

Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans

Olivier Bargain * et Augustin Vicard **

En France, en l'absence d'enfant à charge, seules les personnes de 25 ans et plus peuvent être allocataires du revenu de solidarité active (RSA). Avant la mise en place de ce dispositif, en juin 2009, la même condition existait pour le revenu minimum d'insertion (RMI), dans l'idée que la possibilité de toucher un revenu minimum pourrait décourager certains jeunes de rechercher un emploi ou de poursuivre leurs études.

Cet article cherche à évaluer si le RMI et, à sa suite, le RSA découragent certains jeunes de travailler. Auquel cas, on observerait un fléchissement du taux d'emploi des jeunes juste après 25 ans, puisque certains choisiraient de ne pas travailler ou de réduire leur effort de recherche d'emploi à partir de cet âge. À moins de mesures encourageant la demande de travail en faveur des moins de 25 ans, une baisse du taux d'emploi à 25 ans pourrait être attribuée aux effets du RMI et du RSA sur les incitations financières au travail. Pour étudier cette question, nous conduisons une analyse par discontinuité sur les enquêtes annuelles de recensement de 2004 à 2011 qui permettent d'obtenir des estimateurs précis des taux d'emploi par âge des jeunes célibataires sans enfant et peu qualifiés.

Nous n'observons pas de rupture dans les taux d'emploi à 25 ans pour l'ensemble des jeunes sans enfant, ce qui indique que le RMI et le RSA n'ont pas d'effet désincitatif marqué sur l'emploi des jeunes autour de cet âge. Une légère rupture dans les taux d'emploi est toutefois visible pour les jeunes les moins qualifiés (ayant au mieux le BEPC) les premières années de l'étude (femmes sur la période 2004-2007 et hommes sur la période 2004-2005), mais elle disparaît par la suite, en particulier après la mise en place du RSA. Les effets désincitatifs au travail parmi les jeunes sans enfant étant déjà faibles avec le RMI, confinés aux jeunes sans qualification, il n'y a pas lieu d'attendre d'effet ré-incitatif de la part du RSA, conclusions limitées au groupe cible de notre étude.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Aix-Marseille Université (Aix-Marseille School of Economics), CNRS & EHESS.

** Insee & Paris school of economics (PSE). Au moment de la rédaction de cet article, Augustin Vicard était membre du Département des études économiques de l'Insee.

Remerciements : une première version de cette étude a été conduite à la demande du Comité national d'évaluation du revenu de solidarité active et annexée à son rapport final. Les auteurs remercient Cyrille Hagneré, Marie Leclair, Michèle Lelièvre, Cyril Nouveau, Patrick Aubert et les deux relecteurs anonymes pour leur aide ou leurs remarques, ainsi que les participants du séminaire du Département des études économiques de l'Insee, François Bourguignon et les membres du Comité d'évaluation du RSA.

La France se singularise au sein des pays de l'OCDE par un droit d'accès tardif au revenu minimum : 25 ans pour le revenu minimum d'insertion (RMI) puis le revenu de solidarité active (RSA), là où la plupart des pays développés ouvrent l'accès au revenu minimum aux jeunes non étudiants dès 18 ans. Toutefois, la plupart des pays européens aménagent les conditions d'accès de leur dispositif de revenu minimum pour les jeunes majeurs (encadré 1). En dehors des aspects budgétaires, les raisons invoquées pour justifier ces aménagements ou ces restrictions d'accès aux jeunes sont souvent de trois ordres : le risque d'exclusion sociale en cas de décohabitation du foyer parental, le risque de rendre les études moins attractives (dès lors que les étudiants ne peuvent bénéficier du revenu minimum) et le risque de voir certains jeunes préférer l'inactivité. C'est à ce dernier risque que nous nous intéressons dans cet article : certains jeunes sont-ils découragés de

travailler à cause de la possibilité de percevoir le RMI puis, après 2009, le RSA ? Et quels types d'emplois risquent d'être évincés par cet effet ?

Études empiriques de l'impact des minima sociaux sur le choix d'activité des jeunes

Les études empiriques sur l'impact des minima sociaux sont nombreuses aux États-Unis et au Royaume-Uni. En particulier, plusieurs articles utilisent la disparition des aides sociales américaines traditionnelles, le *Aid to Families with Dependent Children* (AFDC), en 1996, et son remplacement cette même année par une aide beaucoup plus limitée, le *Temporary Assistance to Needy Families* (TANF) ; afin de mesurer les comportements

Encadré 1

LES JEUNES ET LES MINIMA SOCIAUX EN EUROPE

La comparaison des législations nationales en matière de minima sociaux est un exercice difficile, pour au moins trois raisons : i) dans la majorité des pays coexistent plusieurs minima, dont les modalités d'attribution peuvent être très différentes de l'un à l'autre ; ii) certains pays ont mis en place une allocation d'assistance pour les chômeurs ayant épuisé leurs droits à l'assurance chômage (l'ASS en France), qui peut s'assimiler à un minimum social, mais avoir des règles d'attribution différentes ; iii) dans certains pays, les minima sociaux sont du ressort des régions (Autriche, Italie ou Espagne), ou modulés au niveau communal (Pays-Bas).

Une première comparaison a néanmoins été proposée par Horusitzky, Julienne et Lelièvre (2005) pour les pays de l'Union européenne à quinze, à l'exception de la Grèce qui ne dispose pas de dispositif de revenu minimum. Parmi ces pays, seuls trois ont exclu les jeunes de plus de 18 ans ayant terminé leurs études du bénéfice du minimum social : l'Espagne de 1989 à 1995 (avant que le dispositif de revenu minimum ne soit décentralisé et confié aux communautés autonomes), la France et le Luxembourg. Le Danemark et le Royaume-Uni, pour leur part, ont adapté leur dispositif de minimum social aux jeunes de 18 à 24 ans, en réduisant les montants versés.

Pour actualiser ces informations, nous mobilisons le MISSOC (*Mutual Information System on Social Protection*), le système d'information mutuelle sur la protection sociale mis en place par l'Union européenne afin de disposer de données sur les systèmes de protection sociale nationaux (consultable à

l'adresse suivante : <http://ec.europa.eu/social/main.jsp?catId=815&langId=fr> ; la partie « XI (Guaranteed Minimum Resources), conditions, 3. » porte plus précisément sur les restrictions d'âge dans l'accès au revenu minimum). En nous centrant sur les mêmes 14 pays que dans Horusitzky *et al.* et en nous restreignant au seul dispositif de revenu minimum garanti, nous pouvons classer les pays européens en trois catégories. La première, la plus restrictive, regroupe la France et le Luxembourg, c'est-à-dire les pays excluant les jeunes de moins de 25 ans du bénéfice du revenu minimum garanti pour leur propre compte, sauf s'ils ont la charge d'un enfant. La deuxième catégorie regroupe la majorité des pays européens : l'Allemagne, l'Autriche, l'Irlande, le Portugal, le Royaume-Uni et la Suède. Dans ces pays, les jeunes vivant en dehors du foyer parental peuvent bénéficier du revenu minimum garanti pour leur compte propre s'ils ne sont pas étudiants. S'ils habitent chez leurs parents, le revenu minimum est délivré au niveau de l'ensemble du foyer. Enfin, au sein de la troisième catégorie, au Danemark, en Finlande et aux Pays-Bas, les jeunes majeurs non étudiants peuvent bénéficier du revenu minimum garanti dès lors que leurs propres ressources sont en dessous d'un plafond, même s'ils habitent avec leurs parents. Au Danemark, l'allocation versée est toutefois réduite pour les jeunes de 18 à 24 ans, et elle est de surcroît divisée par deux pour les jeunes qui vivent chez leurs parents. Aux Pays-Bas, les jeunes demandant le revenu minimum sont prioritairement orientés vers l'emploi ou la reprise d'études. L'Espagne et l'Italie ne peuvent être classées dans aucune des trois catégories en raison de la décentralisation du dispositif de revenu minimum garanti.

d'offre de travail en général et les réponses comportementales à ces réformes en particulier (Scholz et Levine, 2001, pour une synthèse de la littérature). Les extensions de crédit d'impôt au Royaume-Uni – et notamment la réforme du *Working Family Tax Credit* (WFTC) en 1999 – sont également utilisées dans différentes études (voir notamment Blundell *et al.*, 2000), qui se concentrent toutefois principalement sur les femmes avec enfant(s). Aucune d'entre elles ne se focalise, à notre connaissance, sur les jeunes.

En France, les études disponibles font généralement appel à une approche plus descriptive de l'impact des minima sociaux sur les gains financiers à l'emploi (voir encadré 2), dans lesquelles l'effet causal sur l'emploi est moins clairement démontré. Peu d'études ont pu être réalisées à partir d'expériences naturelles comme aux États-Unis ou au Royaume-Uni, du fait de la rareté des variations exogènes du montant des aides sociales requises pour réaliser ce type d'étude. En particulier, il n'y a pas eu, avant le

RSA, de variations majeures de la structure ou des montants du RMI dans le temps qui auraient pu être exploitées pour mesurer les effets du RMI sur l'emploi (voir l'encadré 2 pour les études naturelles sur d'autres politiques fiscales et sociales en France). Deux études proposent néanmoins une approche par expérience naturelle utilisant les variations de montant selon l'âge ou selon le lieu d'habitation. La première, celle de Bargain et Doorley (2011), analyse la discontinuité d'âge du RMI à partir de l'enquête du recensement pour l'année 1999. Nous reviendrons par la suite sur leur approche qui a inspiré et motivé la présente étude. La seconde étude, celle de Wasmer et Chemin (2011), utilise le fait qu'une aide sociale existait en Alsace-Moselle avant la création du RMI¹. Concernant le RSA,

1. Ces auteurs conduisent notamment, à titre d'analyse secondaire, une régression par discontinuité. La taille de l'échantillon de l'enquête Emploi, utilisée dans leur étude, ne semble cependant pas suffisamment importante pour conduire à bien une analyse en régression par discontinuité telle que proposée ici (cf. annexe A).

Encadré 2

REVENU MINIMUM ET EFFET DE TRAPPE À INACTIVITÉ

Hormis les deux études citées dans le texte, faisant appel à des variations exogènes du montant des transferts sociaux (Wasmer et Chemin, 2011, et Bargain et Doorley, 2011), les analyses sur le RMI s'appuient généralement sur la simple mise en relief des faibles gains nets au travail après la reprise d'un emploi. Ce type de calcul ou, de façon équivalente, le calcul des taux effectifs moyens ou marginaux d'imposition, illustrent l'effet potentiellement désincitatif du RMI sur l'emploi (Bourguignon, 1997, Gurgand et Margolis, 2008) : après une reprise d'activité, certains ménages à bas salaires étaient implicitement taxés à 100 % puisque 1 euro de salaire supplémentaire correspondait à une diminution du RMI de 1 euro. Avec le RSA, ce taux marginal tombe à 38 %. Les taux varient avec les circonstances individuelles du fait du cumul de différentes aides, de la prise en compte des contributions sociales, etc.. D'autres auteurs ont complété ces calculs par des modèles économiques d'offre de travail et leur estimation statistique (Laroque et Salanié, 2002 ; Bargain, 2004). En particulier, Laroque et Salanié (2002) se concentrent sur l'offre de travail féminine et trouvent des effets désincitatifs forts du RMI pour les mères célibataires. Il est difficile d'étudier la population de personnes potentiellement au RMI à partir de bases de données générales. Pour cette raison, l'étude Gurgand et Margolis (2008) s'appuie sur un échantillon spécifique et représentatif d'allocataires du RMI. Les auteurs montrent que les incitations financières au travail sont faibles pour cette population, mais leurs conclusions tendent à minimiser la thèse de trappes à inactivité, sauf pour la catégorie des familles monoparentales pour qui les coûts élevés

au travail (ex : garde d'enfant) se cumulent aux faibles gains financiers.

En complément, notons que même sur la thématique plus large des effets des changements de politiques fiscales ou sociales, il existe quelques études basées sur des « expériences naturelles » en France. Ces études pourraient pourtant valider les prévisions de modèles structurels et corroborer ou non leurs résultats concernant le RMI. Stancanelli (2008) utilise une approche en double différence pour estimer l'impact de la « Prime pour l'emploi (PPE) » sur l'offre de travail en 2001 (voir également Cochard *et al.*, 2008 pour une autre évaluation de la PPE). Carbonnier (2008) évalue les réponses comportementales dues aux changements de barème de l'impôt sur le revenu dans le temps. González (2008) étudie l'extension de l'intéressement à l'« Allocation de parent isolé (API) », similaire au RMI dans sa structure mais légèrement plus générale et destinée exclusivement aux familles monoparentales ayant la charge d'enfant de moins de trois ans. Enfin, Piketty (1998, 2005) analyse l'extension de l'« Allocation parentale d'éducation (APE) ». Ce revenu de remplacement, équivalent à 60 % du SMIC net pour les mères de trois enfants arrêtant de travailler, pouvant être perçu jusqu'aux trois ans du plus jeune enfant, a été étendu aux mères de deux enfants en 1994. Piketty trouve que cette réforme réduit fortement le taux d'activité des femmes nouvellement éligibles, indiquant une élasticité forte de l'offre de travail parmi les femmes en couple avec enfant (un résultat corroborant la littérature internationale, cf. Blundell et MaCurdy, 1999).

nous disposons maintenant de deux analyses, celles de Danzin, Simonnet et Trancard (2012) et de Briard et Sautory (2012), commentées dans la section suivante. La présente étude complète ces dernières en prolongeant Bargain et Doorley (2011) aux années de passage au RSA.

Les incitations à l'activité des allocataires et notamment des jeunes ont pu être modifiées par le passage du RMI au RSA depuis 2009

Des études sur l'effet du passage du RMI au RSA ont cependant été menées. Sous l'impulsion du comité d'évaluation du revenu de solidarité active (Comité national d'évaluation du RSA, 2011), plusieurs études ont été conduites afin d'évaluer l'effet de la transition du RMI au RSA sur de nombreuses dimensions : pauvreté monétaire, redistribution, taux de recours, et effets sur l'emploi et le marché du travail. Deux études portent sur cette dernière dimension. Danzin, Simonnet et Trancard (2012) s'intéressent à l'effet du RSA sur ses bénéficiaires. Elles montrent que ceux-ci ont des gains financiers au retour à l'emploi souvent plus forts à court terme (un an ou moins) dans le cadre du RMI que du RSA², en raison des mécanismes d'intéressement³. À l'inverse, à long terme, les gains au retour à l'emploi des allocataires sont plus élevés dans le cadre du RSA. De plus, les auteurs montrent que, lors de la mise en place du RSA, le taux de retour à l'emploi a plus augmenté pour les femmes ayant un ou deux enfants que pour celles sans enfant, en cohérence avec

une plus forte augmentation des gains au retour à l'emploi à long terme des premières. Elles ne trouvent pas de résultats similaires pour les hommes. Briard et Sautory (2012) s'intéressent, quant à eux, aux personnes situées juste au-dessus du seuil d'éligibilité au RSA avant la réforme, afin de déterminer si elles ont réduit leur offre de travail pour bénéficier du RSA, en passant par exemple à temps partiel. Les auteurs ne décèlent pas un tel effet désincitatif du RSA sur l'offre de travail, à l'horizon de la fin 2010.

L'encadré 3 présente plus précisément l'architecture du RSA et ce qui le distingue du RMI. Pour résumer, le RSA a modifié la procédure d'accompagnement, en insistant davantage sur l'accompagnement professionnel, et a rendu pérenne le cumul partiel entre revenu minimum et salaire, en dessous d'un seuil qui dépend des revenus totaux du foyer et de sa composition familiale. Les personnes qui n'ont jamais été allocataires de minima sociaux sont également

2. La situation se présente différemment pour les personnes qui n'étaient pas allocataires du RMI ou de l'API, par exemple pour les chômeurs indemnisés par Pôle Emploi. Pour ceux-ci, le RSA a pu augmenter les gains au retour à l'emploi dès le court terme, puisqu'ils ne bénéficiaient pas des mécanismes d'intéressement propres au RMI et à l'API (en particulier pour les emplois à temps partiel).

3. Les mécanismes d'intéressement permettaient aux allocataires du RMI (et de l'API et l'ASS) de conserver temporairement une partie de leur allocation après leur reprise d'emploi. À partir du 1^{er} octobre 2006, les allocataires pouvaient cumuler intégralement leur allocation et leur revenu d'activité pendant les 3 premiers mois (ce mécanisme a été maintenu dans le cadre du RSA), recevoir une prime de retour à l'emploi au quatrième mois de 1 000 € (en cas de reprise d'emploi de plus de 78 h par mois) et percevoir une prime forfaitaire du quatrième au douzième mois.

Encadré 3

LE REVENU MINIMUM D'INSERTION (RMI) ET LE REVENU DE SOLIDARITÉ ACTIVE (RSA)

Le RMI, créé en 1989 en réponse à une augmentation de la pauvreté en France, dans un contexte de chômage de masse, a été remplacé en juin 2009 par le RSA (pour un bilan détaillé sur le RMI, voir Lelièvre et Nauze-Fichet, 2008). Les deux aides constituent des soutiens aux ménages à bas revenu, illimités dans le temps et en pratique non conditionnés à une formation ou à une recherche active d'emploi. Ces aides sont conçues comme des transferts de dernier recours pour des bénéficiaires (1) qui sont en principe capables de travailler, à la différence d'aides spécifiques aux travailleurs handicapés (Allocation aux adultes handicapés) ou âgés (Minimum vieillesse), (2) qui n'ont pas droit aux allocations contributives (allocation chômage), car n'ayant pas assez cotisé ou ayant épuisé leurs droits, ni à l'Allocation de solidarité spécifique (ASS, transfert

octroyé pour deux ans et sous certaines conditions, notamment de ressources, après fin des droits à l'allocation chômage) ; comme indiqué plus haut, d'autres minima sociaux existent pour certains groupes démographiques, notamment l'API, une version légèrement plus généreuse du RMI pour les parents isolés dont le plus jeune enfant a moins de trois ans. Le RMI (tout comme le RSA) est éventuellement complété par des aides au logement qui peuvent représenter jusqu'à un tiers des ressources de ceux n'ayant aucun revenu personnel (en plus, les allocataires du RMI/RSA sont exemptés de la taxe d'habitation et peuvent recevoir la Couverture médicale universelle (CMU) ainsi que d'autres avantages en nature. Sur les droits connexes et leur impact sur les gains au travail, voir Anne et L'Horty, 2002). →

éligibles au RSA, leur permettant dans certains cas de bénéficier d'un complément de revenu.

L'encadré 4 illustre à l'aide de graphiques l'effet potentiel attendu du RMI et du RSA sur l'offre de travail. Précisons d'emblée que l'approche basée sur un modèle statique d'offre de travail comporte des limites discutées dans cet encadré. Malgré ces limites, l'examen des figures A et B nous enseigne que : (1) le RMI pourrait avoir un effet désincitatif sur l'emploi, conduisant à une diminution du taux d'emploi à 25 ans ; (2) si c'était le cas, le RSA pourrait avoir un effet moins désincitatif (et donc le passage du RMI au RSA un effet ré-incitatif) ; (3) l'éventuel effet désincitatif du RMI devrait

se traduire principalement par l'éviction d'emplois à temps partiel, tandis que l'effet ré-incitatif du passage au RSA devrait également se concentrer sur ces types d'emploi.

Une étude antérieure a évalué l'impact du RMI sur l'emploi des jeunes en 1999

L'aspect crucial exploité dans la présente étude est, comme indiqué plus haut, le fait que les jeunes sans enfant, qu'ils habitent ou non chez leurs propres parents, peuvent recevoir le RMI/RSA pour leur compte mais uniquement à partir de 25 ans (les jeunes de moins de 25 ans pouvant, eux, faire éventuellement partie du

Encadré 3 (suite)

Le Revenu de solidarité active (RSA) a été mis en place en 2009 après plusieurs années de débat autour du Revenu minimum d'insertion (RMI) concernant à la fois ses effets redistributifs et incitatifs (tout comme le débat sur les crédits d'impôt au Royaume-Uni (voir Blundell *et al.*, 2000), la réforme du RSA a été justifiée par un souci d'équité (rendre le travail payant), d'incitation au retour à l'emploi et le désir de rationaliser les différents instruments redistributifs préexistants (Mongin, 2008). En particulier, le RMI a longtemps été accusé de générer des « trappes à inactivité » en réduisant considérablement les gains nets au travail pour les ménages à bas salaires. En écho à ce débat, diverses réformes avaient déjà introduit et étendu la période d'intéressement durant laquelle le RMI et les revenus du travail pouvaient être partiellement cumulés (voir Hagneré et Trannoy (2001) pour une évaluation empirique. Voir également Gauthier (2008) pour une analyse théorique originale). La prime pour l'emploi a aussi permis de rehausser les revenus du travail pour des travailleurs à bas salaire et d'augmenter l'écart entre revenu hors emploi et revenu en emploi (voir Bargain et Terraz, 2003). Depuis 2010, la réforme du RSA a permis de pérenniser le cumul des transferts sociaux et des revenus du travail. Il est maintenant possible, pour un ménage éligible, de toucher l'équivalent du RSA plein moins 38 % des revenus du travail, ceci de façon permanente.

Le RMI/RSA est calculé comme un complément A (aide sociale) du revenu Y d'un ménage selon la formule :

$$A = \max(0 ; B(n) - t.Y)$$

Le montant maximum $B(n)$ dépend de la structure familiale (conjoint, nombre d'enfants). Le revenu Y agrège tous les revenus des membres du ménage, nets d'impôt et de cotisations sociales, et inclut les autres aides sociales et familiales, à l'exception des allocations logement qui n'entrent ici que sous la forme d'un forfait logement, représentant entre 12 et 17 % de $B(n)$. Dans le régime RMI avant 1997, le taux t était

de 100 %. Avec les mesures dites d'intéressement et notamment la loi Aubry de 1998, le taux t a été abaissé pour une durée d'un an pour permettre un cumul partiel du RMI et des revenus du travail (*i.e.* ramené à 0 pendant 3 mois puis 50 % pendant 9 mois).

La réforme du RSA a permis de pérenniser cet effet incitatif en fixant indéfiniment le taux t à 38 %, de sorte qu'un allocataire du RSA reprenant un travail rémunéré en dessous de $B(n) / 38$ % peut cumuler ses revenus du travail et une partie du RSA de façon illimitée dans le temps. En simplifiant, disons que le nouveau système distingue le RSA « socle » pour les personnes inactives (donc correspondant à l'ancien RMI) et le RSA « activité » (pour ceux en activité et cumulant salaire et RSA).

La réforme du RSA n'agit pas seulement sur le levier financier ; elle cherche également à améliorer le processus d'accompagnement et d'orientation vers l'emploi, en donnant la priorité à celui-ci sur l'accompagnement social. Il s'agit donc d'une politique d'activation. En effet, l'un des objectifs de la réforme du RSA était de mieux individualiser et différencier les parcours d'insertion. Les bénéficiaires ayant les revenus d'activité les plus faibles (entrant dans le champ des « droits et devoirs ») doivent être orientés en priorité vers Pôle emploi ou un autre organisme du service public de l'emploi. En cas de difficulté faisant obstacle temporairement à un engagement en faveur d'une insertion professionnelle, les bénéficiaires sont orientés vers un organisme compétent en matière d'insertion sociale (Conseil général, centres communaux d'action sociale, associations d'insertion, etc.). La loi généralisant le RSA formalise également la fonction de « référent unique », qui doit organiser l'accompagnement du bénéficiaire. Pour autant, selon Arnold et Rochut (2013), qui exploitent l'enquête quantitative de la Dares auprès des bénéficiaires et éligibles au RSA, réalisée en 2011, « les bénéficiaires du RSA perçoivent généralement peu de différence avec le RMI ou l'API [en matière d'accompagnement] ».

foyer RMI/RSA de leurs parents jusqu'à leur 25^e anniversaire). La variation des montants d'aide sociale entre ces deux populations très similaires, les jeunes de moins de 25 ans sans enfant et ceux qui viennent juste d'avoir ou de dépasser 25 ans, peut donc être exploitée (les premiers ne touchant aucune aide sociale, ou seulement les aides au logement). Les deux groupes étant quasiment identiques aux abords de la limite d'âge, le premier groupe constitue donc un groupe de contrôle presque parfait tandis que le second, le groupe traité, est potentiellement affecté dans ses choix par la possibilité de recourir au RMI/RSA⁴.

L'étude de Bargain et Doorley (2011) exploitait déjà cette discontinuité pour l'année 1999, à l'aide des données du recensement de la

population. En comparant les taux d'emploi pour des hommes juste au-dessus de 25 ans (potentiellement bénéficiaires du RMI) avec ceux des hommes juste en dessous de 25 ans (inéligibles), les auteurs trouvent un effet

4. En ce sens, la méthode de « régression par discontinuité » n'est pas perturbée par les autres changements de politique économique intervenus au cours du temps, comme dans les estimations par double différence (ou par la difficulté de trouver un groupe de contrôle plausible et non suspecté de réagir différemment aux chocs macroéconomiques). La méthode de « régression par discontinuité » oblige cependant à vérifier que la discontinuité n'est pas non plus créée par d'autres changements institutionnels ou comportementaux à l'âge en question (voir Hahn et al., 2001, Lee, 2008, Lee et Lemieux, 2010). Par ailleurs, la présente étude s'intéresse à la rupture de tendance d'une variable « discrète », l'âge en année (i.e. on compare les jeunes de 24 et 25 ans, et non les jeunes de 24 ans et 365 jours et ceux de 25 ans et 1 jour). L'approche nécessite dans ce cas de faire des hypothèses paramétriques sur l'évolution régulière (en l'absence de RMI ou RSA) du taux d'emploi avec l'âge.

Encadré 4

EFFET POTENTIEL ATTENDU DU RMI ET DU RSA SUR L'OFFRE DE TRAVAIL

Les graphiques A et B représentent des contraintes de budget, i.e. le niveau de revenu disponible (après impôt et transfert) en fonction du niveau de revenu du travail pour une personne vivant seule avec un salaire horaire correspondant au smic. La contrainte de budget en pointillé correspond au cas où la personne a moins de 25 ans et n'est pas éligible au RMI/RSA (lorsqu'elle ne travaille pas, on suppose qu'elle reçoit des allocations logements). La contrainte de budget en trait gras foncé reflète la situation d'une personne similaire mais âgée de 25 ans avant juin 2009, c'est-à-dire dans le système RMI, et hors intéressement. Lorsque la personne travaille quelques heures seulement par semaine, le niveau de revenu disponible reste inchangé puisque la personne perd du RMI à hauteur exacte du revenu salarial touché (taux marginal implicite de taxation de 100 %). Enfin, la contrainte de budget en trait pointillé clair représente la situation avec le RSA : la partie horizontale due au RMI est remplacée par une pente reflétant la diminution du taux marginal implicite à 38 %.

On s'intéresse ici successivement à deux cas-types d'individus, définis par leurs préférences en matière de temps de travail, i.e. leurs courbes d'indifférence (en pointillés). Les choix individuels sont représentés par le point de tangence entre les courbes de budget et des courbes d'indifférence. Dans le premier graphique, la personne est prête à travailler pour un peu moins de 600 € avant 25 ans, tandis que les gains au travail seraient insuffisants relativement au RMI pour l'inciter à se maintenir dans l'emploi après 25 ans ; en présence du RSA, cependant, cette personne continuerait à travailler (un peu moins qu'au début, en cumulant son salaire et du RSA). Dans le second graphique, ce phénomène de trappe existe à nouveau mais cette fois il n'est pas amorti par le RSA : la personne de moins de 25 ans travaillerait pour 600 € mais serait au RMI

(ou au RSA) après 25 ans ; le RSA apparaît trop faible pour que cette personne ait un intérêt financier à rester en activité.

Ces deux graphiques, schématiques, montrent ce qu'on pourrait attendre du RSA (et du RMI) dans un univers où l'offre de travail ne serait pas soumise à des contraintes de demande de travail et pour deux profils particuliers de personnes ayant une offre de travail faible. Les cas, non représentés, correspondant cependant sans doute à la grande majorité des situations, sont ceux où les individus souhaitent travailler quel que soit le système de minima sociaux (RMI, RSA ou absence de transfert) ou bien ne peuvent travailler quel que soit le système, du fait d'un chômage contraint, d'un handicap, etc.

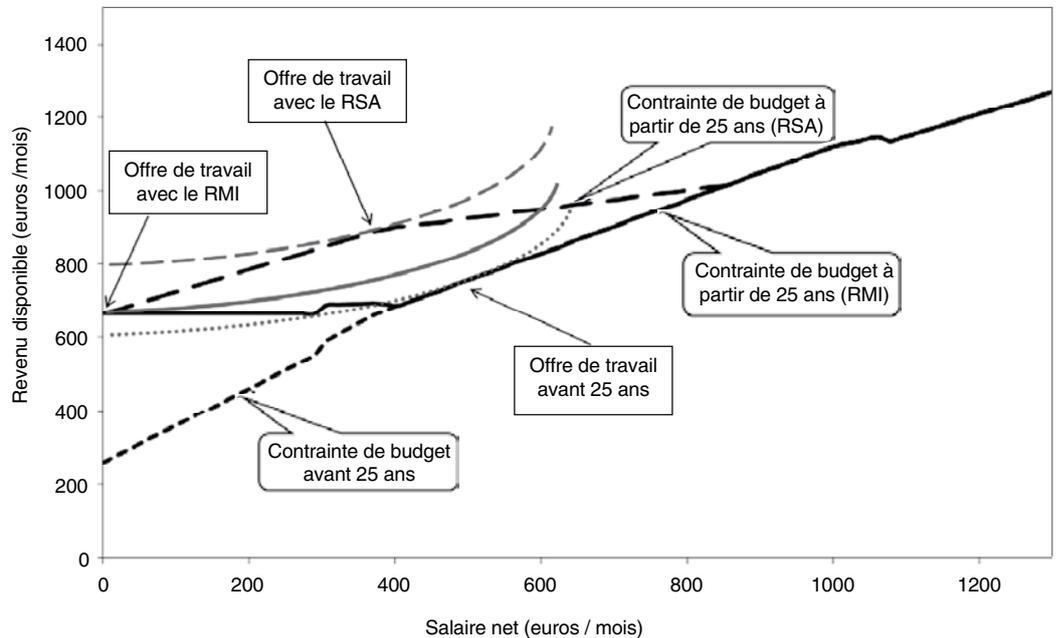
Par ailleurs, un modèle plus réaliste du comportement des jeunes devrait tenir compte de l'impact de leur décision de travailler ou non sur l'ensemble de leur carrière (Laurent et L'Horty, 2000), puisque accepter un travail aujourd'hui, même de mauvaise qualité, pourrait aider les jeunes à trouver de meilleures opportunités professionnelles par la suite. Cette dimension vient réduire l'aspect désincitatif du RMI ou du RSA pour les jeunes. Un modèle plus réaliste du comportement des jeunes devrait également tenir compte du fait que ceux-ci ne se voient proposer qu'un nombre restreint d'offres de travail dans le cadre de leur recherche d'emploi et ne peuvent donc pas toujours choisir le nombre d'heures de travail qu'ils souhaiteraient dans l'idéal (modèles d'appariement). Dans le cadre de tels modèles, la possibilité de recourir au RMI à partir de 25 ans aurait deux types d'effets possibles : freiner l'effort de recherche d'emploi de certains jeunes, et augmenter leur niveau d'exigence quant aux emplois acceptés, en particulier pour les emplois à temps partiel et rémunérés au salaire minimum. →

Encadré 4 (suite)

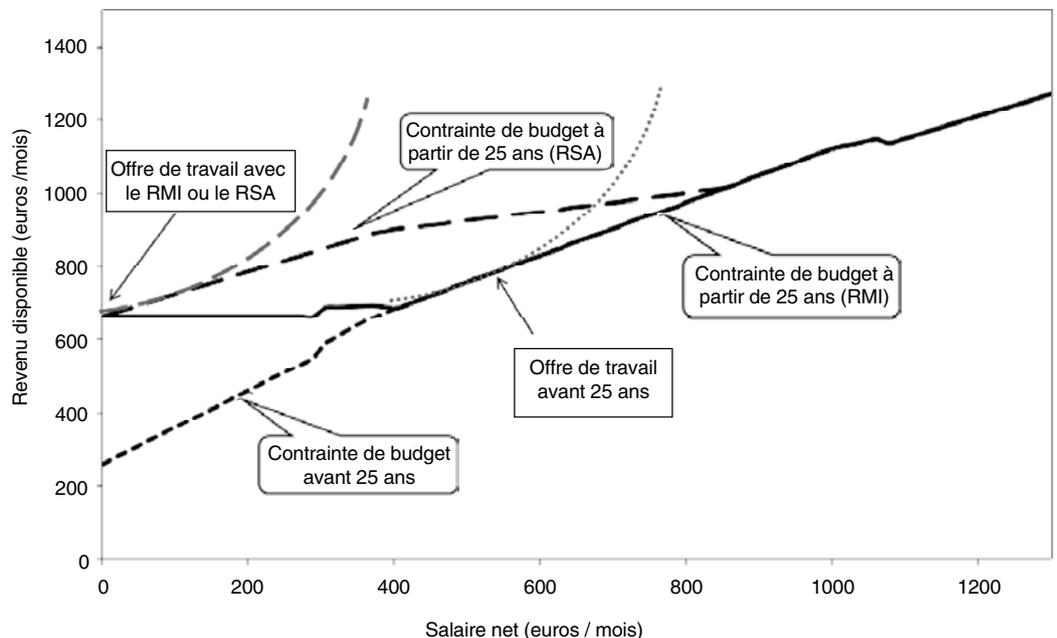
Figures

Contraintes de budget : illustration pour deux cas-types

A. Le RSA a un effet incitatif sur l'emploi par rapport au RMI (hors intéressement)



B. Le RSA ne permet pas de rendre plus incitative la reprise d'emploi



Lecture : les graphiques A et B indiquent les contraintes de budget d'un célibataire sans enfant, c'est-à-dire la manière dont son revenu disponible évolue quand son salaire augmente. Les contraintes de budget diffèrent pour les célibataires à partir de 25 ans, et selon que la législation ancienne (RMI, hors intéressement) ou nouvelle (RSA) est appliquée. Avant 25 ans, une personne touche environ 250 € d'allocations logement quand elle ne travaille pas tandis qu'à 25 ans s'ajoute éventuellement le RMI ou le RSA. Quand le salaire augmente, le revenu disponible progresse dans les proportions indiquées par les contraintes de budget. Les contraintes « avant 25 ans » et « à partir de 25 ans (RMI) » se rejoignent lorsque le salaire mensuel est d'environ 400 €. Les graphiques A et B diffèrent en fonction des préférences de la personne en matière d'arbitrage travail-loisir, représentées par les courbes d'iso-utilité. Dans le cadre microéconomique standard, sans contrainte en matière de demande de travail, la personne choisit un temps de travail à l'intersection entre sa courbe d'iso-utilité et sa contrainte de budget, afin de maximiser son utilité.

Source : OpenFisca 0.1.0, législation 2010 ; les contraintes de budget ont été établies pour un célibataire sans enfant, rémunéré au smic horaire, ne bénéficiant pas des allocations chômage et bénéficiant des allocations logement en zone 1 (Île-de-France). Elles intègrent les minima sociaux, les allocations logement, la prime pour l'emploi et l'impôt sur le revenu. Nous remercions les concepteurs du modèle de microsimulation Openfisca, Mahdi Ben Jelloul et Clément Schaff, ainsi qu'Alain Trannoy (Aix-Marseille School of economics et EHESS) et les tutelles du projet (le Conseil d'analyse économique et l'Institut d'économie publique) pour nous avoir permis d'utiliser le modèle.

négalif du RMI sur l'emploi uniquement pour les jeunes hommes sans diplôme, vivant seuls et n'ayant pas d'enfant. L'effet est relativement modeste : environ 7 %-10 % des hommes en emploi autour de 25 ans dans cette catégorie ne gagneraient pas suffisamment à être en emploi par rapport au RMI (et possiblement d'autres formes de revenus du travail, non déclarés)⁵. L'effet global est faible car la population étudiée, et pour laquelle on trouve un effet, est très limitée. Les auteurs montrent clairement que dès que l'on élargit la population étudiée, notamment lorsqu'on s'intéresse à des hommes célibataires sans enfant mais vivant avec leurs parents ou en couple, l'effet disparaît. C'est également le cas lorsqu'on regarde des hommes avec un diplôme, aussi faible soit-il.

Les auteurs concluent donc que, pour le principal groupe d'allocataires du RMI, c'est-à-dire les célibataires sans enfant (58 % du total des allocataires, dont une majorité d'hommes), le phénomène de trappe à inactivité est probablement d'une portée limitée. Dans ces conditions, Bargain et Doorley concluent que si le RMI n'a pas d'effet flagrant sur l'emploi au tournant des 25 ans, le RSA, supposé augmenter les gains au travail, ne devrait pas non plus avoir d'effet particulièrement spectaculaire sur la catégorie ciblée par cette étude, *i.e.* les célibataires sans enfant non diplômés. Il est néanmoins intéressant de vérifier si c'est effectivement le cas.

Étude d'un éventuel effet désincitatif du RMI et du RSA par exploitation de la discontinuité dans l'âge d'éligibilité

La présente étude propose donc d'utiliser la méthodologie de Bargain et Doorley (2011) sur des données plus récentes du recensement en France métropolitaine, en profitant du recensement annuel mis en place depuis 2004. Dans un premier temps, nous nous concentrons sur les années antérieures au RSA (2004-2009) pour vérifier si des effets désincitatifs du RMI sur l'emploi, même faibles, sont réparables autour de 25 ans. Notons que le RSA est mis en place en juin 2009 tandis que les données du recensement sont collectées en janvier et février de chaque année. L'enquête annuelle de recensement (*EAR*) de 2009 entre donc sans ambiguïté dans la période pré-RSA.

Nous nous demandons ensuite si ces effets potentiellement désincitatifs perdurent en 2010 et 2011, deux années complètes durant laquelle le RSA est en vigueur et pour lesquelles les *EAR* sont disponibles. Pour évaluer l'effet du RSA en 2010 et 2011, il est possible d'utiliser la même méthode que pour le RMI, c'est-à-dire comparer les taux d'emploi des plus de 25 ans (potentiellement bénéficiaires du RSA) et des moins de 25 ans (inéligibles)⁶.

En utilisant la méthode de « régression sur les discontinuités »...

À partir des enquêtes annuelles de recensement, nous exploitons la discontinuité du RMI/RSA à 25 ans en estimant le modèle suivant :

$$Y_{ia}^* = \beta_0 + \beta_1 AGESUP25_{ia} + \delta(a) + \varepsilon_{ia} \quad (1)$$

où la variable expliquée Y_{ia}^* pour un individu i d'âge a correspond à la variable latente déterminant son statut d'emploi (emploi ou emploi à temps partiel). On peut représenter ce statut par une variable binaire Y_{ia} qui prend la valeur 1 quand $Y_{ia}^* > 0$ et 0 sinon. L'effet de l'âge est pris en compte par une fonction régulière $\delta(a)$ tandis que $AGESUP25_{ia}$ est une indicatrice prenant la valeur 1 si l'individu est âgé de 25 ans ou plus. Ainsi, on peut estimer l'effet β_1 sur l'emploi du fait d'être en âge d'accéder au RMI/RSA. L'identification repose sur l'hypothèse de continuité de la fonction $\delta(\bullet)$ puisque β_1 mesure alors la discontinuité à 25 ans. *A priori*, il n'y a pas de raison pour que la relation « âge - probabilité d'être en emploi » présente une discontinuité à un âge particulier, si ce n'est l'existence d'autres discontinuités institutionnelles comme nous le discutons ci-après.

5. Lemieux and Milligan (2008) utilisent une discontinuité similaire au Canada : avant 1989, les personnes sans enfant en-dessous de 30 ans recevaient des aides sociales bien plus faibles que des personnes identiques de 30 ans ou plus. Ces auteurs montrent que l'effet désincitatif sur l'emploi est significatif, et ils trouvent un effet plus généralisé que dans Bargain et Doorley (2011). Notons cependant que l'aide sociale québécoise représentait en 1986 environ 40 % du salaire moyen, soit un montant sensiblement plus élevé que le RMI ou le RSA.

6. Notons que l'*EAR* 2011 est collectée après l'introduction d'un RSA-jeunes. En effet, à partir de septembre 2010, les jeunes de moins de 25 ans peuvent devenir éligibles au RSA. En réalité, les conditions d'accès pour les moins de 25 ans sont très contraignantes puisqu'ils doivent avoir travaillé au moins deux ans dans les trois années précédant leur inscription. De fait, après septembre 2010, très peu de jeunes de moins de 25 ans sont effectivement éligibles au RSA, et il s'agit le plus souvent de jeunes déjà bien insérés sur le marché du travail. Cette réforme ne devrait donc pas perturber la méthode employée ou biaiser nos résultats.

Étant donné que l'effet du RMI/RSA sur l'emploi ne se matérialise pas forcément au lendemain du jour d'anniversaire mais peut prendre du temps, nous utilisons l'âge en années révolues (tronqué à l'unité)⁷. Avec une variable d'influence (l'âge) en années, nous avons affaire à un effet discret et non continu, une situation discutée en détail par Lee et Card (2008). Estimer le modèle ci-dessus à partir d'observations individuelles est dans ce cas parfaitement équivalent à une estimation du même modèle où toutes les variables sont remplacées par la moyenne à chaque âge, *i.e.* :

$$Y_a = \beta_0 + \beta_1 AGESUP25_a + \delta(a) + \varepsilon_a \quad (2)$$

et pondérées par le nombre d'observations dans chaque groupe d'âge. La variable Y_a en particulier est maintenant le taux d'emploi moyen des individus d'âge a . Notons que le modèle n'est pas identifié non paramétriquement car on ne peut pas s'approcher au plus près de la discontinuité dans ce cas discret (âge en années). On doit donc s'en remettre à des formes paramétriques particulières pour la fonction $\delta(\bullet)$. Nous utilisons des formes de plus en plus flexibles (quadratique, cubique puis autorisant des pentes différentes de chaque côté de la discontinuité, *i.e.* des « splines » linéaires et quadratiques).

Lorsque l'estimation est réalisée sur des données regroupant plusieurs années, notamment lorsqu'on regroupe les années 2004-2009 pour mesurer l'effet moyen du RMI sur ces années, il est possible d'introduire également un effet cohorte (*i.e.* l'ensemble des personnes nées la même année). En indiquant par t la cohorte en question, le modèle devient :

$$Y_{at} = \beta_0 + \beta_1 AGESUP25_{at} + \delta(a) + v_t + \varepsilon_{at} \quad (3)$$

Cet effet v_t peut correspondre à des chocs spécifiques qui touchent l'ensemble d'une cohorte, par exemple une conjoncture très dégradée lors de l'insertion professionnelle⁸. L'existence de cet effet cohorte montre la fragilité inhérente à l'analyse sur une seule année, puisque les jeunes de 24 ans au cours de cette année appartiennent tous à la même génération. L'intérêt d'une régression « poolée », qui regroupe plusieurs années, est de contrôler l'influence des effets cohortes. Les résultats pendant la période de mise en place du RSA ne reposent que sur deux années, 2010 et 2011, et sont donc nécessairement plus fragiles que pour le RMI (cela d'autant plus que la période d'entrée du RSA a

coïncidé avec les répercussions de la crise économique sur l'emploi). Les *EAR* suivantes, non encore disponibles, permettront d'obtenir des résultats plus robustes sur l'effet du RSA.

Notons que nos principaux résultats sont présentés sous forme graphique, représentant le taux d'emploi moyen à chaque âge a (en années). En réalité, cette visualisation graphique constitue l'essentiel de toute démonstration par analyse de discontinuité. En effet, comme le rappellent Imbens et Lemieux (2008), les résultats du modèle économétrique ne peuvent que valider ce qui est observable à l'œil nu sur ces graphiques et notamment concorder entre les différentes spécifications possibles de la fonction $\delta(\bullet)$. Dans notre cas précis, si le choc sur les revenus de remplacement qui se produit à 25 ans a un effet significatif sur le taux d'emploi des jeunes à 25 ans, ceci doit avant tout être visible sous la forme d'une rupture nette dans la courbe emploi-âge à 25 ans. Le modèle statistique permet ensuite de tenter un chiffrage de l'effet en question, sous différentes hypothèses paramétriques.

Finalement, remarquons que notre étude se concentre sur le taux d'emploi (qui mélange les aspects demande et offre de travail) plutôt que le taux d'activité, ceci pour deux raisons. D'une part, la définition de « chômeur » selon les enquêtes du recensement est plus large que celle du BIT et comprend à la fois les demandeurs d'emploi (chômeurs au sens du BIT) et les inactifs en âge de travailler (travailleurs découragés, femmes au foyer, etc.). De fait, nous ne pouvons pas distinguer les demandeurs d'emploi exclus du marché du travail à cause d'une faible productivité ou la présence de chômage keynésien ou frictionnel afin de (tenter de) séparer les aspects demande et offre de travail. D'autre part, l'hypothèse que le taux d'emploi varie de façon continue avec l'âge est valide pour extraire l'effet du RMI/RSA sur l'offre de travail s'il n'y a effectivement pas d'autres discontinuités à 25 ans qui pourraient expliquer la chute du taux d'emploi, et notamment d'autres politiques affectant la demande de travail en encourageant le recrutement de jeunes juste en dessous de 25 ans par rapport aux 25 ans. Tout comme Bargain et Doorley (2011), nous avons donc vérifié de façon approfondie qu'aucun

7. De surcroît, l'effet de discontinuité mesuré à partir de l'âge en jours ou même en mois serait obscurci par le bruit dû à des échantillons trop petits dans un tel cas.

8. Alternativement, il est également possible d'introduire un effet année pour contrôler de la conjoncture courante. Les résultats de l'analyse sont très proches, comme le montre le tableau C2 en annexe.

autre politique ne joue ce rôle (voir aussi la discussion sur les contrats aidés ci-après), de sorte que l'effet obtenu peut être attribuée avec confiance à l'effet du RMI/RSA sur les incitations au travail.

... et les enquêtes annuelles de recensement qui permettent d'obtenir des estimations très précises des taux d'emploi par âge

La méthode de « régression par discontinuité » que nous utilisons par la suite requiert d'estimer très précisément les taux d'emploi par âge des jeunes, ce qui nécessite un nombre suffisamment important d'observations, et ce d'autant plus que l'on s'intéresse ici à l'emploi de populations particulières (notamment des personnes peu qualifiées, ayant de faibles gains d'activité). Dans le cas contraire, des variations erratiques du taux d'emploi par âge viendraient bruyier la série des taux d'emploi, de sorte que les discontinuités ne pourraient être identifiées, rendant inopérante la méthode de régression par discontinuité. Pour cette raison, nous utilisons les données récoltées dans le cadre du recensement. L'étude de Bargain et Doorley (2011) utilisait le recensement annuel au 1/4 pour l'année 1999 tandis que nous utilisons les *Enquêtes annuelles de recensement (EAR)* fournies par l'Insee pour les années 2004-2011.

Depuis 2004, le recensement est mis en place sur une période de cinq années consécutives. Après repondération, chaque enquête annuelle fournit un échantillon représentatif de la population française basé sur environ 14 % des

ménages (les cinq années d'*EAR* couvrent environ 70 % des ménages), soit environ moitié moins de ménages que dans le sondage de l'ancien recensement. Nous utilisons ici les enquêtes annuelles de recensement de 2004 à 2009, afin de couvrir au moins un cycle complet de cinq ans et d'étudier l'effet du RMI sur toutes les années disponibles avant la réforme du RSA (voir une description détaillée de l'échantillonnage en Annexe A). Nous exploitons également les années 2010 et 2011 afin d'estimer les premiers effets de la mise en place du RSA⁹. Avec deux années consécutives, nous obtenons une taille d'échantillon comparable à celui utilisé dans l'étude de Bargain et Doorley (2011) et suffisamment grand pour éviter l'excès de « bruit » dans la courbe âge-emploi. Les informations disponibles dans les *EAR* sont l'âge révolu, le niveau de formation, la nationalité et les deux variables clés pour notre étude : le statut d'activité et le type d'emploi¹⁰.

La population étudiée est surreprésentée parmi les allocataires du RSA sans emploi : 7 % des jeunes de 25 à 30 ans sans enfant sont au RSA socle fin 2010

La population étudiée dans ce document est celle des jeunes de 20-30 ans sans enfant (encadré 5). Celle-ci représente une part importante

9. Comme indiqué ci-dessus, chaque enquête est collectée en janvier et février de l'année en question et permet donc d'étudier l'effet potentiel du RMI jusqu'en 2009 inclus (avant son remplacement par le RSA en juin 2009) et du RSA en 2010 et 2011.

10. Le salaire et les montants reçus d'aides sociales (et notamment le fait que la personne soit allocataire du RMI/RSA ou non) ne sont pas disponibles.

Encadré 5

CHAMP

Nous ciblons notre étude sur « les jeunes de nationalité française sans enfant autour de 25 ans (20-30 ans) » en privilégiant les personnes avec « peu ou pas de diplôme », c'est-à-dire les plus susceptibles de réagir aux incitations financières et notamment à l'effet du RMI et du RSA sur le gain net du travail, comme indiqué plus haut (nous sélectionnons uniquement les personnes ayant la nationalité française et n'étant pas étudiantes au moment de l'enquête, pour être sûr qu'ils peuvent être éligibles au RMI/RSA). Nous nous concentrons sur deux groupes en particulier : (1) les personnes n'ayant aucun diplôme sauf éventuellement le BEPC, et ayant éventuellement été présentes au lycée mais sans obtenir de diplôme (« au mieux le

BEPC ») et (2) la catégorie précédente à laquelle on ajoute les personnes ayant obtenu un CAP ou BEP (« au mieux un CAP/BEP »). Nous élargissons ensuite le champ aux autres niveaux d'éducation.

Nous sélectionnons donc les « célibataires », vivant seuls ou avec leurs parents (Bargain et Doorley (2011) retiennent le champ des célibataires vivant seuls. Ceci peut sembler trop restrictif, car qu'ils vivent seuls ou non, les jeunes sont soumis aux mêmes incitations socio-fiscales, i.e. ils peuvent constituer un foyer indépendant au sein du ménage formé avec leurs parents et recevoir le RMI après 25 ans). La motivation principale est le fait que la majorité des jeunes allocataires



de la population de bénéficiaires du RMI/RSA. Selon les données de la Cnaf au 31 décembre 2010 (France métropolitaine), les jeunes de 25-30 ans sans enfant et allocataires du RSA « socle » non majoré représentent environ 200 000 foyers allocataires, soit 17 % des foyers allocataires du RSA « socle » non majoré (et 7 % de tous les jeunes de 25 à 30 ans sans enfant)¹¹. Ceux qui sont allocataires du RSA « activité » seul non majoré représentent environ 60 000 foyers allocataires, soit 15 % des foyers allocataires du RSA « activité » seul non majoré (et 2 % des jeunes de 25 à 30 ans sans enfant). L'évolution par âge est décrite dans le graphique I.

Malgré la difficile généralisation de nos résultats, notamment aux tranches d'âge supérieures, le profil étudié dans notre analyse correspond donc à celui d'un nombre relativement important d'allocataires du RMI ou RSA (et une part très importante des allocataires dits « jeunes »).

L'effet désincitatif du RMI est très faible et circonscrit aux jeunes sans qualification

Nous représentons le taux d'emploi (Y_a) en fonction de l'âge pour les hommes et femmes de 20 à 30 ans, célibataires sans enfant et peu qualifiés, en distinguant trois catégories

de diplômés : les jeunes ayant au mieux le BEPC, les jeunes ayant au mieux le BEP/CAP et les jeunes ayant au mieux le baccalauréat (graphique II). Nous nous concentrons d'abord sur les années avant la généralisation du RSA, c'est-à-dire la période 2004-2009. Comme indiqué plus haut, nous regroupons les années deux par deux.

Les graphiques IIA, IIB et IIC montrent un taux d'activité croissant avec l'âge mais assez plat dans la deuxième moitié de la vingtaine. Au-delà de ces tendances communes aux trois périodes, nous observons pour les jeunes sans diplôme (au mieux le BEPC) une discontinuité à 25 ans les deux premières années (2004-2005). Cette discontinuité apparaît comme significative dans les régressions, avec une baisse du taux d'emploi comprise entre -3,5 points et -5,1 points selon les spécifications (tableau 1, colonne 1). Lorsque nous conduisons des estimations séparées pour les hommes et femmes (non reportées), nous obtenons un effet compris

11. Pour comparaison, les données de la Cnaf au 31 décembre 2008 (France métropolitaine) indiquent que les jeunes de 25 à 30 ans sans enfant et allocataires du RMI représentaient environ 150 000 foyers allocataires, soit 15 % de l'ensemble des foyers allocataires du RMI (ils représentent également 5 % de tous les jeunes de 25 à 30 ans sans enfant). Entre données RMI et RSA « socle » non majoré, l'augmentation importante du nombre de jeunes concernés est liée probablement à deux éléments : (i) la dégradation du marché du travail liée à la crise, entraînant une montée en charge du RSA « socle » seul, particulièrement chez les jeunes, et (ii) la montée en charge du RSA « socle et activité », composante importante pour les jeunes (plus souvent à temps partiel et peu rémunérés).

Encadré 5 (suite)

du RMI/RSA sont des célibataires sans enfant. À titre de comparaison, nous regardons aussi tous les individus sans enfant, seuls ou en couple.

Enfin, en France, dans les générations concernées, il y a sensiblement moins de femmes peu diplômées, c'est-à-dire entrant dans les catégories définies ci-dessus. De surcroît, la proportion de femmes âgées de 25 ans et ayant un enfant est beaucoup plus élevée que pour les hommes (parmi les personnes sans diplôme âgées de 25 ans, 55,8 % des femmes ont et vivent avec des enfants, contre 22,4 % des hommes. Parmi ceux qui vivent seuls (célibataires), les proportions sont de 30,2 % pour les femmes et de seulement 0,8 % pour les hommes. Ceci reflète le fait que les femmes ont une probabilité beaucoup plus forte d'avoir des enfants jeunes et d'être parents isolés (Davie et Mazuy, 2010)). En conséquence, des résultats portant sur les femmes uniquement seraient moins robustes étant donné les échantillons plus restreints. Nous présentons donc nos résultats pour

les hommes et les femmes réunis. Les résultats sur les hommes seuls sont qualitativement similaires (voir annexe B4).

Les résultats sont nécessairement moins marqués lorsque l'on intègre les couples. D'une part, la prise de décision d'offre de travail jointe dans les couples est plus compliquée et donne des effets moins nets que pour les célibataires. D'autre part, plusieurs cas de figure existent : (i) le montant de RMI/RSA est plus faible pour celui qui décide d'arrêter de travailler à 25 ans si l'autre travaille déjà ; (ii) dans le cas du RSA, l'un peut même arrêter de travailler pour que le revenu de l'autre soit complété par le RSA ; (iii) l'éventuelle discontinuité touche seulement les couples où l'un atteint 25 ans et l'autre a moins de 25 ans. Il est difficile de regarder ces différents cas séparément et donc d'en tirer des enseignements à partir des données du recensement. C'est pour ces raisons que notre étude s'est concentrée sur les célibataires, pour lesquels les effets attendus sont clairement établis.

entre - 5 et - 2,5 pour les premiers et - 7 et - 4 pour les seconds. Ces ordres de grandeur sont similaires et la différence homme-femme n'est pas statistiquement significative¹².

L'effet désincitatif du RMI apparaît également au cours de la période suivante (2006-2007), mais semble s'estomper : il n'est plus que de quelques points et n'est significatif que dans la moitié des spécifications du tableau 1 (colonne 2). Des estimations séparées homme-femme (non reportées) montrent également un effet plus faible que dans la période précédente pour les hommes. Pour les femmes, en revanche, on obtient un effet similaire à la période 2004-2005, compris entre - 5,7 et - 3 selon les spécifications et significatif dans toutes les spécifications sauf la spline quadratique. L'effet disparaît les deux dernières années pré-RSA (2008-2009), comme indiqué dans la colonne 3 du tableau 1.

On peut s'interroger sur le rôle de la conjoncture au cours de la période précédant l'instauration du RSA, d'abord marquée par une forte diminution du chômage dans toutes les

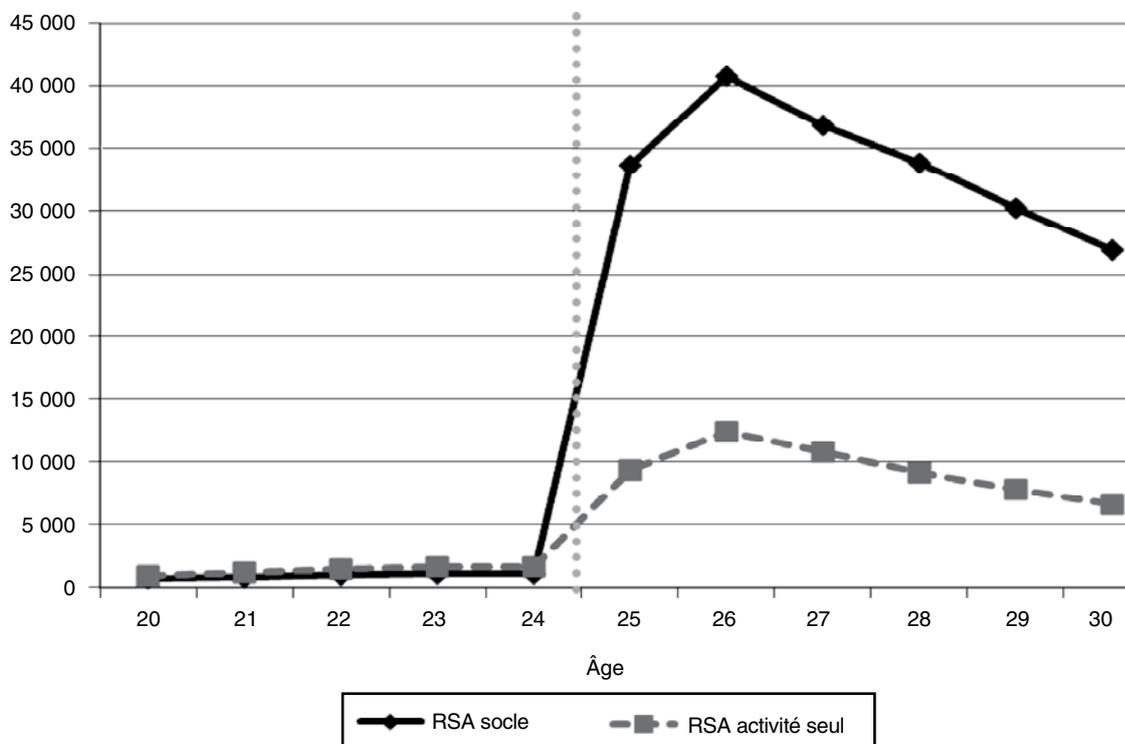
catégories y compris les non-diplômés (notamment en 2007), puis une période de crise économique qui pourrait toucher différemment des groupes d'âges différents. L'absence d'effet en 2008-2009 pourrait en particulier être expliquée par le fait que le chômage involontaire marque plus fortement le marché du travail en laissant les effets en termes d'offre de travail au second plan¹³.

Lorsqu'on s'intéresse à l'ensemble de la période avant RSA (2004-2009, colonne 4 du tableau 1), l'effet est compris en - 3,5 et - 1,6. Comme on dispose de plusieurs années, on peut ajouter l'effet cohorte, comme expliqué plus haut. Dans ce cas (colonne 5), l'effet reste assez proche,

12. Avec le même type d'estimations (paramétriques) sur discontinuité, Bargain et Doorley (2011) trouvent un effet compris entre - 6,9 et - 4,9 pour les hommes, qui, ramené en proportion du taux d'emploi à 24 ans (72 %) donne une baisse de 7 %-10 %. Sur la période 2004-2005, nous trouvons un effet compris entre - 5 et - 2,5 pour les hommes, qui rapporté au taux d'emploi à 24 ans (55 %) donne une baisse de 5 %- 9 %, donc assez comparable à la précédente étude.

13. Notons cependant que la hausse du chômage n'a débuté qu'après janvier-février 2008 et ne devrait avoir un effet sur nos résultats que pour l'année 2009.

Graphique I
Foyers allocataires du RSA fin 2010 (personnes sans enfant)
Nb de foyers allocataires

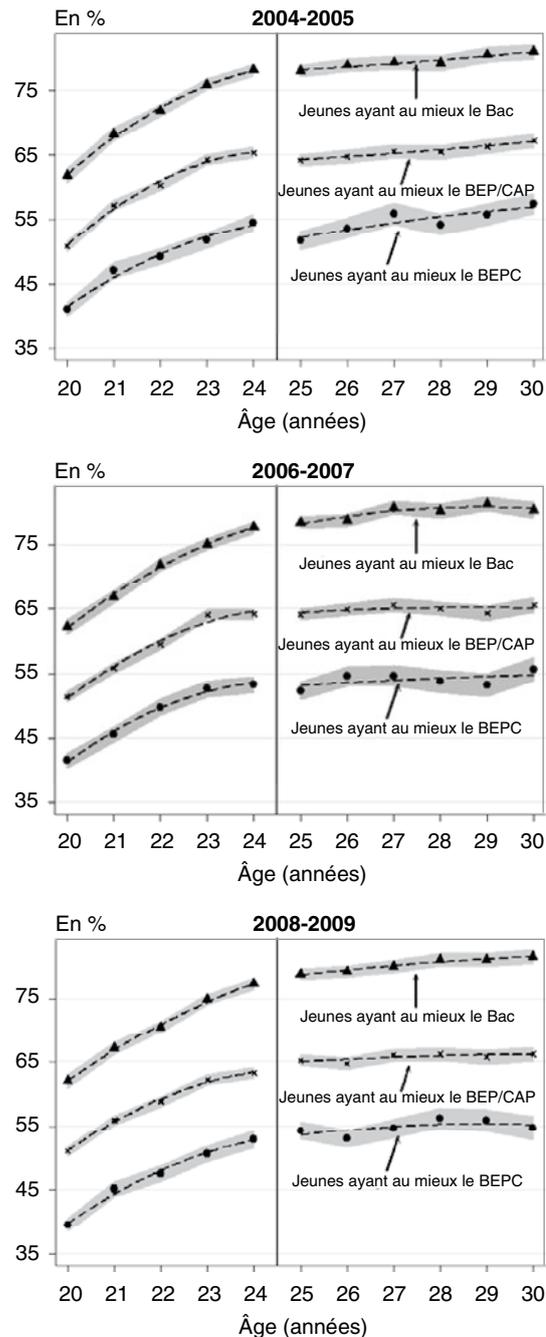


Lecture : avant 25 ans, certains jeunes peuvent bénéficier du RSA s'ils obtiennent une dérogation auprès de leur Président de Conseil général ; toutefois, comme le montre ce graphique, ces cas sont très minoritaires.
Source : Cnaf, DSER ; calcul des auteurs.

entre - 2,9 et - 1,7, mais significatif au moins à 10 % dans toutes les spécifications. Si l'on se limite aux années avant crise, 2004 à 2007, alors l'effet est entre - 4,3 et - 2,4 et significatif à 1 % dans toutes les spécifications (résultats détaillés non reportés dans le tableau 1 mais disponible auprès des auteurs).

La discontinuité dans les taux d'emploi à 25 ans est quelque peu atténuée lorsqu'on regarde un échantillon de jeunes ayant « au mieux un BEP/CAP » (graphique II et tableau 2). L'effet avant RSA sur la période 2004-2009 est compris entre - 3,3 et - 0,7 (colonne 4 du tableau 2; - 3 et - 1,1 avec effet cohorte en colonne 5) et

Graphique II
Taux d'emploi avant et après 25 ans des jeunes célibataires, années RMI, 2004-2009



Lecture : les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfants, vivant seuls ou avec leurs parents.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

très peu significatif. Il est tout de même compris entre - 4,3 et - 1,2 et significatif dans toutes les spécifications si l'on considère la période avant crise 2004-2007 (non reporté). L'inclusion des jeunes avec un BEP/CAP multiplie par 2,3 la taille de l'échantillon sélectionné. L'effet pour ce groupe additionnel, les BEP/CAP, est donc nécessairement plus faible que l'échantillon de départ constitué de jeunes avec au mieux le BEPC. Comme discuté dans Bargain et Doorley (2011), les salaires des jeunes avec un BEP/CAP ne sont guère plus élevés que ceux sans aucun diplôme. Ce résultat est donc lié à d'autres considérations et peut montrer par exemple qu'un diplôme réduit les coûts d'accès au

marché du travail, des coûts qui peuvent aggraver l'effet de trappe à inactivité. Ce résultat peut aussi être simplement dû à un effet de sélection (une motivation plus forte conduisant à la fois à obtenir une formation professionnelle et un emploi par la suite). Les BEP/CAP sont ainsi mieux intégrés sur le marché du travail du fait de cette auto-sélection et/ou de la nature professionnelle de leur formation (notons qu'à terme, ils profitent aussi de rendements de l'expérience parfois supérieurs à ceux des bacheliers, cf. Beffy *et al.*, 2006).

Comme on peut s'y attendre, l'effet désincitatif du RMI disparaît complètement lorsque l'on

Tableau 1
Effet du RMI/RSA sur le taux d'emploi des jeunes ayant au mieux le BEPC

Années	2004-2005		2006-2007		2008-2009		2004-2009		2010-2011		Différence 2004-2009 / 2010-2011
	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Non			
Fonction polynomiale de l'âge :	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(6) - (5)	(6) - (5)			
Quadratique	- 0,051 *** (0,007)	- 0,036 *** (0,009)	- 0,019 (0,023)	- 0,035 *** (0,009)	- 0,029 *** (0,009)	- 0,005 (0,009)	0,030 ** (0,013)				
Cubique	- 0,036 *** (0,010)	- 0,017 (0,012)	- 0,006 (0,029)	- 0,019 (0,012)	- 0,020 * (0,011)	0,010 (0,012)	0,029 * (0,017)				
Spline linéaire	- 0,038 *** (0,009)	- 0,020 * (0,011)	- 0,002 (0,022)	- 0,020 ** (0,010)	- 0,017 * (0,009)	0,012 (0,010)	0,032 ** (0,014)				
Spline quadratique	- 0,035 *** (0,010)	- 0,014 (0,011)	- 0,001 (0,034)	- 0,016 (0,014)	- 0,019 * (0,011)	0,011 (0,014)	0,027 (0,020)				

Lecture : le tableau représente la valeur estimée du coefficient b_i du modèle (2) pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\bullet)$. Niveaux de significativité statistique de 1 %, 5 %, 10 % indiqués respectivement par ***, ** et *.

Champ : célibataires sans enfants, ayant au mieux le BEPC.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Tableau 2
Effet du RMI/RSA sur le taux d'emploi des jeunes ayant au mieux le BEP/CAP

Années	2004-2005		2006-2007		2008-2009		2004-2009		2010-2011		Différence 2004-2009 / 2010-2011
	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Non			
Fonction polynomiale de l'âge :	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(6) - (5)	(6) - (5)			
Quadratique	- 0,053 *** (0,009)	- 0,034 *** (0,009)	- 0,013 (0,023)	- 0,033 *** (0,010)	- 0,030 *** (0,008)	- 0,028 *** (0,006)	0,005 (0,012)				
Cubique	- 0,025 *** (0,007)	- 0,017 ** (0,008)	0,005 (0,030)	- 0,012 (0,012)	- 0,015 (0,010)	- 0,021 ** (0,009)	- 0,010 (0,015)				
Spline linéaire	- 0,034 *** (0,009)	- 0,015 (0,010)	0,003 (0,022)	- 0,015 (0,009)	- 0,015 * (0,009)	- 0,009 (0,010)	0,006 (0,013)				
Spline quadratique	- 0,018 ** (0,008)	- 0,013 (0,008)	0,010 (0,035)	- 0,007 (0,014)	- 0,011 (0,011)	- 0,017 * (0,009)	- 0,010 (0,017)				

Lecture : le tableau représente la valeur estimée du coefficient b_i du modèle (2) pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\bullet)$. Niveaux de significativité statistique de 1 %, 5 %, 10 % indiqués respectivement par ***, ** et *.

Champ : célibataires sans enfants, ayant au mieux le BEP/CAP.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

regarde une population encore plus large incluant tous ceux ayant au mieux le baccalauréat (graphique II). Comme dans Bargain et Doorley (2011), l'effet disparaît également lorsqu'on considère un groupe démographique plus large incluant non seulement les célibataires mais aussi les individus en couple sans enfant (voir figure B1 dans l'annexe B) ou tous les types familiaux (figure B2), ce qui inclut ceux avec enfant, donc éligibles au RMI même avant 25 ans.

Jusqu'ici, nous avons commenté la rupture, ou l'absence de rupture, du niveau des taux d'emploi à 25 ans. Nous n'avons cependant pas commenté les pentes différentes de la série de taux d'emploi de part et d'autre du seuil de 25 ans. De manière générale, et quels que soient les niveaux de diplôme, les taux d'emploi progressent très rapidement en début de carrière professionnelle, avant de se stabiliser entre 30 et 40 ans. Cela conduit à un aplatissement progressif de la série des taux d'emploi selon l'âge. Pour les jeunes célibataires sans enfant, cet aplatissement semble se produire de manière assez brutale : l'emploi progresse assez rapidement jusqu'à 23, 24 ou 25 ans, puis la courbe d'emploi est plate par la suite, quel que soit le niveau de diplôme considéré (graphique II et figure B1 en annexe).

La question de savoir si cette rupture de tendance apparente a un lien avec le RMI ou le RSA pourrait se poser. Cette rupture pourrait par exemple correspondre à un effet désincitatif du RMI augmentant avec l'âge, bien qu'il soit difficile de trouver des justifications d'un tel phénomène (l'hypothèse du modèle (1)-(3) étant, à l'inverse, que l'effet est identique pour tous ceux ayant 25 ans ou plus¹⁴). Deux éléments suggèrent que ce n'est pas le cas. D'abord, l'aplatissement de la courbe des taux d'emploi débute en général avant 25 ans, à 23 ans par exemple pour les jeunes ayant au maximum un BEP/CAP (graphique II). De plus, quel que soit le niveau de diplôme considéré, le taux d'emploi continue à augmenter après 25 ans pour les jeunes ayant un conjoint ou des enfants (figures B2 et B3). Ainsi, la courbe plate des taux d'emploi après 25 ans est probablement due au fait que les personnes ayant des difficultés professionnelles se mettent également moins souvent en couple, et ont donc moins souvent des enfants. Alternativement, les individus sans conjoint ou enfant pourraient être négativement sélectionnés sur le marché du travail (voir Bargain et Doorley, 2011, et Lemieux et Milligan, 2008, pour une discussion

approfondie). Enfin, pour les jeunes célibataires sans enfants, la courbe des taux d'emploi par âge en 1982, avant la mise en place du RMI, admet également une rupture de tendance, avec un taux d'emploi constant à partir de 21 ans (voir Bargain et Doorley, 2011). Cette rupture plus précoce est le reflet de l'insertion plus rapide sur le marché du travail au début des années 1980, et d'un temps d'étude en général plus court, y compris pour les personnes peu ou non diplômés.

Pour résumer, l'effet désincitatif du RMI est circonscrit à une population très limitée au sein de notre champ de jeunes sans enfant (ceux ayant au mieux un BEP/CAP), et n'est pas observable sur l'ensemble de la période. Dans ces conditions, et puisque le RMI ne produit pas d'effet significatif sur l'emploi des jeunes à 25 ans, nous pouvons donc anticiper que le passage au RSA ne marquera pas d'effet ré-incitatif notable.

Le léger effet désincitatif n'est plus repérable à partir de 2008, en particulier après l'instauration du RSA mi-2009...

Le graphique III représente le taux d'emploi (Y_a) en fonction de l'âge pour les hommes et femmes de 20 à 30 ans, célibataires sans enfant et ayant au mieux le BEPC. Nous comparons les années durant lesquelles le RMI est en vigueur (2004-2009) et celles durant lesquelles il a été remplacé par le RSA (2010 et 2011). Le graphique III, partie RMI, suggère un léger effet du RMI sur l'emploi, mis en évidence précédemment et essentiellement dû aux années 2004 et 2005 pour l'ensemble de la population étudiée (et aux années 2004-2007 lorsqu'on se concentre sur les femmes).

Le graphique III, partie RSA, montre l'effet du RSA en 2010 et 2011. Étant donné que nous ne disposons que de deux années pour caractériser cet effet, les intervalles de confiance sont logiquement plus larges que dans le graphique du dessus. Il n'y a aucun effet négatif visible, c'est-à-dire aucune chute d'emploi à 25 ans causée par le RSA. En comparant les deux graphiques, on pourrait donc conclure que le RSA annule l'effet désincitatif (déjà léger) lié au RMI.

14. De plus, une explication en termes de trappe due à un gain au travail trop faible ne concorderait pas avec cette observation puisque les salaires potentiels augmentent avec l'âge, ce qui fait qu'on s'attendrait, en cas d'effet RMI hétérogène entre groupes d'âge, à un effet qui diminue avec l'âge et non l'inverse.

Ce constat semble confirmé par les régressions. Le tableau 1 (dernière colonne) montre en effet que l'impact du RSA sur l'emploi est significativement différent de celui du RMI, au moins au seuil de 10 % et sur l'ensemble des spécifications (sauf la spline quadratique)¹⁵. Lorsque nous considérons le groupe plus large incluant ceux ayant un BEP/CAP, rappelons que l'effet négatif significatif du RMI n'est presque pas visible sur l'ensemble 2004-2009 (il l'est sur la période 2004-2007, comme indiqué plus haut). On ne voit pas non plus d'effet ré-incidentiel du RSA par rapport au RMI en 2010-2011 (voir figure 4 et dernière colonne du tableau 2). Rappelons que l'analyse est rendue difficile par le fait que les années 2008-2009 sont caractérisées par le début de la crise et une hausse du chômage, de sorte que les conclusions basées sur les comparaisons entre 2004-2009 et 2010-2011 sont sujettes à caution. Remarquons aussi que le niveau des taux d'emploi a sensiblement diminué entre 2008-2009 et 2010-2011, et cela, quel que soit l'âge, ce qui permet de penser que la

conjoncture a pu potentiellement avoir un effet sur la déformation des taux d'emploi par âge.

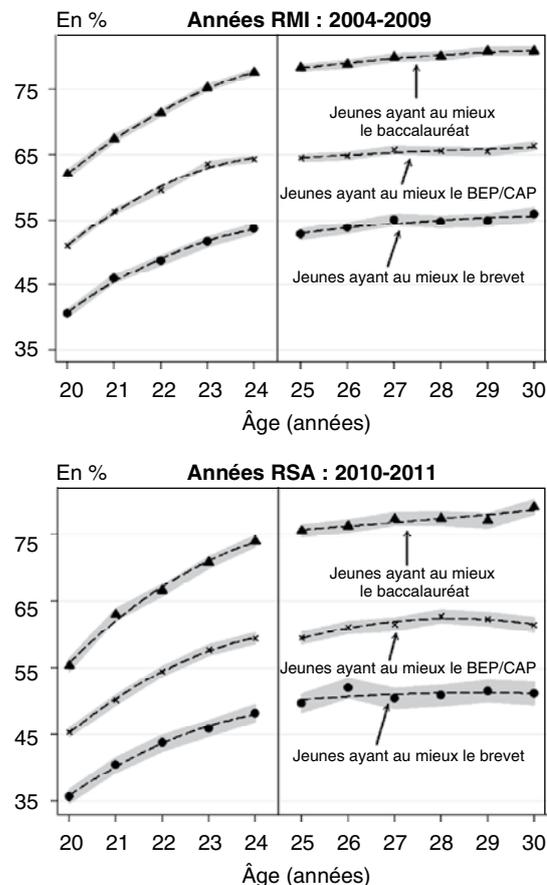
... il est concentré l'emploi à temps partiel...

En théorie, comme nous l'avons vu plus haut, le phénomène de trappe à inactivité induit par l'existence de minima sociaux devrait se traduire principalement par l'éviction d'emplois à temps partiel.

Dans cette section, nous examinons cette question empiriquement. Le graphique IV montre que la part des jeunes célibataires sans diplômes qui sont à temps partiel décroît légèrement avec l'âge, de 20 à 30 ans. On observe également une discontinuité assez forte à 25 ans, alors qu'on n'observe pas une telle discontinuité pour le taux

15. Notons que cette comparaison est établie sur les estimations sans effet cohorte puisque nous disposons de trop peu d'années pour capturer ces effets dans la période RSA.

Graphique III
Taux d'emploi avant et après 25 ans des jeunes célibataires, années RMI (2004-2009) et RSA



Lecture : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.
Champ : célibataires sans enfants, vivant seuls ou avec leurs parents.
Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

d'emploi à temps plein (figure B3 en annexe). Lorsqu'on effectue une régression sur les discontinuités (tableau 3) où la variable expliquée est le taux d'emploi à temps partiel, on retrouve effectivement un effet significatif du passage à 25 ans sur les données regroupées 2004-2009, que nous attribuons à l'existence du RMI. Curieusement, et contrairement aux prédictions théoriques (figures A et B de l'encadré 4), l'effet ne diminue pas avec le RSA. Il n'est cependant pas significatif pour toutes les spécifications, contrairement aux données regroupées des années RMI.

... et l'on n'observe pas d'autres discontinuités visibles qui pourraient expliquer le résultat d'absence, ou presque, d'effet désincitatif

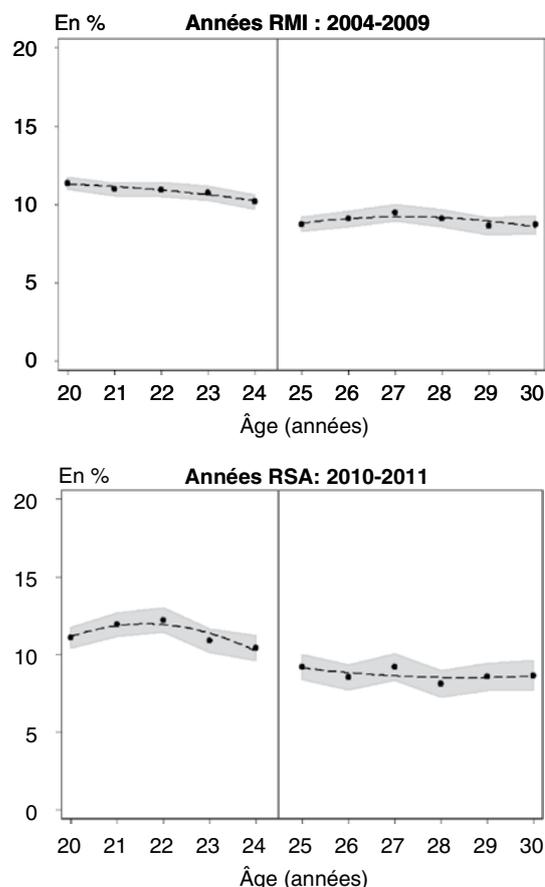
De manière générale, la méthode de régression par discontinuité peut ne pas repérer un effet qui existe (ou, à l'inverse, repérer un effet qui

n'existe pas) dans au moins deux cas (Lee et Lemieux, 2010) : (i) si une autre discontinuité (institutionnelle ou comportementale) à 25 ans annule l'effet du RMI/RSA ; (ii) si les délais de réaction et d'adaptation des comportements des jeunes à la possibilité d'obtenir le RMI ou le RSA sont longs et vont au-delà de l'année des 25 ans.

Concernant le premier point, il n'existe pas de telle discontinuité, en matière de parentalité (figure B4b), ou en matière de taux de scolarisation (non représenté), comme le montrent les données des EAR. La figure B4a (annexe B) fait toutefois apparaître une légère discontinuité à 25 ans en matière de taux d'emploi en contrats aidés, en particulier en 2010-2011¹⁶. Le caractère léger de cette discontinuité en matière

16. Celle-ci est cependant très faible puisqu'elle correspond à moins de 0,5 % des jeunes. Par ailleurs, les EAR sous-estiment la proportion de personnes en contrats aidés, à l'instar de la plupart des enquêtes ménages, principalement en raison du fait que les personnes employées en contrat aidé n'en sont pas forcément conscientes.

Graphique IV
Proportion de personnes employées à temps partiel parmi les jeunes célibataires ayant au mieux le BEPC, avant et après 25 ans



Lecture : les courbes en pointillés correspondent à une régression de la proportion d'emploi à temps partiel sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.
 Champ : célibataires sans enfants, vivant seuls ou avec leurs parents, ayant au mieux le BEPC.
 Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

de contrats aidés à 25 ans pourrait étonner les lecteurs qui pensent, par exemple, aux contrats emplois jeunes (réservés aux moins de 26 ans). Rappelons cependant que ceux-ci ont été mis en place en 1997 et ont été progressivement abandonnés à partir de 2002, tandis que la majeure partie des contrats aidés en vigueur dans la 2^e partie des années 2000 (en dehors des contrats d'apprentissage ou du contrat jeune en entreprise), ne font plus explicitement référence à des critères d'âge¹⁷. De plus, le seul seuil lié à l'âge existant dans la législation sur les contrats aidés correspond à 26 ans, de sorte qu'il est logique qu'on n'observe pas de forte discontinuité à 25 ans.

En regard du deuxième point, le graphique I montre que le nombre de jeunes au RSA atteint un pic à 25 et 26 ans (on observe le même phénomène pour le RMI). Ceci suggère que les jeunes ont une bonne connaissance du RMI/RSA et ajustent rapidement leurs comportements.

Au total, ces différents éléments suggèrent que le léger effet de trappe à inactivité que nous mettons en évidence dans ce document de travail n'est pas imputable à un autre phénomène que l'existence du RMI ou du RSA. Inversement, aucun phénomène évident ne semble conduire à une sous-estimation majeure de l'effet désincitatif au travail du RMI ou du RSA.

* *
*

L'effet désincitatif du RMI sur l'emploi des jeunes célibataires sans enfant autour de 25 ans pour la période 2004-2009 semble très faible et circonscrit à une population spécifique (jeunes célibataires sans enfant et non diplômés). Selon les spécifications, entre 1,7 % et 2,9 % de ces jeunes seraient découragés de travailler en raison du RMI, ce qui représente seulement entre 2,0 % et 3,4 % des jeunes allocataires du RMI de 25 ans, célibataires et sans enfant¹⁸. Cela

17. Remarquons toutefois que la politique des contrats aidés est aussi encadrée par des instructions, en particulier de la DGEFP et de Pôle Emploi, qui peuvent conditionner l'octroi de ces contrats à une limite d'âge, au moins pour une partie du contingent de contrats.

18. En effet, selon nos estimations issues de l'EAR de 2008, environ 27 000 jeunes de 25 ans sont sans diplôme (ayant au mieux le BEPC) et célibataires sans enfant, tandis que, selon les données de la Cnaf, toujours fin 2008, près de 23 000 jeunes célibataires sans enfant de 25 ans étaient allocataires du RMI.

confirme les résultats de Bargain et Doorley (2011) pour l'année 1999. De plus, l'effet du RMI disparaît au cours des quelques années précédant l'introduction du RSA, caractérisées par une baisse soudaine du chômage puis par la crise économique de 2008-2009. Logiquement, nous n'observons donc pas d'effet ré-incitatif majeur imputable au passage au RSA.

Les raisons pour lesquelles le phénomène de trappe à inactivité peut être faible sont bien connues (Deroyon *et al.*, 2008 ; Fabre et Vicard, 2009). Entre autres, l'accès à l'emploi peut être perçu comme une norme sociale à atteindre, même si les gains financiers qu'il procure sont faibles. De surcroît, la plupart des chômeurs recherchent un emploi à temps plein, alors que le RMI ou le RSA jouent surtout sur l'arbitrage entre emploi à temps partiel et inactivité. Enfin, de faibles gains au travail à court terme peuvent être compensés par des gains à plus long terme que procure l'augmentation du capital humain lié à l'expérience professionnelle, une possible baisse des coûts futurs de recherche d'emploi et une amélioration des conditions futures d'emploi (salaire notamment).

Rappelons que l'analyse présentée dans ce document de travail, quoique robuste à différents tests de sensibilité (annexe C), repose sur une hypothèse forte et non vérifiable, *i.e.* la continuité de la relation entre âge et emploi. Les conclusions de l'analyse étant liées à la validité de cette hypothèse, elles sont en tout état de cause moins probantes que ne le seraient les résultats d'une expérimentation aléatoire portant, par exemple, sur une extension du RSA « jeunes », seule à même, si elle était bien menée, de conduire à des résultats ne dépendant pas d'hypothèses sur les effets d'une éventuelle réforme.

Enfin, nos résultats ne sont pas extrapolables à d'autres groupes démographiques, notamment les mères célibataires dont les coûts au travail sont élevés et qui sont donc plus susceptibles d'être affectées par les minima sociaux. Comme l'indiquent Gurgand et Margolis (2008), l'effet désincitatif du RMI ou du RSA est probablement plus fort au sein de ce groupe. Rappelons qu'il forme le deuxième plus grand groupe d'allocataires après les célibataires sans enfant et le taux d'activité des mères célibataires est le plus bas de tous les groupes démographiques. □

BIBLIOGRAPHIE

- Anne D. et L'Horty Y. (2002)**, « Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 49-71.
- Arnold C. et Rochut J. (2013)**, « L'Accompagnement des bénéficiaires du revenu de solidarité active (RSA) », *Dares Analyses* n° 008.
- Bargain O. (2004)**, « Aides au retour à l'emploi et activité des femmes en couple », *Revue de l'OFCE*, n° 88, pp. 59-87.
- Bargain O. et Terraz I. (2003)**, « Évaluation et mise en perspective des effets incitatifs et redistributifs de la Prime pour l'Emploi », *Économie et Prévision*, n° 160-161, pp. 121-148.
- Bargain O. et Doorley K. (2011)**, « Caught in the Trap? The Disincentive Effect of Social Assistance », *IZA DP N° 429*, 2009 ; et *Journal of Public Economics*, vol. 95, n° 9-10, pp. 1096-1110.
- Beffy M., Buchinsky M., D. Fougère et al. (2006)**, « The Returns to Seniority in France (and Why Are They Lower than in the United States?) », *IZA DP n° 1935*.
- Blundell R. et MaCurdy T. (1999)**, « Labor Supply: A Review of Alternative Approaches », dans *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A. Ashenfelter and Card édés.
- Blundell R.W., Duncan A., McCrae J. et Meghir C. (2000)**, « The Labour Market Impact of the Working Families' Tax Credit », *Fiscal Studies*, vol. 21, n° 1, pp. 75-103.
- Bourguignon F. (1997)**, *Fiscalité et redistribution*, rapport du Conseil d'analyse économique, La Documentation Française.
- Briard P. et Sautory O. (2012)**, « Évaluation de l'impact du Revenu de Solidarité Active (RSA) sur l'offre de travail », *Document de travail DARES*, n° 171, mars.
- Carbonnier C. (2008)**, « Spouse labor supply: fiscal incentive and income effect, evidence from French fully joint income tax system », *Working paper THEMA*.
- Cochard M., Junod-Mesqui B., Arnaud F. et Vermare S. (2008)**, « Les Effets incitatifs de la prime pour l'emploi : une évaluation difficile », *Économie et Statistique*, n° 412, pp. 57-80.
- Comité national d'évaluation du RSA (2011)**, *Rapport Final*. (http://www.solidarite.gouv.fr/IMG/pdf/rapport_RSA_15dec2011_vf-2.pdf)
- Danzin É., Simonnet V. et Trancard D. (2012)**, « Les Effets du RSA sur le taux de retour à l'emploi des bénéficiaires », *Rapport de recherche du Centre d'étude de l'emploi n° 73* (rapport pour le Comité national d'évaluation du RSA).
- Davie E. et Mazuy M. (2010)**, « Women's Fertility and Educational Level in France: Evidence from the Annual Census Surveys », *Population-E*, vol. 65, n° 3, pp. 415-450.
- Deroyon T., Hennion M., Maigne G. et Ricroch L. (2008)**, « L'Influence des incitations financières sur le retour à l'emploi des bénéficiaires du RMI », dans *RMI, l'état des lieux, 1988-2008*, sous la direction de M. Lelièvre et E. Nauze-Fichet.
- Fabre V. et Vicard A. (2009)**, « Que faut-il faire pour aider les allocataires du RMI à retrouver un emploi ? Le point de vue des bénéficiaires », *Premières Synthèses*, n° 2009-27.2, Dares.
- Gauthier S. (2008)**, *Assistance et emploi : Les allocataires du RMI face aux politiques de l'emploi*, Economica, également en document de travail CREST 2008-01.
- González L. (2008)**, « Single mothers, welfare, and incentives to work », *LABOUR* 22 (3), pp. 447-468.
- Gurgand M. et Margolis D. (2008)**, « Does work pay in France? Monetary incentives, hours constraints, and the guaranteed minimum income », *Journal of Public Economics*, vol. 92, pp. 1669-1697.
- Hagneré C. and Trannoy A. (2001)**, « L'impact conjugué de trois ans de réforme sur les trappes à inactivité », *Économie et Statistique*, n° 346-347, pp. 161-185.
- Hahn J., Klaauw W. van der et Todd P. (2001)**, « Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design », *Econometrica* 69, pp. 201-209.
- Horusitzky P., Julienne K. et Lelièvre M. (2006)**, « Un panorama des minima sociaux en Europe », *Études et Résultats*, DREES, n° 464.
- Imbens G. et Lemieux T. (2008)**, « Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice », *Journal of Econometrics*, vol. 142, n° 2, pp. 615-635.

- Laroque G. et Salanié B. (2002)**, « Labour market institutions and employment in France », *Journal of Applied Econometrics*, n° 17, pp. 25-48.
- Laurent T. et L'Horty Y. (2000)**, « Réforme du RMI et incitations à l'emploi, une mise en perspective », *Document de travail*, Centre d'études des politiques économiques (EPEE), Université d'Évry, mai.
- Lee D.S. et Card D. (2008)**, « Regression discontinuity inference with specification error », *Journal of Econometrics*, vol. 142, n° 2, pp. 655-674.
- Lee D.S et Lemieux T. (2010)**, « Regression discontinuity designs in Economics », *Journal of Economic Literature*, n° 48, pp. 281-355.
- Lelièvre M. et Nauze-Fichet E. (2008)**, *RMI, l'état des lieux : 1988-2008*, Ed. La Découverte.
- Lemieux T. et Milligan K. (2008)**, « Incentive effects of social assistance: a regression discontinuity approach », *Journal of Econometrics*, vol. 142 n° 2, pp. 807-828.
- Mongin P. (2008)**, « Sur le Revenu de Solidarité Active », *Revue d'Economie Politique*, vol. 118, n° 4, pp. 433-474.
- Piketty T. (1998)**, « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels: une estimation pour le cas français », *Économie et Prévision*, n° 132-133, pp. 1-35.
- Piketty T. (2005)**, « L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France, 1982-2002 », dans Lefèvre, Cécile (éd.), *Histoires de familles, histoires familiales, Les Cahiers de l'INED*, vol. 156, pp. 79-109.
- Scholz J. K. et Levine K. (2001)**, « The evolution of income support policy », dans *Understanding Poverty*, Danziger and Haveman (éds.), Harvard University Press and Russell Sage.
- Stancanelli E. (2008)**, « Evaluating the impact of the French tax credit on the employment rate of women », *Journal of Public Economics*, vol. 92, n° 10-11, pp. 2036-2047.
- Wasmer E. et Chemin M. (2011)**, *Ex-ante and ex-post evaluation of the 1989 French welfare reform using a natural experiment: the 1908 social laws in Alsace-Moselle*, Working paper.
-

REPRÉSENTATIVITÉ DE L'EAR DEPUIS 2004

Depuis 2004, les *Enquêtes annuelles de recensement (EAR)* ont pris le relais des recensements exhaustifs (le dernier recensement exhaustif date de 1999 : il servait de base à l'étude de Bargain et Doorley, 2011). Dans le cadre des *EAR*, la méthodologie d'enquête diffère selon la taille des communes. Un cinquième des communes de moins de 10 000 habitants réalisent chaque année une enquête de recensement portant sur toute leur population, de sorte qu'au bout d'une période de cinq ans, toutes les communes de moins de 10 000 habitants auront recensé l'ensemble de leurs habitants. Les communes de 10 000 habitants ou plus réalisent tous les ans une enquête par sondage auprès d'un échantillon de logements représentant 8 % de leur population. Un logement dans une ville de moins de 10 000 habitants a donc une probabilité plus grande d'être enquêté qu'un logement dans une ville de plus de 10 000 habitants. Un système de poids (égaux à l'inverse de la probabilité de tirage) permet de tenir compte de cette différence de traitement.

Ainsi chaque année, on dispose d'un échantillon représentatif de la population des communes françaises, mais chaque logement n'est enquêté qu'au maximum tous les cinq ans. Un cycle d'*EAR* dure ainsi 5 ans : ce n'est qu'au bout de ce cycle que l'on peut obtenir des informations sur l'ensemble des communes françaises. Cela peut poser problème lorsque l'on souhaite obtenir des résultats annuels à partir des *EAR* à un niveau fin (par exemple au niveau départemental) ; ce n'est pas le cas lorsque l'on s'intéresse à des résultats annuels au niveau régional ou national (comme c'est le cas dans le présent document de travail), puisque le plan de sondage stratifié permet d'assurer leur caractère représentatif.

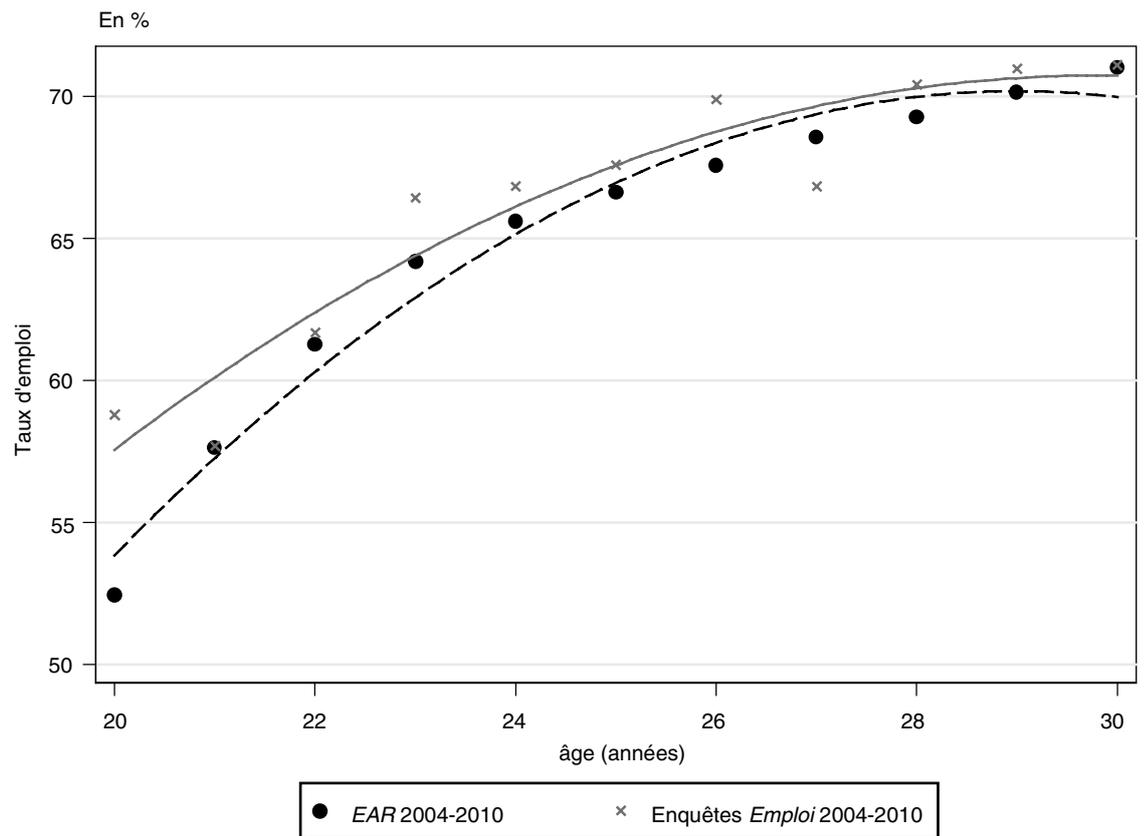
Toutefois, pour des raisons de difficultés de collecte, le plan de sondage n'assure pas une représentativité annuelle des personnes vivant en collectivités – foyers, résidences universitaires, maisons de retraite, etc. (celle-ci est en revanche assurée sur un cycle de

5 enquêtes). Pour cette raison, nous retenons dans ce document de travail les ménages dits « ordinaires », c'est-à-dire ceux qui vivent en dehors des collectivités.

Par ailleurs, dans le cadre de ce document de travail, nous utilisons principalement des variables relatives à l'emploi. La formulation des questions relatives à l'emploi et au chômage a été révisée dans les *EAR* (par rapport aux recensements exhaustifs) pour se rapprocher de celles qui permettent d'établir le statut d'activité au sens du BIT dans les enquêtes emploi en continu (*EEC*) (plus exactement, la variable que nous avons retenue, intitulée *SITRAV_X*, correspond au fait de travailler ou non (y compris apprentissage) au moment de l'enquête). Toutefois, un certain écart demeure entre les chiffres issus des *EAR* et des *EEC*, qui se traduit par exemple par un différentiel entre le taux d'emploi moyen calculé dans ces deux sources. Dans ce domaine, il est conseillé de raisonner, comme pour les recensements précédents, en structure ou en positionnement relatif, aussi bien à une date donnée qu'en évolution. C'est l'approche que nous retenons dans ce document de travail, puisque nous comparons les taux d'emploi des jeunes de différents âges. La figure A1 compare les taux d'emploi par âge issus des enquêtes *Emploi* d'une part et des *Enquêtes annuelles de recensement* d'autre part, entre 2004 et 2010. Ils sont calculés pour les jeunes de 20 à 30 ans, diplômés au maximum du BEP/CAP, hors étudiants. Les taux d'emploi issus des enquêtes *Emploi* sont systématiquement supérieurs à ceux issus des *EAR*, mais cet écart est très faible à partir de 22 ans. Par ailleurs, les taux d'emploi calculés avec les enquêtes *Emploi* sont assez bruités, reflet de leur taille d'échantillon plus faible, ce qui rendrait leur utilisation problématique dans le cadre d'une étude utilisant la méthode de régression sur les discontinuités.

Enfin, plusieurs concepts d'âge sont disponibles dans les *EAR* (âge atteint au cours de l'année et âge révolu). Nous utilisons l'âge révolu au moment de l'enquête.

Figure A
Taux d'emploi : comparaison entre les EAR et l'enquête Emploi



Lecture : les courbes en traits pointillés et pleins représentent la relation obtenue entre le taux d'emploi et l'âge en régressant le taux d'emploi sur l'âge (en niveau et au carré), respectivement dans les EAR et les enquêtes Emploi.

Champ : jeunes de 20 à 30 ans, diplômés au maximum du BEP/CAP, hors étudiants ; pour les enquêtes Emploi, seuls les premier et quatrième trimestres d'enquête sont inclus, pour se rapprocher de la période d'enquête des EAR (centrée sur le mois de janvier de chaque année).

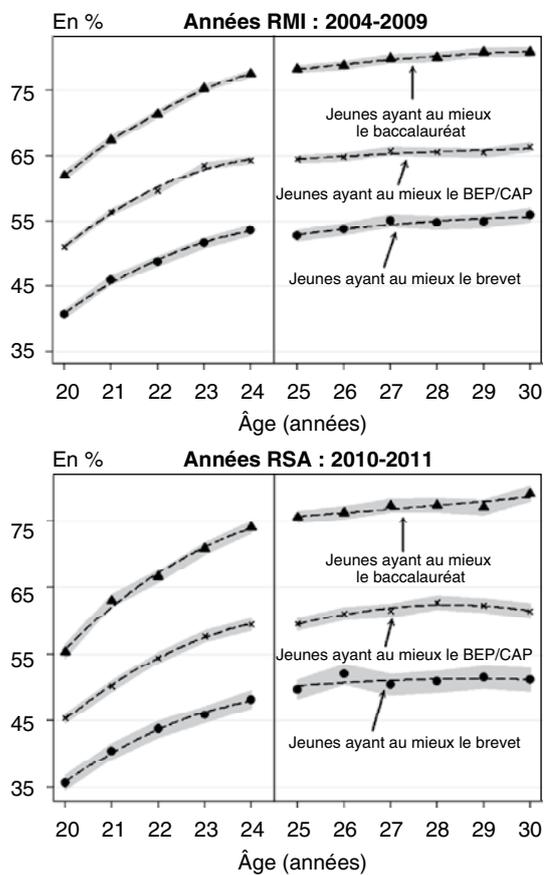
Source : Enquêtes annuelles de recensement et enquêtes Emploi ; calcul des auteurs.

RÉSULTATS COMPLÉMENTAIRES

1. Résultats sur les jeunes en couple et avec enfants

Figures B1

Taux d'emploi avant et après 25 ans, années RMI vs années RSA (sans enfant)



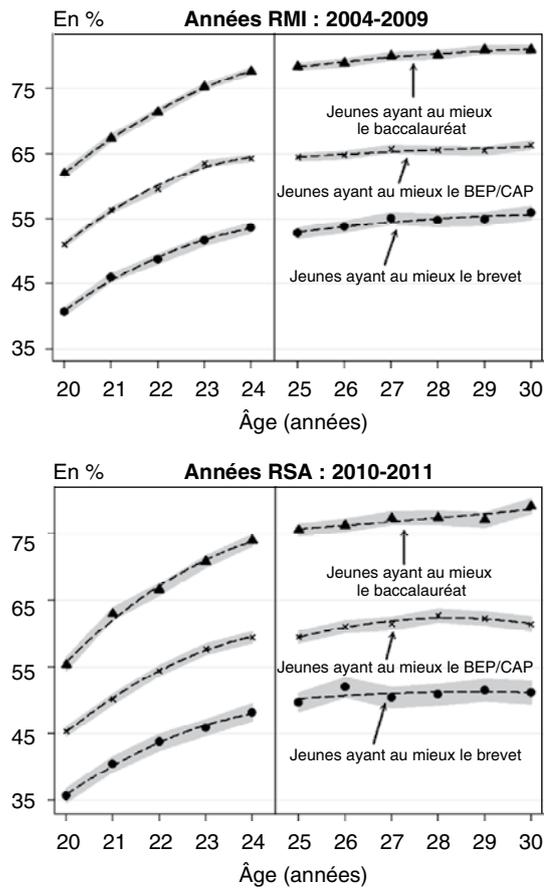
Lecture : les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi en contrats aidés sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : jeunes sans enfant, célibataires ou en couple.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Figures B2

Taux d'emploi avant et après 25 ans, années RMI vs années RSA (tous types familiaux)



Lecture : les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi en contrats aidés sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

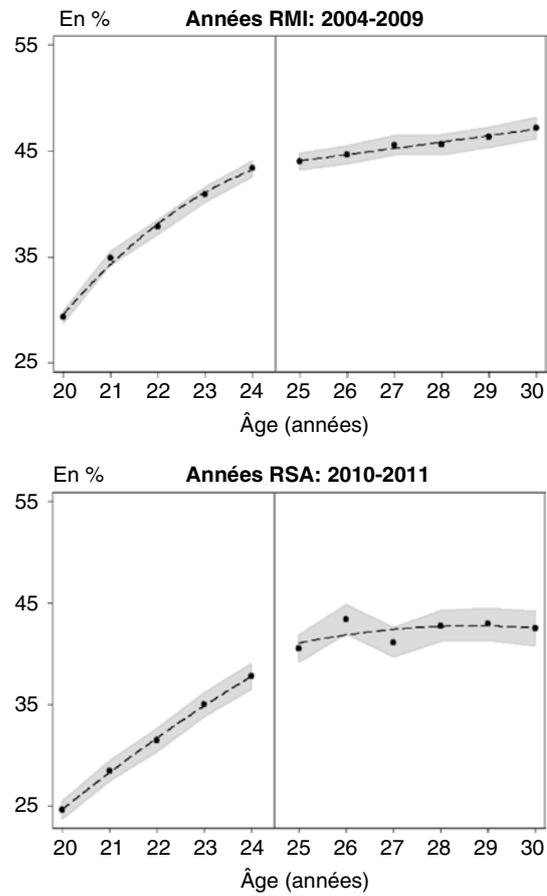
Champ : jeunes avec ou sans enfant(s), célibataires ou en couple.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

2. Résultats sur la proportion d'emplois à temps complet

Figures B3

Proportion de personnes employées à temps complet parmi les jeunes célibataires ayant au mieux le BEPC, avant et après 25 ans



Lecture : les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi en contrats aidés sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

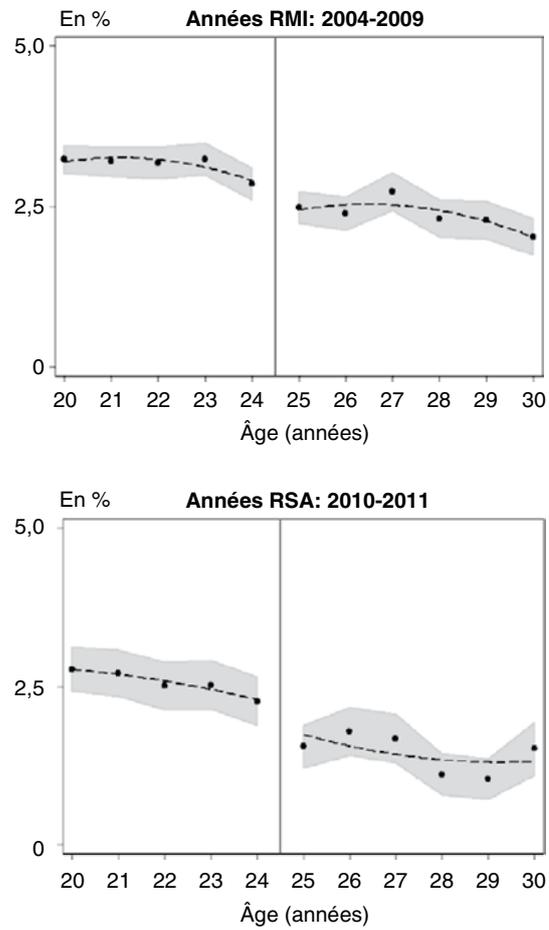
Champ : célibataires sans enfant, vivant seuls ou avec leurs parents, ayant au mieux le BEPC.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

3. Absence d'autres discontinuités à 25 ans

Figures B4a

Taux d'emploi en contrats aidés (hors apprentissage)

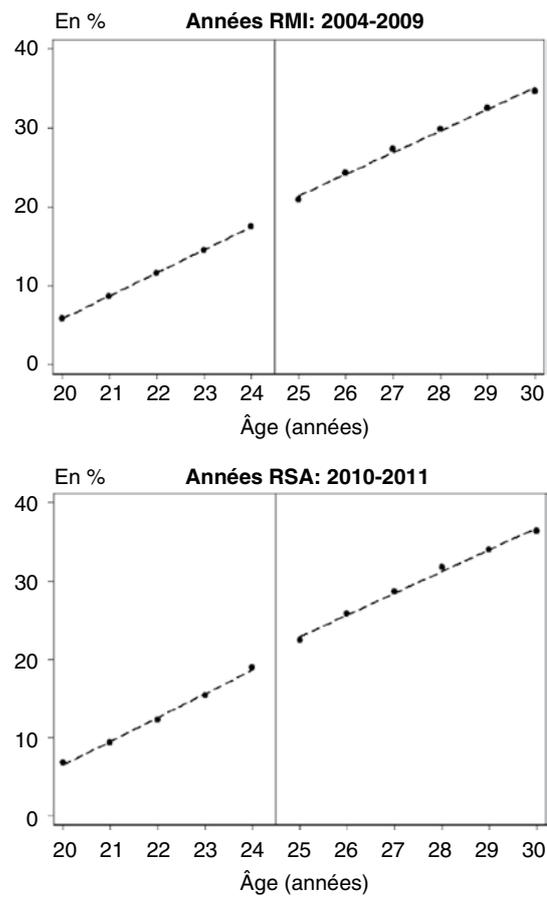


Lecture : les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi en contrats aidés sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfant, vivant seuls ou avec leurs parents, ayant au mieux le BEPC.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Figures B4b
Proportion de jeunes ayant des enfants



Lecture : les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi en contrats aidés sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfant, vivant seuls ou avec leurs parents, ayant au mieux le BEP/CAP.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

TESTS DE ROBUSTESSE

Cette annexe présente brièvement les tests de robustesse que nous avons réalisés afin de nous assurer de l'invariabilité des principaux résultats de ce document de travail à divers paramètres de modélisation. Le tableau 1 montre déjà que les résultats des régressions par discontinuité sont peu sensibles à la forme fonctionnelle retenue pour l'effet de l'âge sur l'emploi (quadratique, cubique, splines linéaires et quadratiques). Nous effectuons ici deux autres tests qui attestent de la robustesse de nos résultats.

Le premier consiste à faire varier la « fenêtre d'observation » autour de la discontinuité qui nous intéresse

(25 ans) : nous effectuons donc l'analyse sur les jeunes de 18 à 31 ans, de 20 à 30 ans (*i.e.* la fenêtre retenue dans la modélisation principale), et de 22 à 27 ans (Tableau C1). Les estimateurs ponctuels demeurent dans le même intervalle que dans l'estimation principale, c'est-à-dire entre - 1,0 et - 4,1. Les effets ne sont plus significatifs quand l'échantillon se réduit du fait d'un intervalle plus petit (22-27 ans).

Le second test consiste à introduire un effet année pour contrôler de la conjoncture courante (tableau C2).

Tableau C1
Effets potentiels du RMI /RSA : variation de l'intervalle d'âge

Intervalle d'âge:	Fonction polynomiale de l'âge:	2004-2009	2010-2011	Différence
20 - 30	Quadratique	- 0,029 *** (0,009)	- 0,005 (0,009)	0,024 * (0,013)
	Cubique	- 0,020 * (0,011)	0,010 (0,012)	0,030 * (0,016)
	Spline linéaire	- 0,017 * (0,009)	0,012 (0,010)	0,029 ** (0,014)
	Spline quadratique	- 0,019 * (0,011)	0,011 (0,014)	0,030 * (0,018)
18 - 31	Quadratique	- 0,041 *** (0,009)	- 0,025 ** (0,012)	0,015 (0,015)
	Cubique	- 0,017 * (0,009)	0,015 (0,010)	0,032 ** (0,013)
	Spline linéaire	- 0,028 *** (0,010)	- 0,010 (0,017)	0,018 (0,020)
	Spline quadratique	- 0,010 (0,010)	0,022 ** (0,011)	0,033 ** (0,015)
22 - 27	Quadratique	- 0,020 ** (0,010)	0,007 (0,014)	0,027 (0,017)
	Cubique	- 0,026 (0,016)	0,003 (0,017)	0,029 (0,023)
	Spline linéaire	- 0,014 (0,011)	0,020 (0,012)	0,033 ** (0,016)
	Spline quadratique	- 0,025 (0,016)	- 0,002 (0,021)	0,023 (0,026)
	Effet cohorte	Oui	Non	

Lecture : le tableau représente la valeur estimée du coefficient b_1 du modèle (2) pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\bullet)$. Niveaux de significativité statistique de 1 %, 5 %, 10 % indiqués respectivement par ***, ** et *.

Champ : célibataires sans enfant, ayant au mieux le BEPC.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Tableau C2

Effets potentiels du RMI /RSA : effets cohorte et effets années

	BEPC au mieux		
	2004-2009	2004-2009	2004-2009
Effet cohorte	Non	Oui	Non
Effet année	Non	Non	Oui
Quadratique	- 0,035 *** (0,009)	- 0,029 *** (0,009)	- 0,035 *** (0,006)
Cubique	- 0,019 (0,012)	- 0,020 * (0,011)	- 0,019 ** (0,008)
Spline linéaire	- 0,020 ** (0,010)	- 0,017 * (0,009)	- 0,019 *** (0,007)
Spline quadratique	- 0,016 (0,014)	-0,019 * (0,011)	- 0,016 * (0,009)

Lecture : le tableau représente la valeur estimée du coefficient b_1 du modèle (2) pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\bullet)$. Niveaux de significativité statistique de 1 %, 5 %, 10 % indiqués respectivement par ***, ** et *.

Champ : célibataires sans enfant, ayant au mieux le BEPC.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

