficacité du programme est donc évaluée grâce à des simulations dont le détail est décrit dans FREMIGACCI et TERRACOL (2009).

Ces simulations sont réalisées afin de calculer deux indicateurs auxquels le décideur public s'intéresse. Le premier mesure la différence de pourcentage de chômeurs d'une même cohorte qui ont quitté le chômage au bout de t mois selon que le dispositif d'AR est en vigueur ou pas. Autrement dit, il ne mesure pas l'effet du traitement sur ses bénéficiaires effectifs, mais l'effet moyen sur les demandeurs d'emploi qui ont la possibilité d'en bénéficier, qu'ils le fassent effectivement ou pas. Cette quantité est similaire à un effet d'*intention to treat*. À la suite de Bruno CRÉPON et de ses co-auteurs (2005), on la note $IT(t)$. Afin de calculer $IT(t)$, on simule les épisodes vers l'activité réduite, et en activité réduite. On simule ensuite les durées de chômage à deux reprises, tout d'abord à l'aide des coefficients estimés du modèle présenté dans la partie intitulée « Un modèle de durée multivarié », puis en fixant $\delta(t|t_r, t_r, x, V) = 0$. Pour chaque t , $IT(t)$ est donc la différence entre les deux fonctions de répartition simulées des durées de chômage.

Le second indicateur mesure la différence entre la probabilité d'avoir quitté le chômage en $t_r + t'$ (t' après le début de l'AR) et la probabilité d'avoir quitté le chômage à cette même date lorsque l'AR n'est pas disponible. On s'intéresse donc cette fois-ci à l'effet du passage par l'AR chez les individus en bénéficiant effectivement. Cette quantité similaire à l'effet de traitement sur les traités est notée $TT(t)$ et est calculée comme ci-dessus, même si la différence entre les deux périodes cumulées est ici calculée après l'entrée simulée en AR. $TT(t)$ est donc calculé uniquement pour les individus pour lesquels nous simulons une période d'activité réduite. Il faut noter que $TT(t)$ est une moyenne calculée sur les différentes dates d'entrée dans l'AR au sein de nos données simulées.

Tableau 4 : Variables de contrôle

Variable	Chômage vers emploi Coeff. (Écart type)	Chômage vers censure Coeff. (Écart type)	Vers l'AR Coeff. (Écart type)	Depuis l'AR Coeff. (Écart type)	Emploi vers chômage Coeff. (Écart type)
Hasard de base d2	0,772** (0,048)	- 0,139** (0,035)	- 0,296** (0,031)	- 0,338** (0,031)	1,075** (0,079)
Hasard de base d3	0,836** (0,056)	- 0,305** (0,042)	- 0,557** (0,041)	- 0,636** (0,041)	1,123** (0,080)
Hasard de base d4	0,912** (0,059)	- 0,125** (0,041)	- 0,681** (0,046)		1,138** (0,078)
Hasard de base d5	0,683** (0,072)	- 0,367** (0,051)	- 0,847** (0,061)		0,787** (0,087)
Hasard de base d6	0,715** (0,075)	- 0,437** (0,053)	- 0,95** (0,062)		- 0,145** (0,096)
Hasard de base d7	0,805** (0,093)	- 0,523** (0,068)	- 1,097** (0,090)		- 0,351** (0,110)
Hasard de base d8	0,834** (0,100)	- 0,506** (0,075)	- 0,972** (0,095)		- 0,763** (0,118)
Caractéristiques démographiques					
Femme	- 0,21** (0,040)	- 0,333** (0,031)	0,011 (0,026)	- 0,245** (0,029)	- 0,027 (0,040)
Âge	- 0,006* (0,002)	- 0,038** (0,002)	- 0,015** (0,002)	- 0,014** (0,002)	0,001 (0,003)
Nationalité française	0,514** (0,079)	- 0,253** (0,048)	0,128** (0,046)	- 0,138** (0,052)	- 0,138* (0,078)
En couple	0,017 (0,049)	- 0,263** (0,038)	0,076* (0,033)	- 0,144** (0,038)	- 0,135** (0,053)
A des enfants	0,049 (0,051)	0,180** (0,039)	- 0,074* (0,034)	0,014 (0,039)	- 0,034 (0,055)
Contexte professionnel					
Taux de chômage local	- 0,080** (0,009)	- 0,021** (0,006)	- 0,043** (0,006)	- 0,097** (0,005)	0,010 (0,009)
Chômage cumulé depuis 5 ans	- 0,010** (0,001)	0,00 (0,001)	0,006** (0,001)	- 0,001 (0,001)	0,012** (0,001)
Éducation (aucune, ou primaire)					
Secondaire	0,317** (0,065)	- 0,287** (0,042)	0,163** (0,040)	- 0,018 (0,045)	- 0,278** (0,065)
Professionnelle	0,386** (0,069)	- 0,212** (0,046)	0,237** (0,043)	- 0,027 (0,048)	- 0,276** (0,068)
Supérieure	0,576** (0,069)	- 0,577** (0,049)	0,206** (0,044)	- 0,053 (0,050)	- 0,681** (0,073)
Revenus de transfert (aucun)					
Allocation chômage	- 0,293** (0,106)	0,799** (0,064)	0,801** (0,062)	- 0,987** (0,080)	
Taux de remplacement	- 1,850** (0,166)	- 3,821** (0,103)	- 1,148** (0,091)	0,179 (0,119)	
RMI	- 0,796** (0,083)	0,068 † (0,040)	- 0,396** (0,053)	0,068 (0,061)	
Motif de chômage (1^e entrée)					
Licenciement	0,250* (0,105)	- 0,201** (0,070)	- 0,337** (0,075)	0,473** (0,081)	- 0,236* (0,115)
Démission	0,218† (0,115)	0,213** (0,073)	0,00 (0,086)	0,327** (0,090)	- 0,223† (0,130)
Fin de CDD	0,681** (0,095)	0,046 (0,058)	0,192** (0,066)	0,478** (0,072)	0,134 (0,100)
Autre	- 0,266** (0,098)	- 0,039 (0,058)	- 0,180** (0,067)	0,316** (0,073)	- 0,016 (0,107)
Durée de l'épisode de chômage					- 0,019** (0,005)
Situation vis-à-vis de l'activité réduite					
En AR		- 1,321** (0,074)			
En AR * TR		2,041** (0,146)			
Post AR		0,744** (0,041)			
Post AR * TR		0,390** (0,075)			
Constante	- 4,102** (0,182)	- 0,118 (0,114)	- 2,062** (0,110)	1,015** (0,118)	- 3,382** (0,183)
N	10 020 individus, 18 528 épisodes				
Log-vraisemblance	- 101 937,415				
$\chi^2_{(131)}$	14 496,761				

Niveaux de significativité : † : 10% ; * : 5% ; ** : 1%

Champ : Chômeurs inscrits entre juillet et décembre 2001.

Source : Fichier historique statistique (ANPE), Segment D3 (Unedic), calcul des auteurs.

On effectue plusieurs centaines de simulations, et on calcule les valeurs moyennes de $IT(t)$ et de $TT(t)$, ainsi que les quantiles d'ordre 2,5 et 97,5 des données simulées. Les résultats sont présentés dans la figure 3. Ils suggèrent que, si l'impact de l'activité réduite devient finalement positif, cela n'a lieu qu'après plusieurs mois. Au sein d'une cohorte d'entrants au chômage, l'effet d'enfermement initial domine l'effet tremplin jusqu'à vingt-six mois après l'entrée au chômage. L'effet moyen de l'AR sur les demandeurs d'emploi qui peuvent en bénéficier (IT) ne devient faiblement positif qu'au bout de vingt-six mois. Ceci est dû au fait que l'effet d'enfermement persiste tant que les individus sont en AR, tandis que l'effet tremplin ne dure que trois à six mois. Au fur et à mesure que les individus de la cohorte entrent en AR, l'effet d'enfermement qu'ils supportent fait plus que compenser l'effet tremplin que connaissent ceux qui en sont déjà sortis. En ce qui concerne l'effet de traitement sur les traités (TT), la moitié inférieure de la figure 3 montre qu'un individu trouvant une activité réduite après t mois de chômage n'aura une probabilité plus forte d'être sorti du chômage que dix mois plus tard. Bien que significatif, l'effet de long terme de l'activité réduite reste faible, de l'ordre du demi-point de pourcentage.

À long terme, seul un demi-point de pourcentage en plus de demandeurs d'emploi pouvant bénéficier de l'AR a quitté le chômage grâce au dispositif. À long terme également, le passage par l'AR a permis aux demandeurs d'emploi en bénéficiant effectivement d'augmenter d'un demi-point leur probabilité de sortir du chômage.

Figure 3 : Simulations

Le passage par l'emploi temporaire peut augmenter la probabilité d'accès à l'emploi régulier en augmentant le capital humain du demandeur d'emploi; il signale également son désir de travailler, et en informe des employeurs potentiels. Cependant, l'emploi temporaire peut empiéter sur ses activités

de recherche d'emploi et créer un effet d'enfermement, augmentant ainsi la durée de son épisode de chômage.

*
* *

Dans cet article, on étudie le programme d'activité réduite, qui permet aux demandeurs d'emploi de percevoir une partie de leurs revenus salariaux en plus de leur allocation chômage. On évalue l'amplitude de l'effet d'enfermement et de l'effet tremplin ainsi que de leurs variations vis-à-vis du taux de taxation implicite sur le revenu d'activité. Comme ce taux de taxation implicite varie entre les individus, nous pouvons tester la présence d'un effet d'auto-sélection dans des emplois temporaires de qualité variable en fonction de l'ampleur du taux de taxation.

Comme dans les études antérieures sur le cumul partiel d'allocation-chômage et de revenus salariaux (par exemple : KYRÄ, 2010, ou COCKX *et al.*, 2013), nous mettons en évidence à la fois un effet d'enfermement significatif, lorsque les individus sont en cours d'activité réduite, et un effet tremplin significatif lorsqu'ils le quittent. Notre étude apporte en outre un éclairage sur l'effet du taux de taxation implicite sur les revenus salariaux. Lorsqu'ils font face à un fort taux de taxation implicite, les individus transitent moins probablement vers l'activité réduite, mais ceux qui le font subissent un effet d'enfermement moins fort, et bénéficient d'un effet tremplin plus important. Ce résultat indique la présence d'un phénomène d'auto sélection des demandeurs d'emploi que le décideur doit prendre en compte lorsqu'il choisit les paramètres du dispositif d'activité réduite. En effet, si le taux de taxation implicite diminue, il devient plus avantageux pour les demandeurs d'emploi de recourir à l'activité réduite, et une plus grande proportion d'entre eux bénéficiera du dispositif. Cependant, cette plus grande attractivité va en diminuer l'efficacité moyenne car ses bénéficiaires s'auto-sélectionneront dans des emplois permettant une moins bonne insertion sur le marché du travail. L'arbitrage pour le décideur public devra donc se faire entre la qualité des emplois d'AR et leur quantité, sachant qu'à long terme, l'effet bénéfique de l'AR est en moyenne relativement faible mais plus particulièrement orienté vers les demandeurs d'emploi les plus éloignés du marché du travail.

Bibliographie

- ABBRING J. H., VAN DEN BERG G. J. (2003), «The nonparametric identification of treatment effects in duration models», *Econometrica*, vol. 71, n° 5, pp. 1491-1517.
- BELZIL C. (2001), «Unemployment insurance and subsequent job duration: job matching versus unobserved heterogeneity», *Journal of applied econometrics*, vol. 16, n° 3, pp. 619-636.
- BLOEMEN H. G. (2002), «The relation between wealth and labour market transitions: an empirical study for the Netherlands», *Journal of applied econometrics*, vol. 17, n° 3, pp. 249-268.
- BOOCKMANN B., HAGEN T. (2008), «Fixed-term contracts as sorting mechanisms: evidence from job durations in West Germany», *Labour economics*, vol. 15, n° 5, pp. 984-1005.
- CALMFORS L. (1994), «Active labour market policy and unemployment: a framework for the analysis of crucial features», *OECD economic studies*, n° 22, pp. 7-47.
- COCKX B., GOEBEL C., ROBIN S. (2013), «Can income support for part-time workers serve as a stepping-stone to regular jobs? An application to young long-term unemployed women», *Empirical economics*, vol. 44, n° 1, pp. 189-229.
- CRÉPON B., DEJEMEPPE M., GURGAND M. (2005), «Counseling the unemployed: does it lower unemployment duration and recurrence?», *IZA Discussion paper*, n° 1796.
- DELVAUX G. (2005), «Près de trois allocataires de l'assurance-chômage sur dix exercent une activité réduite», *Point statis*, n° 9.
- DELVAUX G., JASAROSKI E. (2008), «L'activité réduite : frein ou tremplin vers un emploi durable?», *Point statis*, n° 33.
- FREMIGACCI F., TERRACOL A. (2009), «Subsidized temporary jobs: lock-in and stepping stone effects», *Document de recherche EPEE*, n° 09-10.
- FREMIGACCI F., TERRACOL A. (2013), «Subsidized temporary jobs: lock-in and stepping stone effects», *Applied economics*, vol. 45, n° 33, pp. 4719-4732.
- GERFIN M., LECHNER M., STIEGER H. (2005), «Does subsidized temporary employment get the unemployed back to work? An econometric analysis of two different schemes», *Labour economics*, vol. 12, n° 6, pp. 807-835.
- HOLEN A., HOROWITZ S. (1974), «Partial unemployment insurance benefits and the extent of partial unemployment», *The journal of human resources*, vol. 9, n° 3, pp. 420-422.
- JOVANOVIĆ B. (1979), «Job matching and the theory of turnover», *Journal of political economy*, vol. 87, n° 5, part 1, pp. 972-990.
- KYYRÄ T. (2010), «Partial unemployment insurance benefits and the transition rate to regular work», *European economic review*, vol. 54, n° 7, pp. 911-930.
- KYYRÄ T., PARROTTA P., ROSHOLM M. (2009), «The effect of receiving supplementary UI benefits on unemployment duration», *IZA Discussion paper*, n° 3920.
- LOH E. S. (1994), «Employment probation as a sorting mechanism», *Industrial and labor relations review*, vol. 47, n° 3, pp. 471-486.
- MCCALL B. P. (1996), «Unemployment insurance rules, joblessness, and part-time work», *Econometrica*, vol. 64, n° 3, pp. 647-682.
- MUNTS R. (1970), «Partial benefit schedules in unemployment insurance: their effect on work incentive», *The journal of human resources*, vol. 5, n° 2, pp. 160-176.
- NAGYPAL E. (2001), «Fixed-term contracts in Europe: a reassessment in light of the importance of match-specific learning», *IEHAS Discussion paper*, n° 0110, Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences.
- OURLIAC B., ROCHUT J. (2013), «Quand les demandeurs d'emploi travaillent. Avec la crise, le nombre de demandeurs d'emploi en activité atteint son plus haut niveau», *Dares analyses*, n° 002.
- RICHARDSON K., VAN DEN BERG G. J. (2013), «Duration dependence versus unobserved heterogeneity in treatment effects: Swedish labor market training and the transition rate to employment», *Journal of applied econometrics*, vol. 28, n° 2, pp. 325-351.
- TERRACOL A. (2009), «Guaranteed minimum income and unemployment duration in France», *Labour economics*, vol. 16, n° 2, pp. 171-182.
- VAN OURS J. C. (2004), «The locking-in effect of subsidized jobs», *Journal of comparative economics*, vol. 32, n° 1, pp. 37-55.