

Comité national d'évaluation du rSa

Annexes

Annexe 6

L'impact du RMI/rSa sur l'emploi des jeunes :
étude de la discontinuité à 25 ans
(Olivier Bargain, Augustin Vicard)¹

Décembre 2011



Les annexes n'engagent que leurs auteurs et ne représentent pas la position du Comité d'évaluation du rSa

¹ Olivier Bargain est professeur associé à l'Université d'Aix-Marseille II et chercheur à l'IZA (Bonn). Augustin Vicard est administrateur de l'INSEE, département des études économiques d'ensemble.

Sommaire

Synthèse non-technique	5
1°) Contexte de l'étude	6
1.1°) Etudes précédentes	6
1.2°) Peu d'études empiriques ex post sur l'effet des aides sociales	7
1.3°) Exploiter la discontinuité d'âge dans la structure du RMI/RSA.....	8
1.4°) Objectifs et méthodologie de la présente étude	8
2°) Contexte institutionnel : du RMI au RSA	9
2.1°) RMI et RSA	9
2.2°) Illustration des effets potentiels attendus	10
3°) Approche Empirique.....	12
3.1°) Données	12
3.2°) Sélection.....	13
3.3°) Couverture	13
3.4°) Méthode de « régression par discontinuité ».....	14
4°) Résultats	15
4.1°) Effet du RMI : un phénomène de trappe à inactivité faible et circonscrit.....	15
4.2°) Comparaison années RMI et RSA	19
4.3°) Régressions par discontinuité.....	21
4.4°) Un phénomène concentré sur l'emploi à temps partiel.....	22
4.5°) Autres changements institutionnels/ comportementaux possibles à 25 ans	23
Conclusion.....	23
Références.....	25
Références complémentaires.....	26
Annexe A : Représentativité de l'EAR depuis 2004.....	27
Annexe B : Résultats complémentaires	29
1°) Résultats sur des populations plus larges.....	29
2°) Résultats sur le taux d'emploi à temps partiel.....	33
3°) Absence d'autres discontinuités à 25 ans	36
4°) Principaux résultats sur les hommes seuls	38
Annexe C : Tests de robustesse	42
Annexe D : Taux de chômage.....	43
Annexe E : Taux d'emploi des jeunes célibataires sans diplôme, en 1982, avant la mise en place du RMI.....	44
Annexe F : Questionnaire individu de l'enquête annuelle de recensement	45

Synthèse non-technique

Cette synthèse a vocation à résumer de manière non technique les conclusions du rapport remis au Comité d'évaluation du RSA.

La démarche du rapport

Les jeunes âgés de moins de 25 ans, n'ayant pas d'enfant, ne sont pas éligibles au Revenu de Solidarité Active (RSA) – ou au RMI avant juin 2009 – contrairement aux jeunes de 25 ans ou plus. Les jeunes sans enfant, lorsqu'ils ne travaillent pas et n'ont pas droit aux allocations chômage, n'ont donc pas les mêmes incitations financières à travailler avant et après 25 ans, puisque, dans le second cas, ils peuvent percevoir un revenu de remplacement correspondant au montant du RSA socle (entre 411 et 467 € pour une personne seule en 2011).

Cette discontinuité fournit un moyen de tester empiriquement l'hypothèse d'un effet désincitatif sur l'emploi, lié à l'existence du RSA ou du RMI (appelé parfois « trappe à inactivité »). Si l'existence d'un revenu minimum conduit effectivement certains jeunes à ne pas participer au marché du travail, on devrait alors observer une rupture correspondante dans le taux d'emploi des individus sans enfant à 25 ans, au moins pour les jeunes les plus concernés par la mesure, c'est-à-dire peu ou pas diplômés. L'existence d'une telle rupture constitue donc une indication de l'effet désincitatif ou non du RSA et du RMI.

De surcroît, si la rupture dans les taux d'emploi à 25 ans est plus marquée dans la période précédant l'introduction du RSA, cela indiquerait un effet (relatif) positif du RSA sur l'emploi par rapport au régime RMI. A partir des Enquêtes Annuelles du Recensement (EAR) 2004-2010, nous étudions les taux d'emploi par âge pour vérifier si une telle discontinuité existe avant et après l'introduction du RSA.

Les résultats

Les principaux résultats de l'analyse peuvent être résumés comme suit. Le RMI n'aurait pas d'effet désincitatif important sur l'emploi des jeunes célibataires sans enfant peu ou pas qualifiés, autour de 25 ans. Plus précisément, le RMI découragerait légèrement certains jeunes non diplômés (ayant au mieux le BEPC) de travailler, mais cet effet désincitatif n'est plus détectable lorsqu'on regarde un échantillon plus important, par exemple lorsqu'on inclut les jeunes ayant un BEP/CAP, ou les jeunes en couple.

Dans le détail, le taux d'emploi à 25 ans des jeunes célibataires sans enfant et non qualifiés chuterait de 1,7 à 2,9 points de pourcentage à cause du RMI, si l'on considère l'effet moyen sur 2004-2009. Cet effet disparaît pour les jeunes diplômés et pour ceux vivant en couple. De plus, cet effet n'est pas constant au cours du temps. Il est visible et significatif sur les premières années de l'EAR (2004-2006) mais semble s'estomper les années suivantes (2007-2009), une période qui coïncide avec une baisse soudaine et spectaculaire du chômage (2007) puis une crise économique majeure accompagnée d'une remontée du chômage (2008-09). Au total, sur la période pré-RSA (2004-2009), l'effet désincitatif du RMI, observé essentiellement sur le groupe-cible de célibataires sans enfant et non-diplômés, se traduirait de la manière suivante : seulement 1,7-2,9 % des célibataires sans enfant âgés de 25 ans et allocataires du RMI auraient été découragés de travailler à cause de cette allocation.

Pour ce groupe de célibataires sans enfant et non-diplômés, il semble que l'effet désincitatif sur l'emploi s'amoindrit légèrement avec l'introduction du RSA. Ce résultat est très fragile cependant. D'une part, l'évaluation du RSA est obtenue à partir d'une seule année d'observation et dans un contexte de crise économique majeure où le chômage involontaire se développe et relègue possiblement les incitations financières à l'emploi (positives ou négatives) au second rôle. Des résultats plus robustes nécessiteraient de disposer d'un recul de plusieurs années. D'autre part, le RMI est lui-même peu désincitatif pour les jeunes autour de 25 ans. Dans ce contexte, il est donc difficile de conclure que le RSA a un net effet « ré-incitatif » par rapport au RMI. En tout état de cause, dès 2007-08, donc avant l'introduction du RSA, le léger effet désincitatif à l'emploi du RMI semblerait s'être déjà estompé.

Notons finalement que le léger effet désincitatif des minima sociaux sur l'emploi semblerait se traduire par l'éviction d'emploi à temps partiel : c'est en effet pour les temps partiels et très partiels, en particulier

inférieurs au mi-temps, que les gains à l'emploi sont les plus faibles (en tout cas avant l'introduction du RSA).

Les difficultés et les limites de l'interprétation

Le rapport se concentre sur la mesure de l'effet potentiellement désincitatif du RMI ou du RSA. Il s'agit d'un des « effets pervers » de ce type de dispositifs, dont le rapport montre toutefois qu'il est très limité pour les jeunes sans enfant. L'objectif principal du RMI et du RSA est cependant de soutenir le revenu des personnes pauvres, et le rapport n'a pas vocation à éclairer l'efficacité de ces dispositifs au regard de cet objectif.

Par ailleurs, l'évaluation présentée ici est un exercice nécessairement fragile, en particulier lorsqu'il s'agit de mesurer des effets quantitatifs précis. L'hypothèse fondamentale qui sous-tend notre analyse est la suivante: en l'absence de RSA (ou de RMI avant juin 2009), l'évolution du taux d'emploi par âge serait lisse (sans rupture). Ainsi, si l'on observe une chute particulière dans les taux d'emploi au seuil de 25 ans, on peut l'attribuer à l'effet désincitatif des minima sociaux. Plusieurs tests de robustesse corroborent les résultats présentés ci-après mais le lecteur doit se souvenir, à leur lecture, qu'ils reposent sur l'hypothèse relativement forte - et non directement testable - énoncée ci-dessus. Toutefois, qualitativement, on peut affirmer qu'il n'y a pas de trace d'un effet désincitatif important sur l'emploi des jeunes sans enfant autour de 25 ans.

Enfin, ce travail correspond à une évaluation dite « locale » : il permet de tirer des enseignements sur les jeunes sans enfant autour de 25 ans, non sur l'effet désincitatif du RMI ou du RSA sur l'ensemble des allocataires. En particulier, il convient de ne pas extrapoler les résultats aux âges éloignés de 25 ans, ni à d'autres groupes démographiques non couverts par notre méthodologie, notamment les familles monoparentales susceptibles d'être plus directement concernées par l'effet de trappe à inactivité.²

Dans cette optique, il nous semble que la seule manière d'obtenir des résultats incontestables sur les réactions des jeunes à l'introduction de telle ou telle réforme (par exemple un RSA jeunes à l'accès plus large que le dispositif actuel), serait de conduire une expérimentation sociale conforme aux standards internationaux, sur un nombre suffisant de territoires pilotes.

1°) Contexte de l'étude

1.1°) Etudes précédentes

Le *Revenu de Solidarité Active* (RSA) a été créé après plusieurs années de débat autour du *Revenu Minimum d'Insertion* (RMI) concernant à la fois ses effets redistributifs et incitatifs.³ 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 ont introduit et étendu la période d'intéressement durant laquelle le RMI et les revenus du travail pouvaient être partiellement cumulés.⁴ 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.

² Les études sur des dispositifs proches au Royaume-Uni ou aux États-Unis ont montré que les familles monoparentales étaient sans doute davantage sujettes aux effets désincitatifs des aides sociales. Voir également Piketty (1998, 2005) pour la France.

³ 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). La volonté de réduire les effets désincitatifs des minima sociaux a toutefois été quelque peu relégué au second plan au Royaume-Uni du fait de l'effet ambigu des crédits d'impôts sur le travail des femmes mariées.

⁴ Voir Hagneré et Trannoy (2001) pour une évaluation empirique. Voir également Gauthier (2008) pour une analyse théorique originale.

Les études sur le RMI ont mis en relief la possibilité d'effets désincitatifs à partir du simple calcul des gains nets au travail après la reprise d'un emploi ou, de façon équivalente, des taux effectifs moyen ou marginaux d'imposition (Bourguignon, 1997, Gurgand et Margolis, 2008).⁵ D'autres auteurs ont complété ces calculs par des modèles économiques d'offre de travail et leurs 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. Les prédictions et simulations basées sur ces modèles dits structurels sont probablement obtenues au prix d'hypothèses téméraires – ou de grandes inconnues – sur les comportements des ménages. Il est en particulier difficile d'étudier la population de personnes potentiellement au RMI à partir de bases de données générales. Une étude réalisée par Gurgand et Margolis (2008) s'appuie de façon pertinente sur un échantillon 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.

1.2°) *Peu d'études empiriques ex post sur l'effet des aides sociales*

En complément, notons qu'il existe très peu d'études basées sur des « expériences naturelles » en France, études qui pourraient valider les prévisions de modèles structurels et corroborer ou non les résultats concernant le RMI. Citons les rares études utilisant des changements de politiques fiscales ou sociales pour mesurer les réactions comportementales aux incitations financières. Stancanelli (2008) utilise une approche en double différence pour estimer l'impact de la Prime pour l'Emploi 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 généreuse 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'Education* (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).

En dehors de ces études, il n'y a pas, à notre connaissance, d'analyse des effets potentiels des aides sociales (ou de l'impôt) basée sur des « expériences naturelles » en France. En particulier, dans le cas du RMI, ce type d'analyse n'a simplement pas pu avoir lieu parce qu'il n'y a pas eu, avant le RSA, de variations majeures de la structure (ou des montants) du RMI dans le temps – ou entre groupes démographiques (comme dans le cas de l'APE) – qui auraient pu être exploitées pour mesurer les effets du RMI sur l'emploi.⁶ La seule étude qui s'approche de cet objectif, et qui motive le présent rapport, est celle de Bargain et Doorley (2011).⁷

⁵ 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 % comme expliqué ci-dessus. Les taux varient avec les circonstances individuelles du fait du cumul de différentes aides, de la prise en compte des contributions sociales, *etc.*

⁶ Ceci est une différence majeure avec les Etats-Unis et le Royaume-Uni. En effet, de nombreuses études ont utilisé la disparation des aides sociales américaines traditionnelles, le *Aid to Families with Dependent Children* (AFDC), en 1996, lors du *Personal Responsibility and Work Opportunity Act* (PRWORA), et son remplacement par une aide beaucoup plus limitée, le *Temporary Assistance to Needy Families* (TANF), afin de mesurer les comportements d'offre de travail en général et les réponses comportementales à ces reformes en particulier (voir Scholz et Levine, 2001, pour un résumé de la littérature). Les extensions de crédit d'impôt au Royaume-Uni, et notamment la réforme du *Working Family Tax Credit* (WFTC) en 1999, ont également été utilisées dans différentes études (voir notamment Blundell et al., 2000).

⁷ Une exception est l'étude de Wasmer et Chemin (2011) utilisant le fait qu'une aide sociale existait en Alsace-Moselle avant la création du RMI. 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).

1.3°) Exploiter la discontinuité d'âge dans la structure du RMI/RSA

La source de variation exogène utilisée par ces auteurs correspond au fait que les jeunes en dessous de 25 ans ne sont pas éligibles au RMI (sauf s'ils ont des enfants ou sont le conjoint d'une personne éligible), contrairement aux jeunes de 25 ans ou plus. La variation des montants d'aide sociale entre ces deux populations très similaires peut donc être exploitée (les premiers ne touchant rien, ou seulement les aides au logement, s'ils sont sans enfant). 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.⁸

Bargain et Doorley utilisent les techniques de régression par discontinuité et se concentrent sur des hommes sans enfant, vivant seuls et sans aucun diplôme, c'est-à-dire le groupe pour lequel les chances d'entrer au RMI sont les plus élevées. Pour pouvoir avoir un nombre suffisamment important d'observations, qui permettrait de détecter un effet même sur une population restreinte, Bargain et Doorley utilisent les données du recensement de 1999, fournies par l'Insee. 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 négatif du RMI sur l'emploi.

L'effet est relativement modeste, environ 7-10 % des hommes autour de 25 ans dans cette catégorie arrêteraient de travailler pour vivre au RMI (et possiblement d'autres formes de revenus du travail, non-déclaré).⁹ Cet effet est faible car la population étudiée, et pour laquelle on trouve un effet, est très limitée, i.e., les hommes sans diplôme, vivant seuls et n'ayant pas d'enfant. Les auteurs montrent clairement que dès que l'on change les paramètres de sélection, notamment lorsqu'on s'intéresse à des hommes célibataires sans enfant mais vivant avec leurs parents ou un partenaire, l'effet disparaît. C'est également le cas lorsqu'on regarde des hommes avec un diplôme, aussi faible soit-il. Les effets pour les femmes seules sont également plus faibles que pour les hommes.

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. Comme l'indique Gurgand et Margolis (2008), cet effet est éventuellement plus important au sein du deuxième plus grand groupe d'allocataires (25 % du total), celui des mères célibataires. Cependant, il est clair que l'étude par discontinuité à 25 ans ne peut rien dire à ce sujet puisqu'il n'y a pas de condition d'âge pour les personnes avec enfants à charge. 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 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.

1.4°) Objectifs et méthodologie de la présente étude

La présente étude propose donc d'utiliser la méthodologie de Bargain et Doorley (2011) sur des données plus récentes du recensement, c'est-à-dire de profiter du recensement annuel en cours depuis 2004. Dans un premier temps, nous nous concentrons sur les années antérieures au RSA (2004-2009) pour vérifier

⁸ 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, 2009). Par ailleurs, la présente étude s'intéresse à une rupture « discrète », et non « continue », liée à des critères d'âge (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) : elle est dès lors plus fragile et nécessite de faire des hypothèses paramétriques sur l'évolution régulière (en l'absence de RMI ou RSA) du taux d'emploi avec l'âge.

⁹ Notons que 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 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.

si des effets désincitatifs du RMI, même faibles, existent autour de 25 ans. Nous étudions ensuite la discontinuité potentielle en 2010, première année complète durant laquelle le RSA est en vigueur. Précisément, le RSA est mis en place en juin 2009 tandis qu'en septembre 2010, il est complété par un « RSA-jeunes » concernant les jeunes de moins de 25 ans mais d'une portée très limitée.¹⁰ Les données du recensement étant collectées en janvier et février de chaque année, la base de données EAR 2009 entre donc sans ambiguïté dans la période pré-RSA tandis que la base 2010 entre dans la période RSA mais avant l'introduction du RSA-jeunes. Durant cette période (juin 2009-septembre 2010), les jeunes de moins de 25 ans ne sont pas éligibles au RSA, sauf s'ils ont un ou plusieurs enfants à charge. Il est donc possible d'utiliser la même méthode que pour le RMI, c'est-à-dire de comparer les taux d'emploi des plus de 25 ans (potentiellement bénéficiaires du RSA) et des moins de 25 ans (inéligibles).

L'étude se concentre sur la mesure de l'effet potentiellement désincitatif du RMI ou du RSA. Il s'agit d'un des « effets pervers » de ce type de dispositifs, dont le rapport montre toutefois qu'il est très limité pour les jeunes sans enfant. Notons que le présent rapport se concentre sur les effets potentiels du RMI et du RSA sur l'emploi ; les aspects redistributifs n'entrent pas dans le champ de notre étude.¹¹ D'autre part, notre analyse ne peut conclure quant à l'effet potentiel d'une extension sans restriction du RSA aux moins de 25 ans. En effet, les effets mis en relief dans notre étude ne sont identifiés qu'autour de la discontinuité à 25 ans. Même si une extrapolation pour des classes d'âge très différentes est quelque peu hasardeuse, on peut toutefois penser que les effets quantifiés dans cette étude représentent une borne basse de l'effet attendu pour les plus jeunes, étant donné que ceux-ci ont des coûts de recherche d'emploi plus élevés et des salaires potentiels – donc un gain financier à travailler – plus faibles que dans les groupes d'âges supérieurs (voir également Cahuc et al., 2008).

2°) Contexte institutionnel : du RMI au RSA

2.1°) RMI et 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.¹² 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).¹³ Le RMI/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.¹⁴

¹⁰ Le RSA-jeune dans sa formule actuelle ne concerne que ceux qui ont pu travailler au moins deux ans de suite dans les trois années précédentes. Il en résulte un nombre faible de bénéficiaires : en janvier 2011, environ 8 000 foyers sont éligibles au RSA jeunes actifs. 78 % des bénéficiaires exercent une activité.

¹¹ L'objectif principal du RMI et du RSA est probablement de soutenir le revenu des personnes pauvres. En particulier, l'extension du RSA aux jeunes de 18-24 ans est importante du fait que cette catégorie est à la fois la plus touchée par le chômage et ne disposant d'aucun support étatique, si ce n'est les allocations-chômage pour ceux qui ont pu cotiser suffisamment longtemps. Il en résulte un niveau de pauvreté très élevé dans ce groupe d'âge. En 2009, en excluant les étudiants, 14,8 % (13,7 %) des jeunes hommes (femmes) de 18 à 24 ans vivaient sous le seuil de pauvreté fixé à 50 % de la médiane des revenus (795€ pour un célibataire), comparé à 7,1 % (5,9 %) pour les 25-34 ans, et 7,6 % (7,3 %) pour l'ensemble de la population.

¹² Pour un bilan détaillé sur le RMI, voir Lelièvre et Nauze-Fichet (2008).

¹³ 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.

¹⁴ En plus, les allocataires du RMI/RSA sont exemptés de la *Taxe d'Habitation* et peuvent recevoir la *Couverture Médicale Universelle* 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).

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 familial (conjoint, nombre d'enfants) selon une échelle d'équivalence explicite. 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 logements 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).¹⁵

L'aspect crucial exploité dans cette étude est, comme indiqué plus haut, le fait qu'avant septembre 2010, les ménages sans enfant, qu'ils habitent ou non chez leurs parents, pouvaient 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 foyer RMI/RSA de leurs parents jusqu'à leur 25^{ème} anniversaire).

2.2°) Illustration des effets potentiels attendus

Cette section illustre à l'aide de graphiques l'effet potentiel attendu du RMI et du RSA sur l'offre de travail. Précisons d'emblée que cette approche comporte des limites sur lesquelles nous reviendrons après avoir commenté les graphiques.

La Figure 1 représente des contraintes de budget, i.e. le niveau de revenu disponible (après impôt et transfert) comparé au 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 noire 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 100 %). Finalement, la contrainte de budget grise 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 %.

Les choix individuels sont représentés par le point de tangence entre les courbes de budget et des courbes d'indifférences (pointillés bleus). Dans le premier graphique, la personne souhaiterait travailler pour 800€ avant 25 ans, tandis qu'elle se retirerait du marché du travail pour vivre au RMI 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 souhaiterait travailler pour 600€ et vivre au RMI après 25 ans ; le RSA apparaît trop faible pour que cette personne reste en activité.

Ces deux graphiques, schématiques, montrent ce qu'on peut 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. Les cas, non représentés, correspondant cependant sans doute à la majorité des situations, sont ceux où les individus

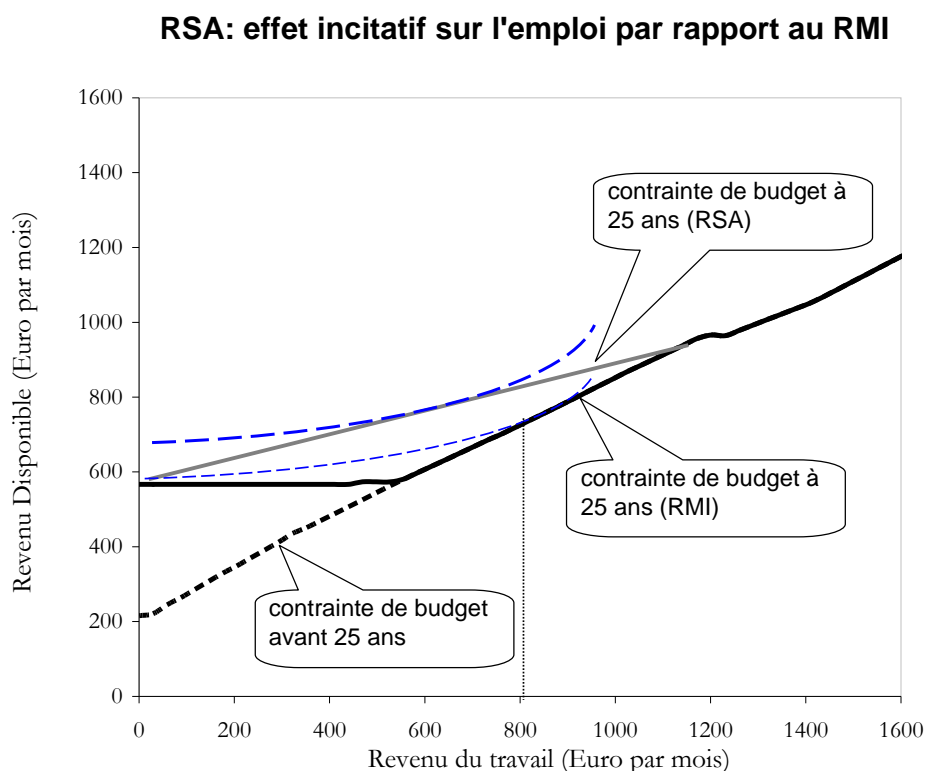
¹⁵ La réforme du RSA n'agit pas seulement sur le levier financier ; elle cherche également à améliorer le processus d'accompagnement et d'orientation vers l'emploi, en donnant la priorité à celui-ci sur l'accompagnement social. Il s'agit donc d'une politique d'activation.

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.

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 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'emplois (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'emplois 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.

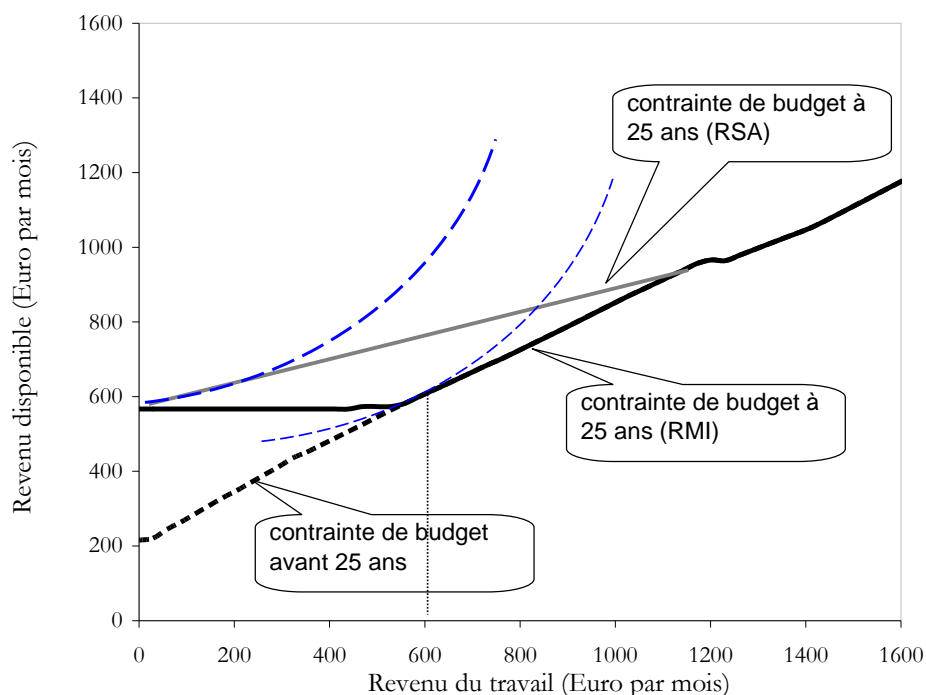
Malgré ces limites, l'examen des graphiques de la Figure 1 nous enseigne que : (1) le RMI pourrait avoir un effet désincitatif sur l'emploi, conduisant à une chute du taux d'emploi à 25 ans ; (2) si c'était le cas, le RSA pourrait avoir un effet « ré-incitatif » ;¹⁶ (3) l'éventuel effet désincitatif du RMI devrait se traduire principalement par l'éviction d'emplois à temps partiel, tandis que l'effet « ré-incitatif » du RSA devrait également se concentrer sur celui-ci.

Figure 1 : Contraintes de budget



¹⁶ Par contre, le RSA ne devrait pas augmenter de façon discontinue le taux d'emploi à 25 ans au delà de ce qu'il est juste en dessous de 25 ans. En effet, le cas où un individu travaille seulement en situation de RSA (par rapport au système RMI ou au système sans aide pour les moins de 25 ans) est quasi-impossible à représenter dans un cadre statique, ou bien correspondrait à des préférences consommation-loisir très particulières et peu réalistes.

RSA: pas de changement (effet négatif sur l'emploi demeure)



3°) Approche Empirique

3.1°) Données

La méthode de « régression par discontinuité » que nous utilisons par la suite consiste à repérer une rupture dans les taux d'emploi à 25 ans. Elle requiert de ce fait 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 populations à faibles gains d'activité). Dans le cas contraire, des variations erratiques du taux d'emploi par âge viendraient bruyé 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 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 2004-2010. Ces données ne sont pas accessibles publiquement ; l'accès nous en a été donné dans le strict cadre de cette étude.

Depuis 2004, le recensement est mis en place sur une période de 5 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). Nous utilisons ici les enquêtes annuelles de recensement de 2004 à 2009, afin de couvrir au moins un cycle complet de 5 ans (voir une description détaillée de l'échantillonnage en Annexe A). Nous exploitons également l'année 2010 afin d'estimer de premiers effets de la mise en place du RSA.¹⁷ Puisque les enquêtes annuelles couvrent (chaque année) un échantillon moitié moindre comparé à celui utilisé dans l'étude de Bargain et Doorley (2011), nous regroupons ci-dessous deux années consécutives pour atteindre une taille d'échantillon comparable et pour éviter l'excès de « bruit » dans la courbe âge-emploi.¹⁸

¹⁷ 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 (avant l'ajout du RSA-jeune en septembre 2010).

¹⁸ Les résultats sont nécessairement moins marqués lorsqu'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 et : (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

Les informations disponibles dans les EAR sont l'âge révolu, le niveau de formation, la nationalité, le statut activité, le type d'emploi. Le salaire et les montants reçus d'aides étatiques (et notamment le fait que la personne soit allocataire du RMI/RSA ou non) ne sont pas disponibles.

3.2°) Sélection

Nous ciblons notre étude sur les *jeunes sans enfant autour de 25 ans* (20-30 ans) en privilégiant les personnes avec *peu ou pas de diplôme*, donc plus susceptibles de réagir aux incitations financières et notamment aux changements de contraintes budgétaires dues au RMI et au RSA, comme indiqué plus haut.¹⁹ 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 sélectionnons donc les *célibataires*, vivant seuls ou avec leurs parents.²⁰ La motivation principale est le fait que la majorité des allocataires du RMI/RSA sont des jeunes célibataires sans enfant (58 %, dont 38 % d'hommes et 20 % de femmes). A titre de comparaison, nous regardons aussi tous les individus sans enfant, seuls ou en couple.

Enfin, en France, il y a sensiblement moins de femmes peu éduquées, 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.²¹ En conséquence, des résultats portant sur les femmes uniquement seraient moins robustes étant donnés 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).

3.3°) Couverture

Nous soulignons ici le fait que la population d'intérêt est pertinente quant à l'étude 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).²² Ceux qui sont allocataires du RSA activité seul non majoré représentent

travailler pour que le revenu de l'autre soit complété par du 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 de base s'est concentrée sur les célibataires, pour lesquels les effets attendus sont clairement établis.

¹⁹ Nous sélectionnons uniquement les personnes ayant la nationalité française et n'étant pas étudiant au moment de l'enquête, pour être sûr qu'ils peuvent être éligibles au RMI/RSA.

²⁰ Bargain et Doorley (2011) retiennent une sélection de 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. Notons qu'ils peuvent être potentiellement rattachés à leurs parents avant 25 ans et donc subir une baisse de transferts intrafamiliaux quand les parents perdent cette part de RMI. Nous avons également vérifié que la discontinuité à 25 ans ne correspondait pas à une accélération de la décohabitation avec les parents.

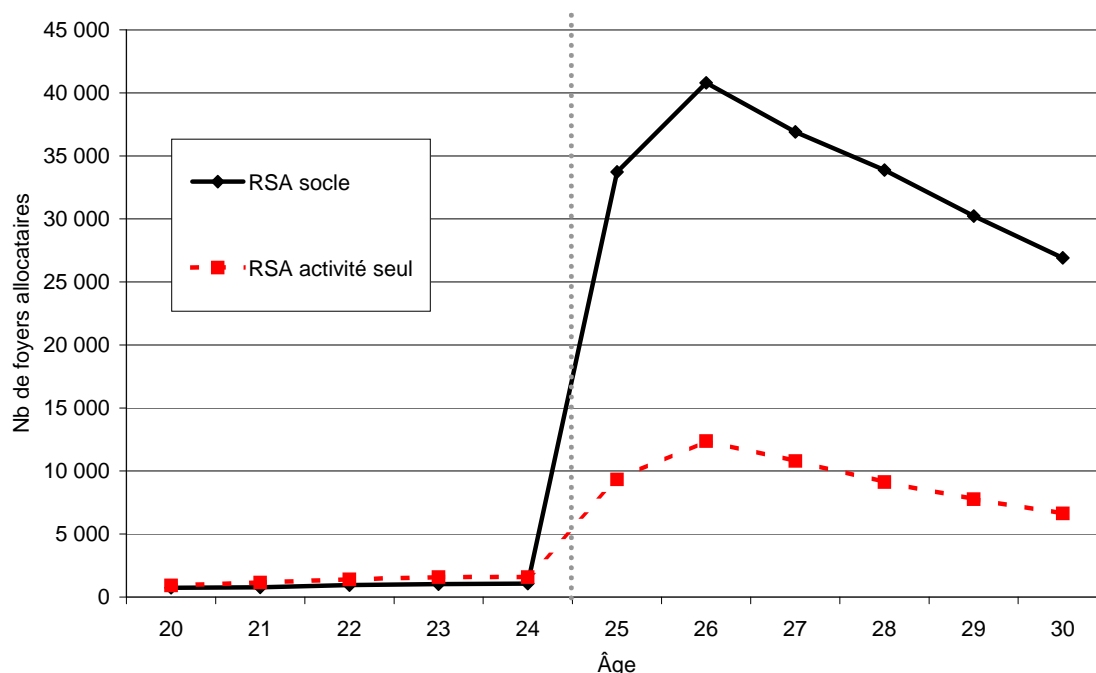
²¹ Parmi les personnes sans diplôme âgées de 25 ans, 55,8 % des femmes ont et vivent avec des enfants, contre 22,4 % des hommes. Parmi ceux qui vivent seuls (célibataires), les proportions sont de 30,2 % pour les femmes et de seulement 0,8 % pour les hommes. Ceci reflète le fait que les femmes ont une probabilité beaucoup plus forte d'avoir des enfants jeunes et d'être un parent isolé (Davie et Mazuy, 2010).

²² 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 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 & activité, composante importante pour les jeunes (plus souvent à temps partiel et peu rémunérés). Quoi qu'il en soit, la partie sur les données RMI a été supprimée, à la demande d'un correcteur, qui pense que c'est redondant.

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 la Figure 2.

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

Figure 2 : Foyers allocataires du RSA fin 2010 (personnes sans enfant)



Note : 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.

3.4°) Méthode de « régression par discontinuité »

A partir du recensement, nous exploitons la discontinuité du RMI/RSA à 25 ans en estimant le modèle suivant :

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

où la variable expliquée Y_{ia} pour un individu i d'âge a correspond à son statut d'emploi (emploi ou emploi à temps partiel). L'effet de l'âge est pris en compte par une fonction régulière $\delta(a)$ tandis que $TREAT_{ia}$ 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 du « traitement » (être en âge d'accéder au RMI/RSA) sur la variable expliquée et notamment sur l'emploi. L'identification repose sur l'hypothèse de continuité de la fonction $\delta(\bullet)$ puisque β_1 mesure alors la discontinuité à 25 ans. Il n'y a a priori pas de raison pour que la relation âge-emploi présente une discontinuité à un âge particulier, si ce n'est l'existence d'autres discontinuités institutionnelles comme nous le discutons ci-après.

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 année.²³ Également, l'effet de discontinuité mesuré à partir de l'âge en jour ou même en mois serait obscurci par le bruit dû à des échantillons trop petits dans un tel cas. Avec une variable d'influence (l'âge) en année, nous avons

²³ L'âge précis des individus de même que leurs caractéristiques d'emploi sont connus au moment du recensement de sorte que l'effet du RMI/RSA sur la mesure d'emploi est déterministe (i.e., il s'agit d'un « sharp RD design » selon la terminologie utilisée dans la littérature).

affaire à un effet discret et non continu, une situation discutée en détail par Lee and 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.* :

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

et pondérées par le nombre d'observations dans chaque groupe d'âge. 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. 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 (« poole ») 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 :

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

Cet effet ν_t peut correspondre à des chocs spécifiques qui touchent l'ensemble d'une cohorte, par exemple une conjoncture très dégradée lors de l'insertion professionnelle. 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 une année, 2010, et sont donc nécessairement plus fragiles que pour le RMI (ce 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, nous permettront d'obtenir des résultats plus robustes sur l'effet du RSA (notamment l'utilisation de l'EAR 2011, en supposant qu'on peut ignorer l'effet supposé marginal du RSA jeune).

Notons que nos principaux résultats sont sous forme graphique, c'est-à-dire une représentation des valeurs moyennes de la variable expliquée, Y_a , comme par exemple le taux d'emploi moyen, à chaque âge a (en année). En réalité, cette visualisation graphique constitue l'essentiel de notre démonstration. En effet, comme le rappellent Imbens and Lemieux (2008), les résultats du modèle économétrique ci-dessus ne peuvent que valider ce qui est observable à l'œil nu sur ces graphiques et ne doivent pas constituer à eux-seuls une vérité indépendante créée par des observations aberrantes ou des artefacts statistiques (comme par exemple le choix de la fonction $\delta(\bullet)$). Dans notre cas précis, si le choc important sur les revenus de remplacement qui se produit à 25 ans – comme illustré par les contraintes de budget potentielles ci-dessus – 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 un peu plus précis de l'effet en question.

4°) Résultats

4.1°) Effet du RMI : un phénomène de trappe à inactivité faible et circonscrit

Nous commençons par une représentation du taux d'emploi (Y_a) en fonction de l'âge pour notre sélection de base (hommes et femmes de 20-30 ans, célibataires sans enfant, peu éduqués). 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. La Figure 3a représente le résultat concernant le premier groupe en termes de niveau d'étude (« au mieux le BEPC »). Les trois graphiques montrent un taux d'activité croissant avec l'âge mais assez plat dans la deuxième moitié de la vingtaine, ce qui est spécifique aux individus en famille (voir la discussion plus approfondie sur ce point ci-après). Au-delà de ces tendances communes aux trois périodes, nous observons une discontinuité à 25 ans les deux premières années.

Cet effet existe encore au cours de la période suivante, 2006-2007, mais semble s'estomper : il n'est plus que de quelques points et n'est pas significatif. L'effet disparaît complètement pour les deux dernières années, 2008-2009. On peut s'interroger sur le rôle de la conjoncture pour cette période qui est d'abord marquée par une forte diminution du chômage dans toutes les catégories y compris les non-diplômés (voir Annexe D), puis une période de crise économique qui pourrait toucher différemment des groupes d'âge différents. L'absence d'effet en 2008-2009 peut 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 plan. 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.

Dans la Figure 3b, l'effet s'estompe lorsqu'on regarde un échantillon élargi à ceux ayant « au mieux un BEP/CAP ». Comme étayé dans Bargain et Doorley (2011), ceci peut montrer le fait qu'un diplôme suffit à réduire les coûts d'accès au marché du travail, des coûts qui peuvent aggraver l'effet de trappe à inactivité. En particulier, les BEP/CAP sont mieux intégrés sur le marché du travail de part la nature professionnelle de cette formation (ils profitent aussi de rendements de l'expérience parfois supérieurs à ceux des bacheliers, cf. Beffy et al., 2006). Un diplôme reflète également des phénomènes d'auto-sélection en termes de préférence au travail, de productivité, etc. Comme on peut s'y attendre, l'effet RMI disparaît complètement lorsqu'on regarde une population encore plus large incluant tous ceux ayant au mieux le baccalauréat (Figure B1 en annexe B).

Figure 3a : Effet Potentiel du RMI, 2004-2009 (au mieux un BEPC)

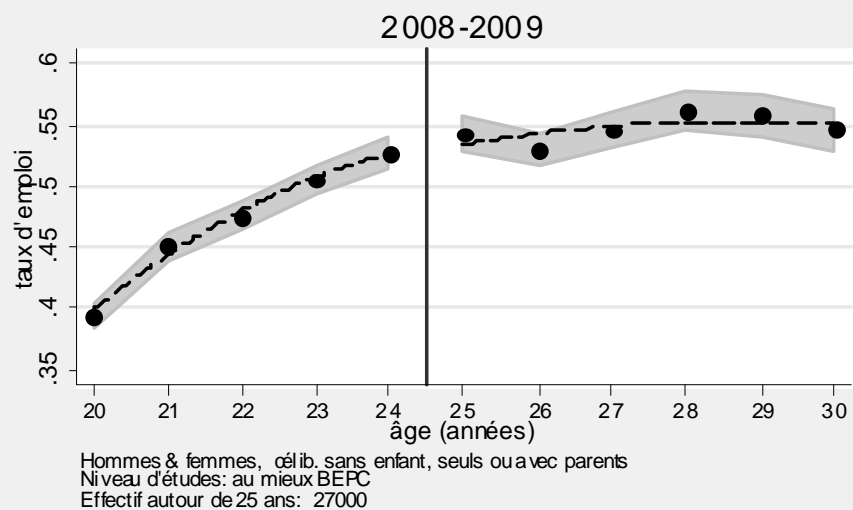
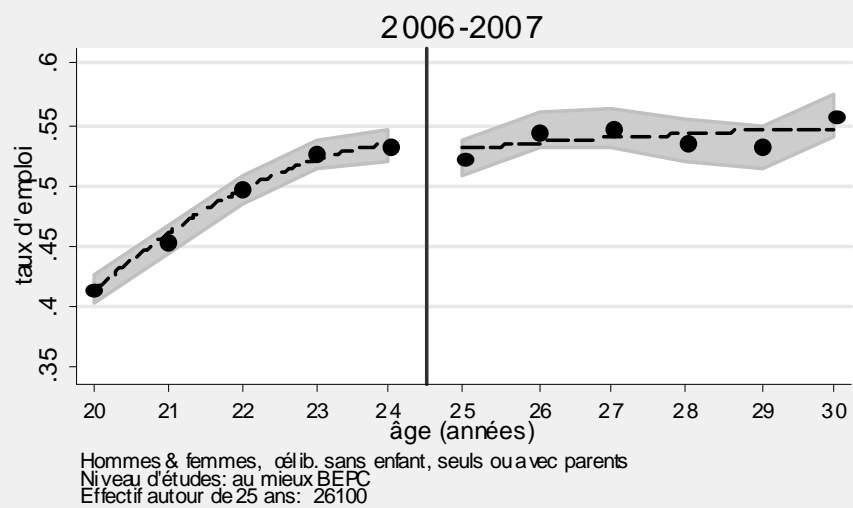
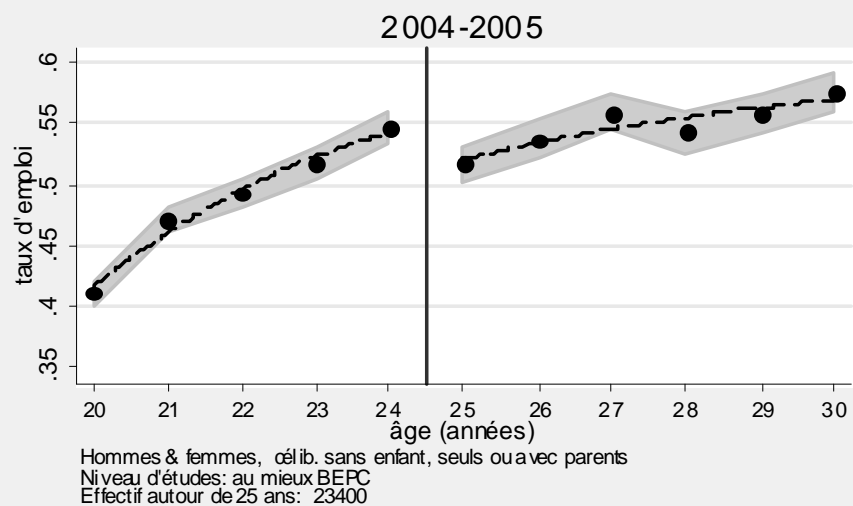
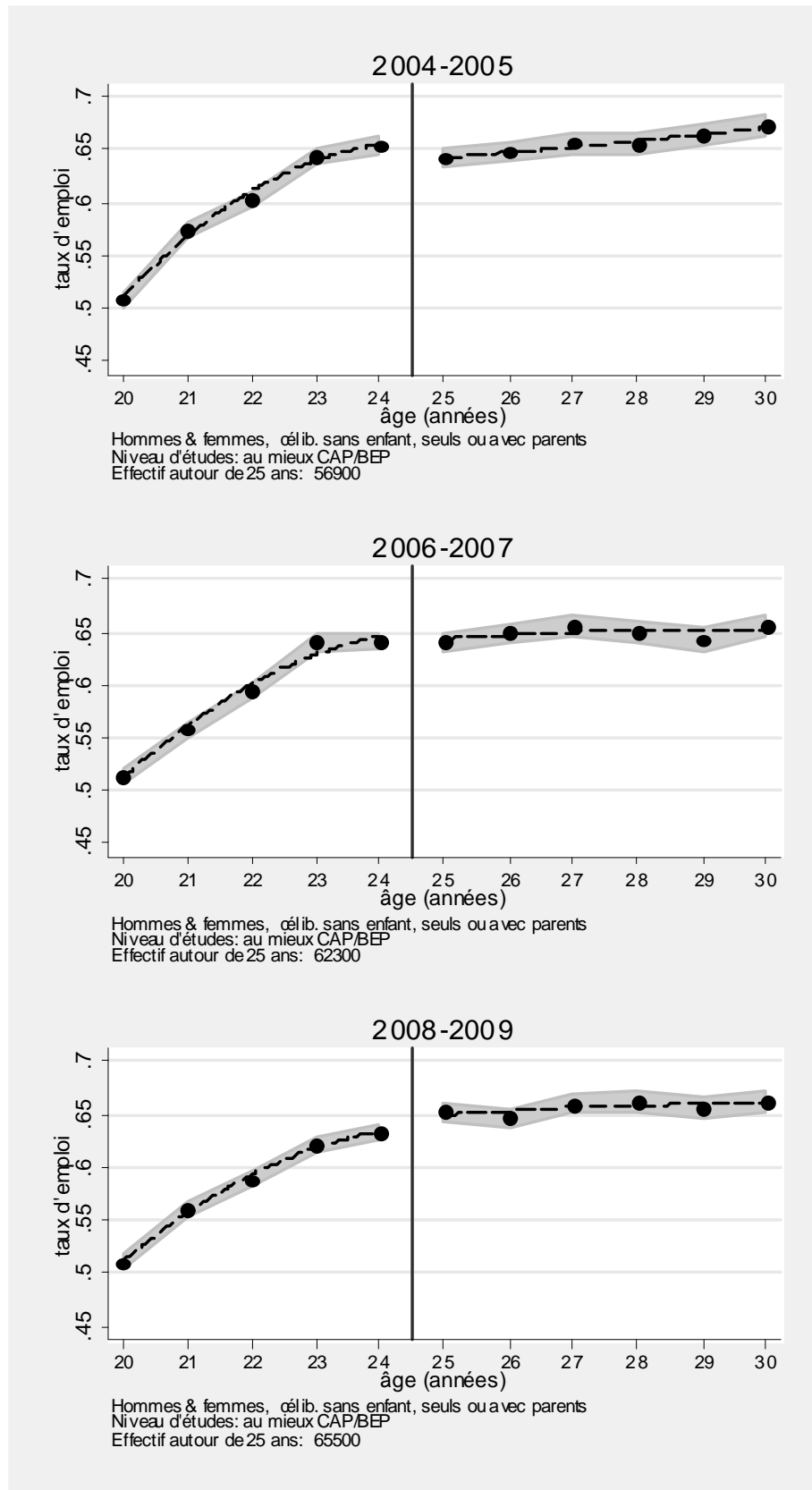


Figure 3b : Effet Potentiel du RMI, 2004-2009 (au mieux un BEP/CAP)



Nous avons ensuite fait varier les autres paramètres de sélection. Les résultats sont à peu près similaires si l'on se concentre sur les hommes seulement (Figures B6a-B7b en annexe B). Comme dans Bargain et Doorley (2011), cependant, l'effet disparaît lorsqu'on considère un groupe démographique plus large incluant non seulement les célibataires mais aussi les individus en couple sans enfant (voir Figure B2 dans

l'annexe B) ou tous les types familiaux (Figure B3), 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. Pour les jeunes célibataires sans enfant, cet aplatissement se produit de manière 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 (Figures 3a et 3b, et B1 en annexe).

Se pose alors la question de savoir si cette rupture de tendance a un lien avec le RMI ou le RSA. Elle pourrait correspondre à un effet désincitatif du RMI augmentant avec l'âge (l'hypothèse du modèle (1)-(3) étant à l'inverse que l'effet est identique pour tous ceux ayant 25 ans ou plus).²⁴ 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 (Figure 3b). 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 serait plutôt due au fait que les individus sans conjoint ou enfant sont négativement sélectionnés sur le marché du travail, ou, alternativement, que les personnes ayant des difficultés professionnelles ont également plus de difficultés à trouver un conjoint, et donc, *a fortiori*, à avoir des enfants (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 une tendance atone à partir de 21 ans (annexe E). 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 peu ou non diplômés.

Pour résumer, l'effet désincitatif du RMI est circonscrit à une population très limitée au sein de notre sélection de jeunes sans enfant, et ne semble pas être présent à toutes les périodes. 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 RSA ne marquera pas d'effet « ré-incitatif » notable.

4.2°) Comparaison années RMI et RSA

Pour notre sélection de base (hommes et femmes autour de 25 ans, célibataires sans enfant, au mieux BEPC), nous comparons dans la Figure 4a l'effet potentiel du RMI sur les années pré-RSA regroupées (2004-2009) et l'effet potentiel du RSA sur l'année 2010. Le premier graphique suggère un léger effet du RMI sur l'emploi, mis en évidence précédemment et essentiellement dû aux années 2004 et 2005. Le second graphique montre l'effet du RSA en 2010. Étant donné que nous ne disposons que d'une seule année pour caractériser cet effet, les intervalles de confiance sont logiquement plus larges que dans le graphique supérieur. 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 le (déjà) léger effet désincitatif lié au RMI. Ceci semble être le cas sur la population très restreinte qui présente en effet un petit effet de trappe (Figure 4a). Cette conclusion n'est cependant pas très robuste – nous ne disposons que d'une année pour analyser le RSA – et n'est certainement pas généralisable. En effet, lorsque nous considérons le groupe plus large incluant ceux ayant un BEP/CAP, ce qui multiplie par 2,3 la taille de l'échantillon sélectionné, on ne voit alors ni effet négatif du RMI sur l'ensemble 2004-2009, ni effet négatif ou au contraire ré-incitatif du RSA par rapport au RMI en 2010 (voir Figure 4b).

²⁴ De toute façon, 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.

Figure 4a : Effets Potentiels du RMI en 2004-09 et RSA en 2010
(au mieux BEPC)

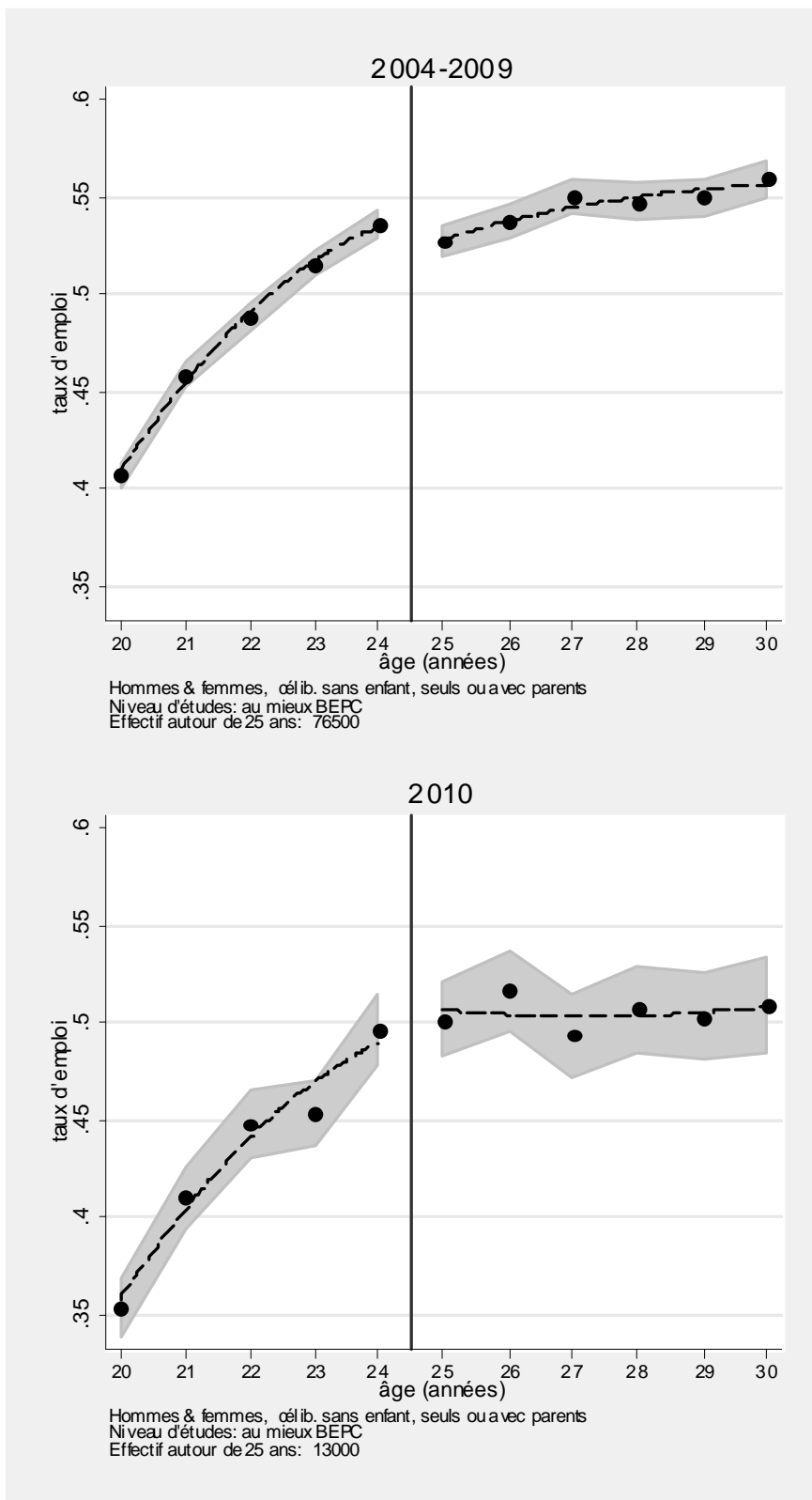
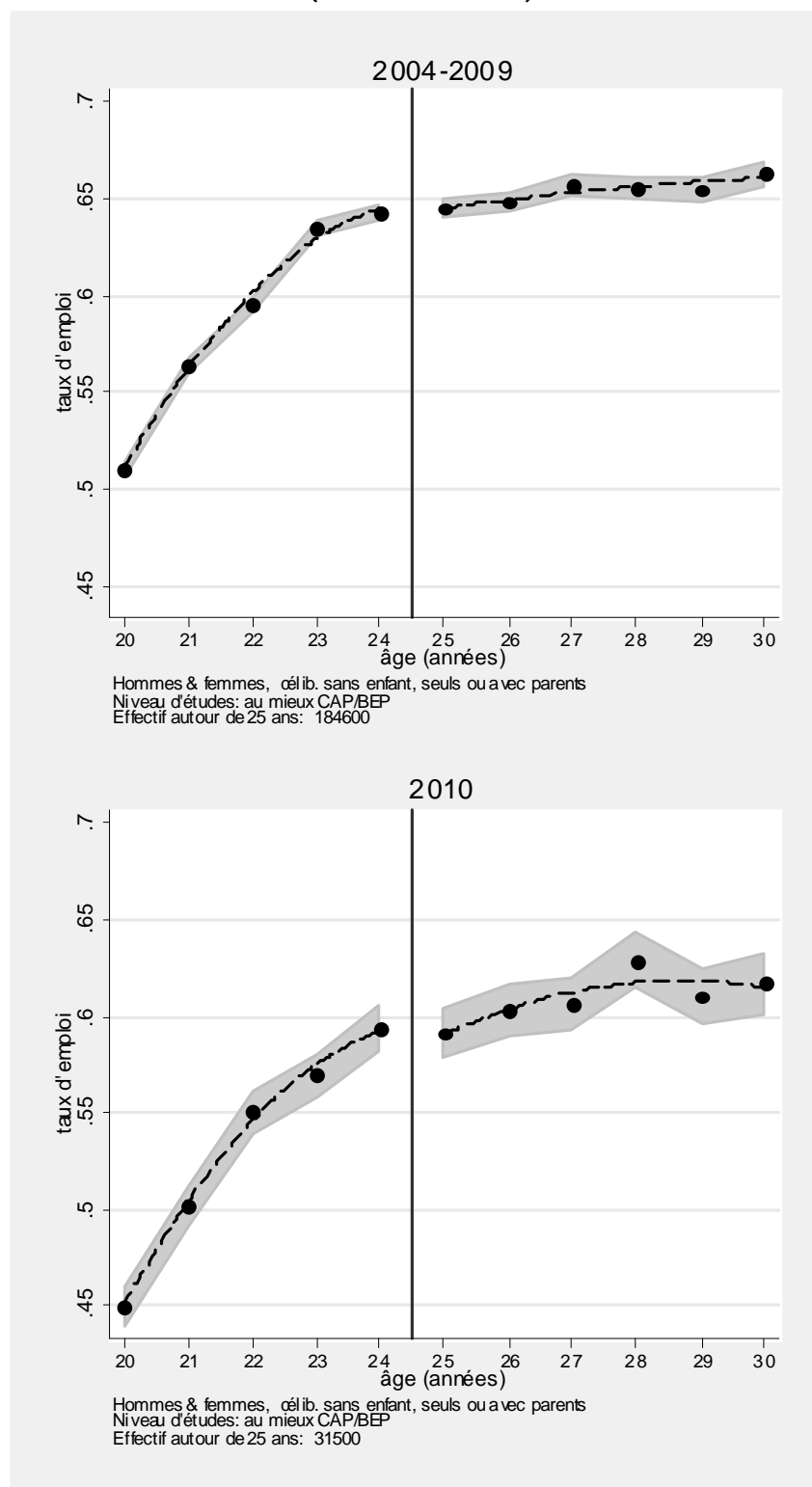


Figure 4b : Effets Potentiels du RMI en 2004-09 et RSA en 2010
(au mieux BEP/CAP)



4.3°) Régressions par discontinuité

Nous passons maintenant aux résultats de la régression par discontinuité. Comme expliqué plus haut, ces estimations doivent simplement venir compléter les résultats graphiques déjà obtenus. Nous reportons le coefficient β_1 (l'effet RMI ou RSA sur l'emploi à 25 ans et plus) ainsi que son écart-type. Le Tableau 1 résume les effets obtenus dans les Figures 3a et 4a c'est-à-dire pour la sélection de base avec niveau d'éducation équivalent « BEPC au mieux » puisqu'il s'agit du groupe pour lequel un petit effet est observé.

Les estimations sur deux années consécutives (colonnes 1-3) confirment un léger effet négatif, entre 3 et 5 points de pourcentage, sur le taux d'emploi dans les années 2004-05 (c'est-à-dire une baisse de 7 % du taux d'emploi par rapport au taux initial de 55 % à 24 ans, ce qui est très proche du résultat de Bargain et Doorley, 2011, pour l'année 1999). L'effet diminue environ de moitié pour les années 2006-07 (et n'est pas toujours significatif selon les spécifications). Il disparaît finalement pour la période 2008-09.

Regardons maintenant les résultats pour les années 2004-2009 regroupées (colonnes 4-5, RMI) et pour l'année 2010 (colonne 6, RSA). Sur l'ensemble des années RMI, nous observons un effet négatif compris entre 1,5 et 3,5 points selon les spécifications. L'effet est rarement significatif dans le modèle de base (cf. équation (2) et estimations présentées dans la colonne 4). Il est significatif à 10 % pour la plupart des formes fonctionnelles dans le modèle avec effet fixe cohorte (cf. équation (3) et résultats dans la colonne 5). Cette dernière spécification vise à tenir compte du fait que les différentes cohortes peuvent avoir été affectées par des chocs particuliers (par exemple une conjoncture dégradée à l'entrée sur le marché du travail). Nous pouvons considérer qu'il s'agit de la spécification la plus robuste. Elle donne un effet négatif compris entre 1,7 et 2,9 points selon les spécifications, c'est-à-dire 425-725 personnes sur les 25 000 personnes concernées (les jeunes célibataires sans enfant et non diplômés à 25 ans). Le nombre de jeunes célibataires de 25 ans percevant chaque année le RMI étant également autour de 25 000, on obtient donc un effet de trappe pour 1,7-2,9 % des allocataires dans ce groupe.

Pour l'année 2010, nous observons un effet nul, cohérent avec le graphique du bas de la Figure 4a, c'est-à-dire un profil d'emploi ne montrant pas d'effet désincitatif quand le RSA est en vigueur. La différence entre les deux effets (effet RMI moyen sur 2004-09 et effet RSA en 2010) donne un effet généralement positif qui peut faire penser à un effet ré-incitatif du RSA (colonne 6). Il est cependant statistiquement non significatif.

Notons enfin que l'ensemble de ces résultats sont robustes à différents tests et vérifications que nous avons regroupés en annexe C.

Tableau 1 : Effets Potentiels du RMI/RSA (au mieux BEPC)

Fonction polynomiale de l'âge:	2004-05 (1)	2006-07 (2)	2008-09 (3)	2004-09 (4)	2004-09 # (5)	2010 (6)	Difference (6) - (5)
Quadratique	-0.051 *** (0.007)	-0.036 *** (0.009)	-0.019 (0.023)	-0.035 *** (0.009)	-0.029 *** (0.009)	-0.014 (0.016)	0.015 (0.018)
Cubique	-0.036 *** (0.010)	-0.017 (0.012)	-0.006 (0.029)	-0.019 (0.012)	-0.020 * (0.011)	0.009 (0.018)	0.030 (0.021)
Spline linéaire	-0.038 *** (0.009)	-0.020 * (0.011)	-0.002 (0.022)	-0.020 ** (0.010)	-0.017 * (0.009)	0.005 (0.016)	0.022 (0.018)
Spline quadratique	-0.037 *** (0.013)	-0.014 (0.016)	0.002 (0.037)	-0.015 (0.016)	-0.019 (0.015)	0.020 (0.026)	0.039 (0.030)

Note: niveau de significativité statistique de 1%, 5%, 10% indiqué respectivement par ***, ** et *.

Sélection: jeunes célibataires sans enfant, BEPC au mieux (ou Lycée non fini)

#: avec effet cohorte.

4.4°) Un phénomène concentré sur 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. La Figure B4 en annexe 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 d'emploi à temps plein (Figure B4bis). Lorsqu'on effectue une régression sur les discontinuités (cf. Tableau B.1 en annexe) sur le temps partiel, on retrouve effectivement un effet significatif du passage à 25 ans sur le pool 2004-09, que nous attribuons à l'existence du RMI. Curieusement, et contrairement aux prédictions théoriques (Figure 1), l'effet ne diminue pas avec le RSA.

Dans le Tableau B.1, il n'est cependant pas significatif pour toutes les spécifications (contrairement au pool des années RMI).

4.5°) Autres changements institutionnels/ comportementaux possibles à 25 ans

De manière générale, la méthode 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, 2009) : (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 (qu'ils vont très au-delà de la première année - 25 ans).

Concernant le premier point, il n'existe pas de telle discontinuité en matière de contrats aidés (Figure B5a, annexe B), en matière de parentalité (Figure B5b), ou en matière d'éducation (non représenté), comme le montrent les données des EAR. L'absence de discontinuité en matière de contrats aidés à 25 ans, représentée dans la Figure B5a, pourrait étonner les lecteurs qui pensent par exemple aux contrats emplois jeunes. 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 dehors des contrats d'apprentissage), ne font plus explicitement référence à des critères d'âge. 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 aucune discontinuité à 25 ans.

En regard du deuxième point, la Figure 2 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 rapport 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 (voir cependant la discussion dans Bargain et Doorley, 2011).

Conclusion

Au total, l'effet désincitatif du RMI sur l'emploi des jeunes sans enfant autour de 25 ans pour la période 2004-09 semble très faible et circonscrit à une population spécifique (jeunes célibataires sans enfant et non diplômés). Ceci 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 la crise économique de 2008-09. Logiquement, nous n'observons donc pas d'effet « ré-incitatif » majeur imputable au RSA, si ce n'est un léger effet différentiel par rapport au RMI sur la population de jeunes non diplômés.

Les raisons pour lesquelles le phénomène de trappe peut être faible sont bien connues (voir discussions dans Deroyon et al., 2008, Fabre et Vicard, 2009). Entre autre, de faibles gains au travail à court-terme peuvent être compensés par des gains à plus long-terme en augmentant le capital humain (expérience professionnelle), en diminuant les coûts futurs de recherche d'emploi et en améliorant les conditions futures d'emploi (salaire notamment).

Rappelons que l'analyse présentée dans ce rapport, 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, ils sont en tout état de cause moins probants que ne le seraient les résultats d'une expérimentation aléatoire portant par exemple sur une extension du RSA jeunes, seule à même, si elle est bien menée, de conduire à des résultats incontestables sur les effets de telle ou telle 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) ou d'autres groupes d'âge (notamment les plus jeunes, pour qui les gains au travail

sont encore plus faibles que pour les plus de 25 ans, du fait de salaires potentiels faibles et d'une difficulté accrue de recherche d'emploi).

Références

- Anne D. et Y. L'Horty (2002), « Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi », *Economie et Statistique*, n° 357-358.
- Bargain, O. et I. Terraz (2003): "Evaluation et mise en perspective des effets incitatifs et redistributifs de la Prime pour l'Emploi.", *Economie et Prévision*, 160/161, 121-148.
- Bargain, O. (2004): "Aides au retour à l'emploi et activité des femmes en couple", *Revue de l'OFCE*, 88, 59-87.
- Bargain, O. et K. Doorley (2011): "Caught in the Trap? The Disincentive Effect of Social Assistance", IZA DP No. 429, 2009, et *Journal of Public Economics*, à paraître.
- Beffy, M., M. Buchinsky, D. Fougère, T. Kamionka, F. Kramarz (2006): "The Returns to Seniority in France (and Why Are They Lower than in the United States?)", IZA DP No. 1935
- Blundell, R. et T. MaCurdy (1999), "Labor Supply: A Review of Alternative Approaches," in *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A. Ashenfelter and Card eds.
- Blundell, R.W., A. Duncan, J. McCrae et C. Meghir (2000): "The Labour Market Impact of the Working Families' Tax Credit", *Fiscal Studies*, 21, 1, 75-103.
- Bourguignon F. (1997), *Fiscalité et redistribution*, Conseil d'Analyse Economique report, La Documentation Française.
- Cahuc, P., G. Cette et A. Zylberberg (2008): "Salaire minimum et bas revenus : comment concilier justice sociale et efficacité économique ?", Conseil d'Analyse Economique report, La Documentation Française.
- Cochard M., Junod-Mesqui B., Arnaud F., Vermare S. (2008), "Les effets incitatifs de la prime pour l'emploi: une évaluation difficile", *Economie et Statistique* n°412 pp 57-80
- Davie, E. et M. Mazuy (2010): "Women's Fertility and Educational Level in France: Evidence from the Annual Census Surveys", *Population-E*, 65 (3), 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", in *RMI, l'état des lieux, 1988-2008*, sous la direction de Lelièvre M. et Nauze-Fichet E.
- 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 working paper CREST.
- González, L. (2008): "Single mothers, welfare, and incentives to work", *LABOUR* 22 (3) 447-468
- Gurgand M. et D. Margolis (2008): "Does work pay in France? Monetary incentives, hours constraints, and the guaranteed minimum income", *Journal of Public Economics*, 92,1669-1697
- Hagneré C. and A.Trannoy (2001): "L'impact conjugué de trois ans de réforme sur les trappes à inactivité", *Economie et Statistique*, 346-347, 6-7, 161-185
- Hahn, J., W. van der Klaauw et P. Todd (2001): "Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design", *Econometrica* 69, 201--209.
- Imbens, G. et T. Lemieux (2008): "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice", *Journal of Econometrics*, 142 (2), 615--635.

Laroque G. et B. Salanié (2002): "Labour market institutions and employment in France", *Journal of Applied Econometrics*, 17, 25-48

Laurent T. et Y. L'Horty (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'Evry, mai.

Lee, D.S. (2008): "Randomized experiments from non-random selection in U.S. House elections", *Journal of Econometrics*, 142(2), 675-697

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

Lee, D.S. et T. Lemieux (2010): "Regression discontinuity designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 48, 281—355

Lelièvre, M. and E. Nauze-Fichet (2008), *RMI, l'état des lieux: 1988-2008* (Ed. La Découverte, 2008).

Lemieux, T. et K. Milligan (2008): "Incentive effects of social assistance: a regression discontinuity approach", *Journal of Econometrics*, 142(2), 807—828

Mongin, P. (2008): "Sur le Revenu de Solidarité Active", *Revue d'Economie Politique*, 118(4)

Mulligan, C. B. (1999): "Substitution over Time: Another Look at Lifecycle Labor Supply", In Bernanke and Rotemberg, eds. *NBER Macroeconomics Annual* 13, 75-134

Piketty, T. (1998): "L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels: une estimation pour le cas français.", *Economie et Prévision* 132/133, 1-35.

Piketty, T. (2005): "L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France, 1982--2002". In: Lefevre, Cécile (Ed.), *Histoires de familles, histoires familiales*, Les Cahiers de l'INED, vol. 156, pp. 79--109.

Scholz, J. K. et K. Levine (2001): "The evolution of income support policy", in *Understanding Poverty*, Danziger and Haveman (eds.), 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*, 92, 10-11, 2036-47.

Wasmer, E. et M. Chemin (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.

Références complémentaires

Bourgeois, C. and C. Tavan (2010): "Le revenu de solidarité active: principes de construction et effets attendus", *Economie et Prévision*, 2010(1), 123-130.

Dubet, F. and A. Vérétoit (2001): "Une réduction de la rationalité de l'acteur : pourquoi sortir du RMI ?", *Revue Française de Sociologie*, 42, 3, 407-436.

Fabre, V. and O. Sautory (2009): "Enquête sur les expérimentations du RSA : Premiers résultats", DREES, Série Etudes et Recherche, 87.

Guillemot, D., P. Pétour and H. Zajdela (2002): "Trappe à chômage ou trappe à pauvreté: Quel est le sort des allocataires du RMI ?", *Revue économique*, 53 (6), 1235-1252

Outin, J-L. (2000): "Pour une approche élargie des effets désincitatifs des prestations sociales, Colloque working poor, CSERC, Evry, 29 mai 2000.

Annexe A : 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, les communes de moins de 10 000 habitants réalisent une enquête de recensement portant sur toute la population, à raison d'une commune sur cinq chaque année. 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 rapport), puisque le plan de sondage stratifié permet d'assurer leur caractère représentatif.

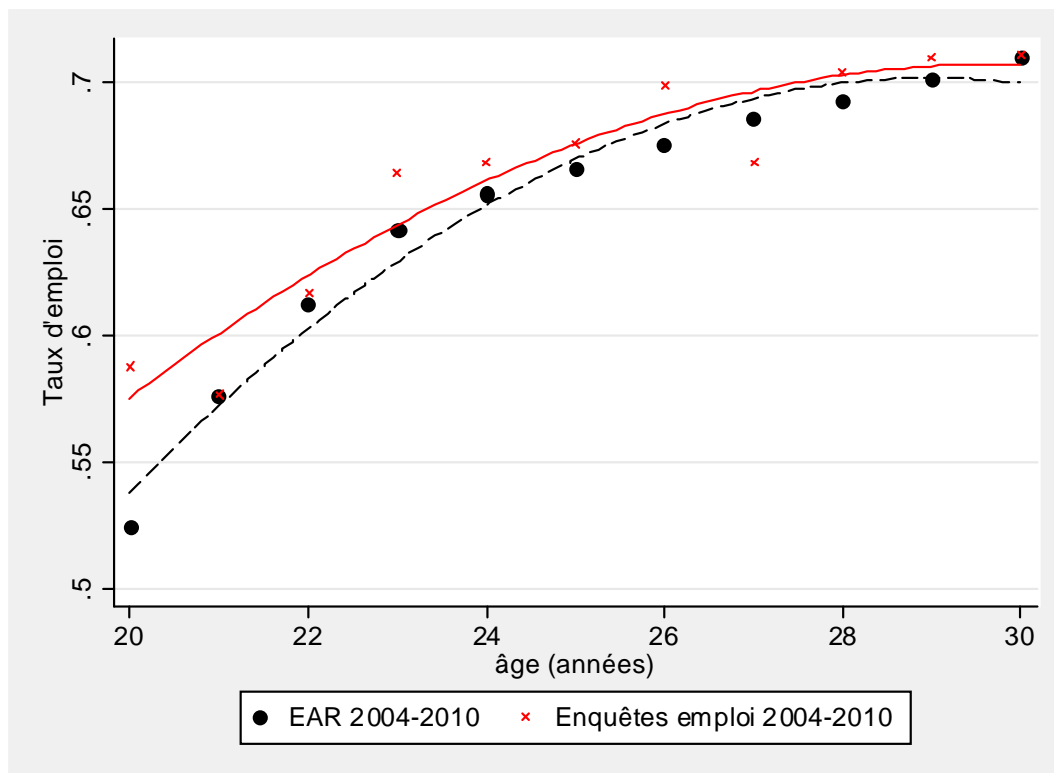
Toutefois, pour des raisons de difficultés de collecte, le plan de sondage n'assure pas une représentativité annuelle des personnes vivant en collectivités - foyers, résidences universitaires, maisons de retraite, etc. (celle-ci est en revanche assurée sur un cycle de 5 enquêtes). Pour cette raison, nous retenons dans ce rapport les ménages dits « ordinaires », c'est-à-dire ceux qui vivent en dehors des collectivités.

Par ailleurs, dans le cadre de ce rapport, 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)²⁵. 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 rapport, puisque nous comparons les taux d'emploi des jeunes de différents âges. La figure A.1 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.

²⁵ 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.

Figure A.1 : Taux d'emploi : comparaison entre les EAR et l'enquête Emploi



Champ : jeunes de 20 à 30 ans, diplômés au maximum du BEP/CAP, hors étudiants

Note : pour les enquêtes Emploi, seuls les premiers et quatrième trimestres d'enquête sont inclus, pour se rapprocher de la période d'enquête des EAR (centrée sur la mois de janvier de chaque année).

Annexe B : Résultats complémentaires

1°) Résultats sur des populations plus larges

Figure B1 : Effet Potentiel du RMI, 2004-2009 (au mieux le Baccalauréat)

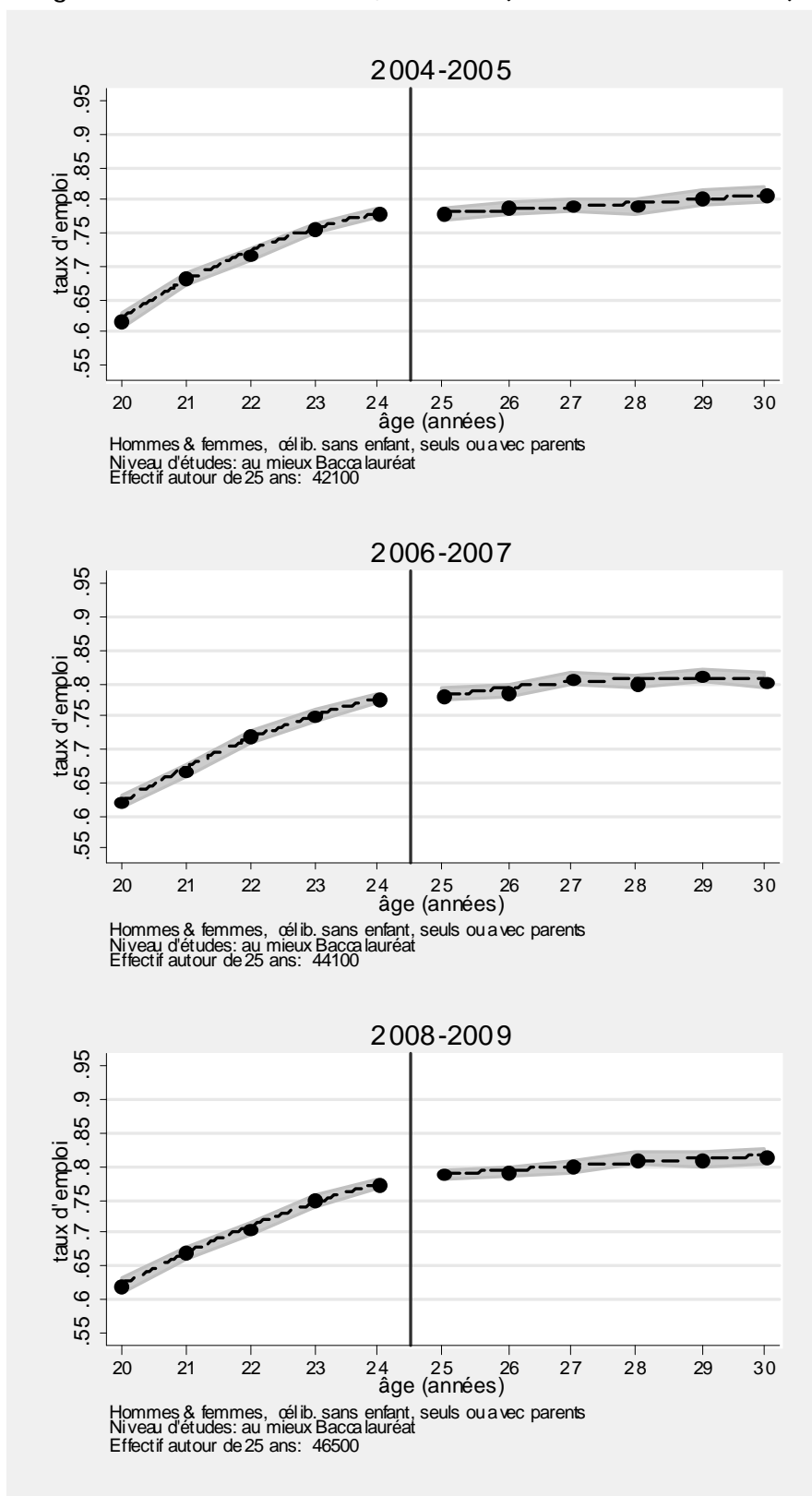


Figure B1bis : Effets Potentiels du RMI et RSA (au mieux le Baccalauréat)

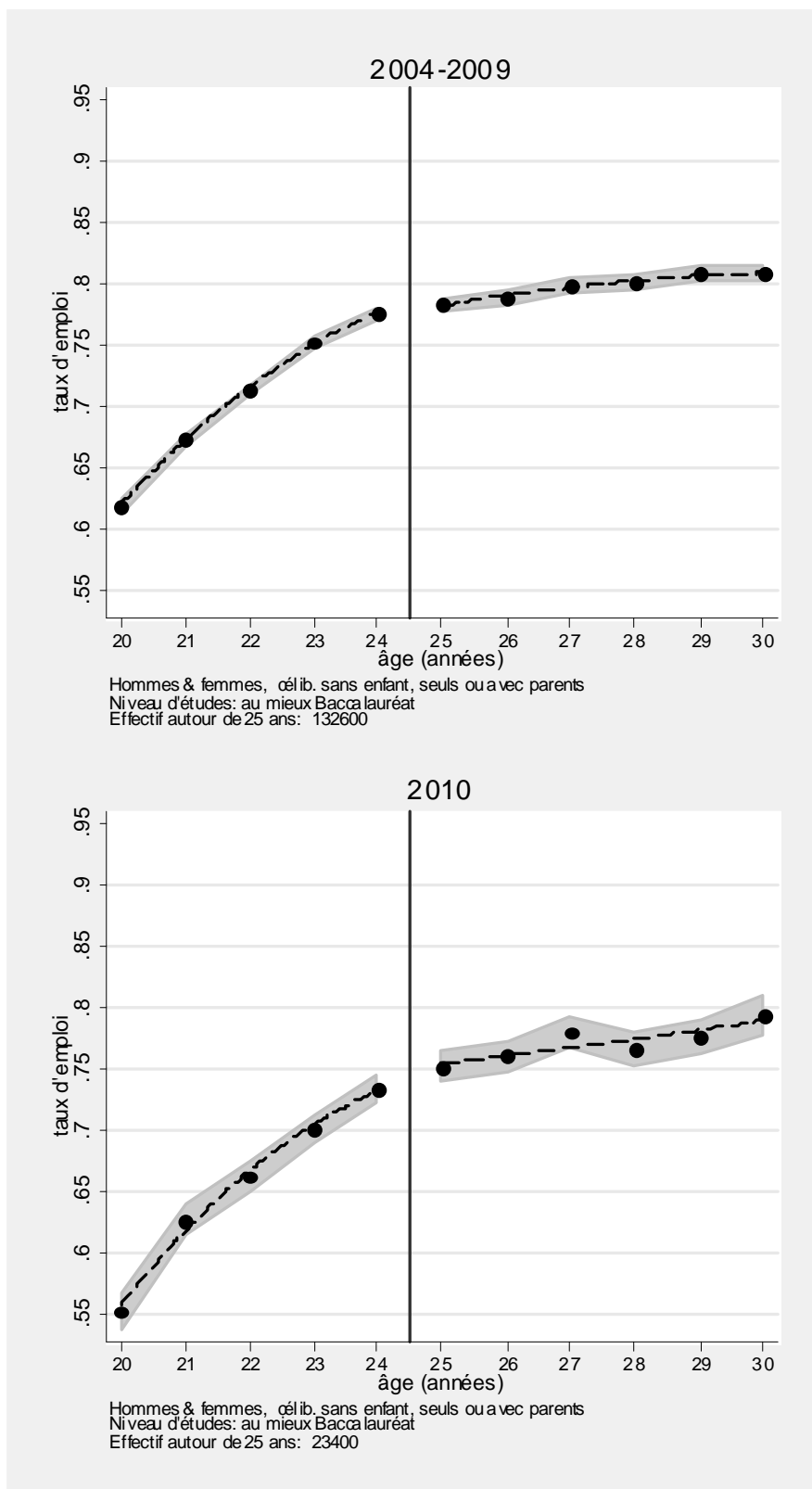


Figure B2 : Effet Potentiel du RMI, 2004-2009 (sans enfant)

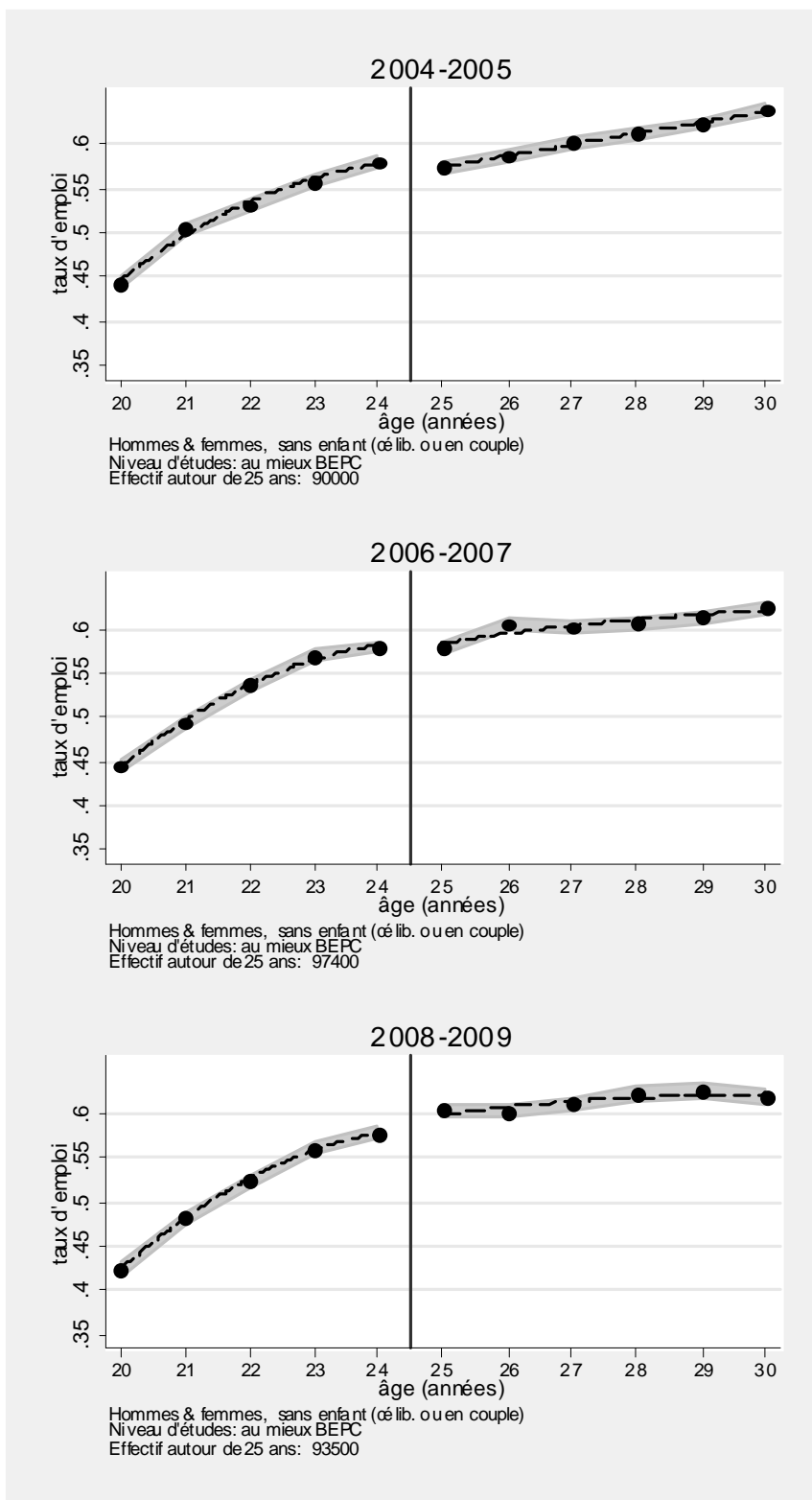
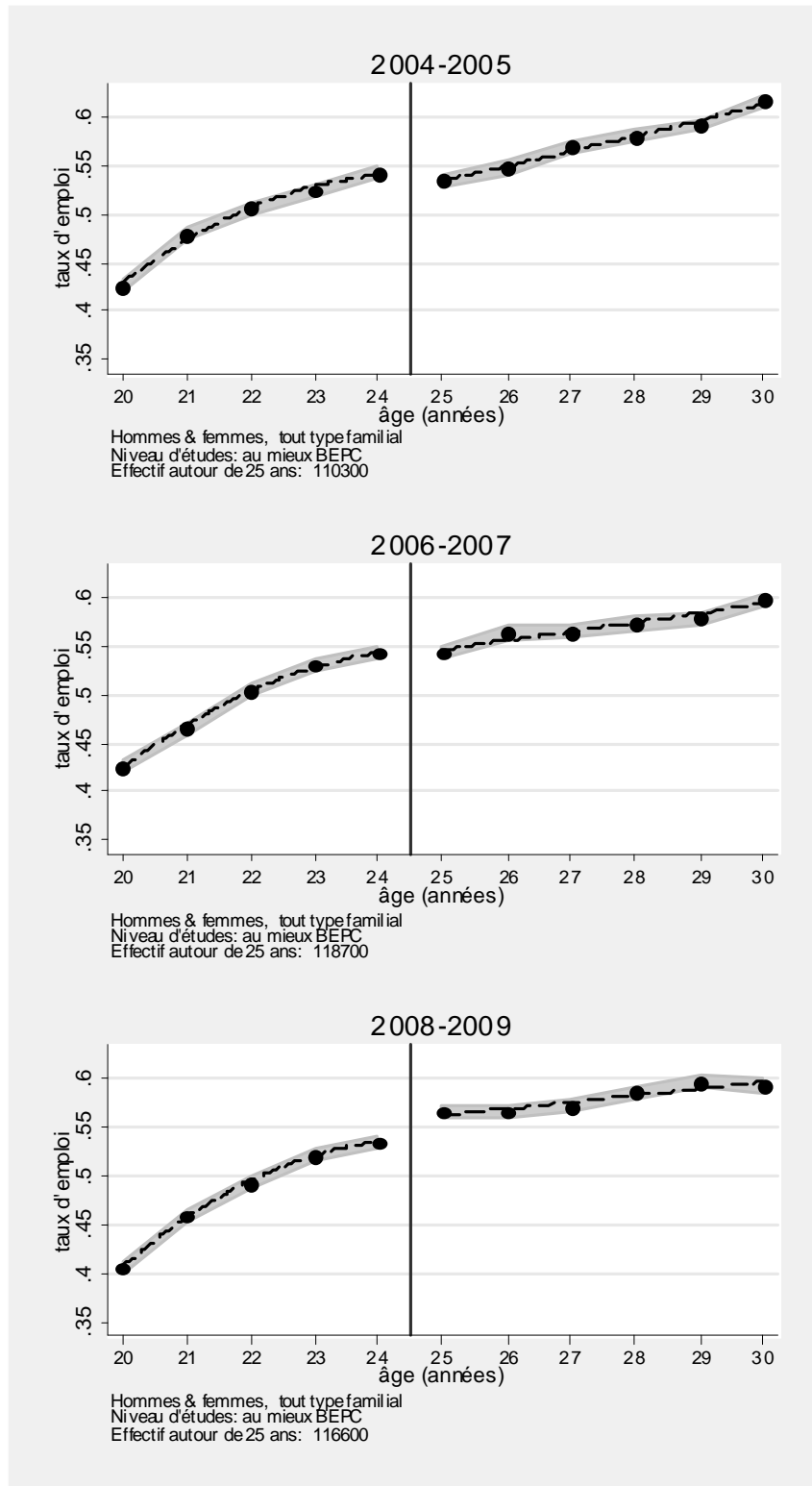


Figure B3 : Effet Potentiel du RMI, 2004-2009 (tous types familiaux)



2°) Résultats sur le taux d'emploi à temps partiel

Tab B.1 : Effet Potentiel du RMI et du RSA sur le taux d'emploi à temps partiel

Fonction polynomiale de l'âge:	2004-05 (1)	2006-07 (2)	2008-09 (3)	2004-09 # (4)	2010 (5)	Difference (5) - (4)
Quadratique	-0.013 * (0.008)	-0.018 *** (0.005)	-0.002 (0.007)	-0.010 *** (0.003)	-0.027 *** (0.009)	-0.017 * (0.009)
Cubique	-0.018 (0.011)	-0.018 *** (0.006)	-0.008 (0.009)	-0.015 *** (0.004)	-0.010 (0.007)	0.005 (0.009)
Spline linéaire	-0.015 * (0.008)	-0.020 *** (0.006)	-0.002 (0.007)	-0.010 ** (0.004)	-0.026 *** (0.009)	-0.016 * (0.009)
Spline quadratique	-0.016 (0.012)	-0.017 *** (0.005)	-0.007 (0.011)	-0.015 *** (0.005)	-0.007 (0.009)	0.008 (0.010)

Note: niveau de significativité statistique de 1%, 5%, 10% indiqué respectivement par ***, ** et *.

Sélection: jeunes célibataires sans enfant, BEPC au mieux (ou Lycée non fini)

#: avec effet cohorte.

Figure B4 : Effet Potentiel du RMI/RSA sur le Temps Partiel

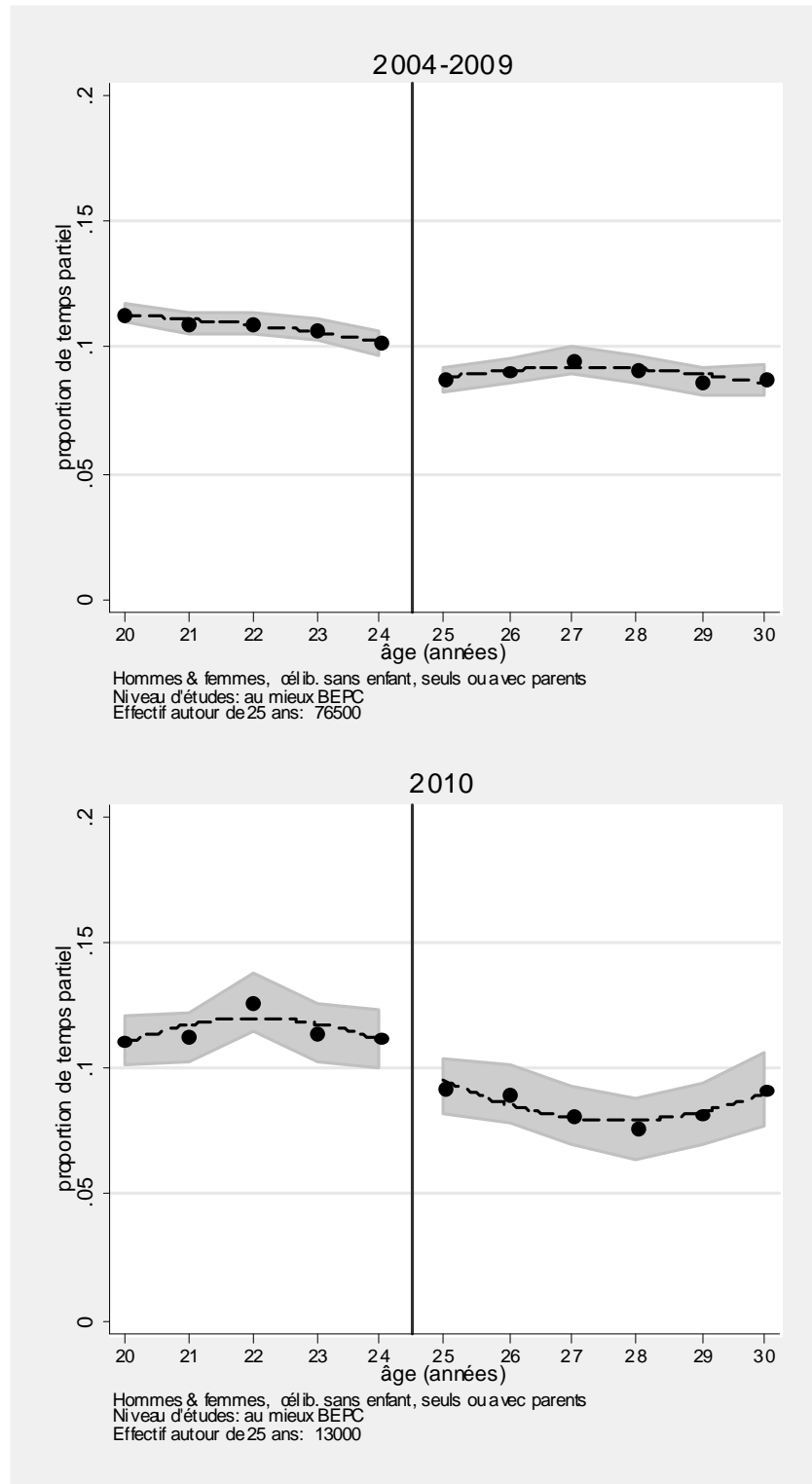
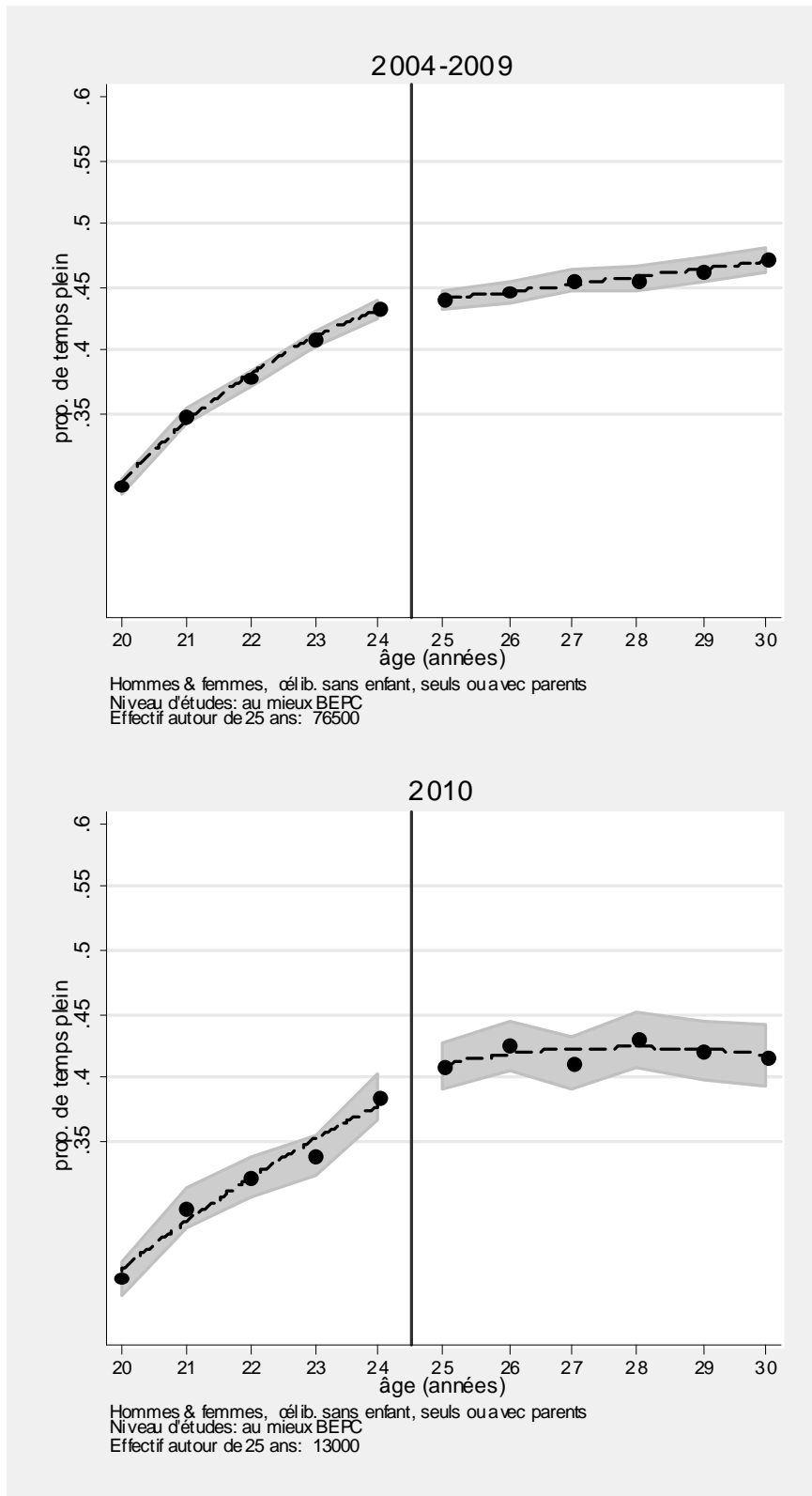


Figure B4bis : Effet Potentiel du RMI/RSA sur le Temps Complet



3°) Absence d'autres discontinuités à 25 ans

Figure B5a : Taux d'Emploi en Contrats Aidés (hors apprentissage)

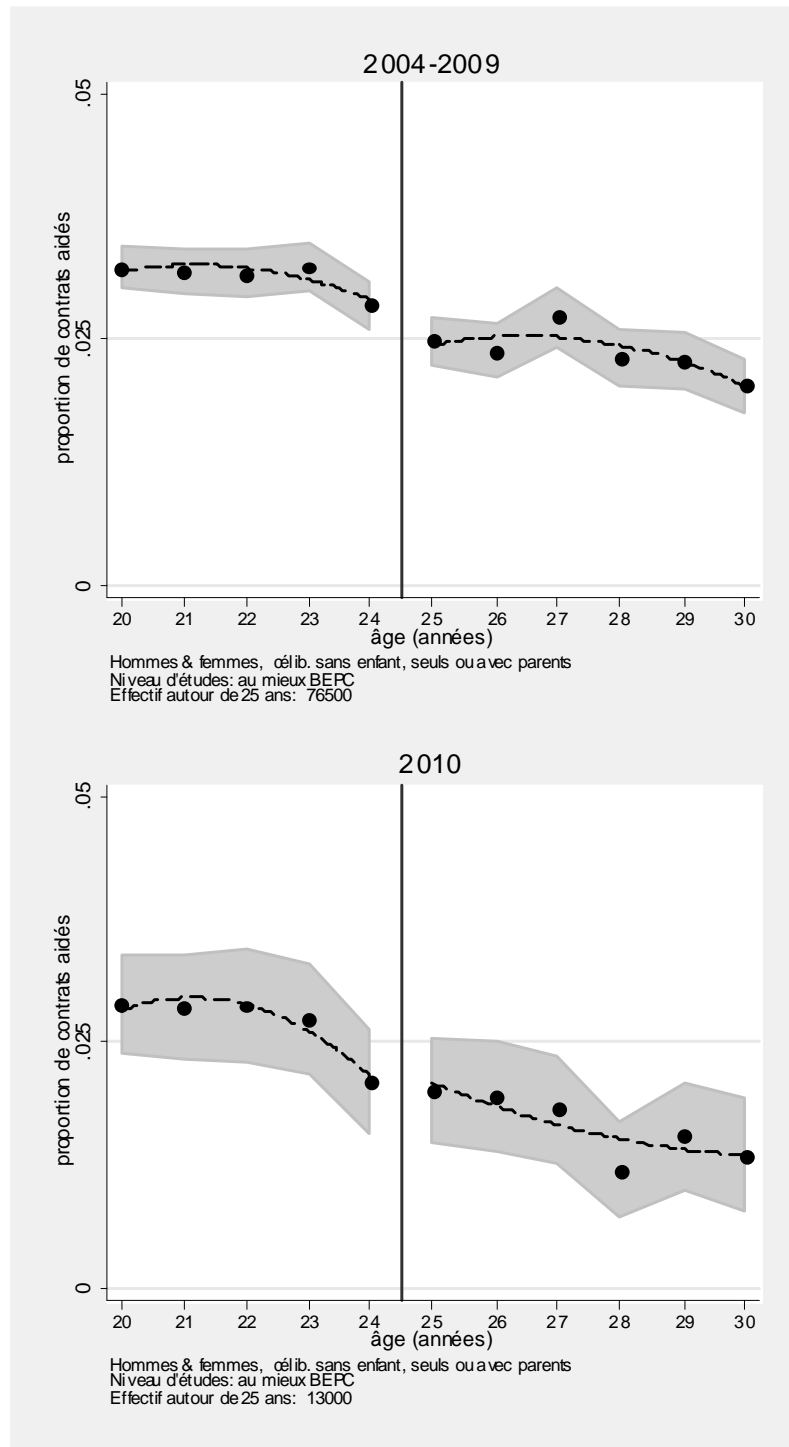
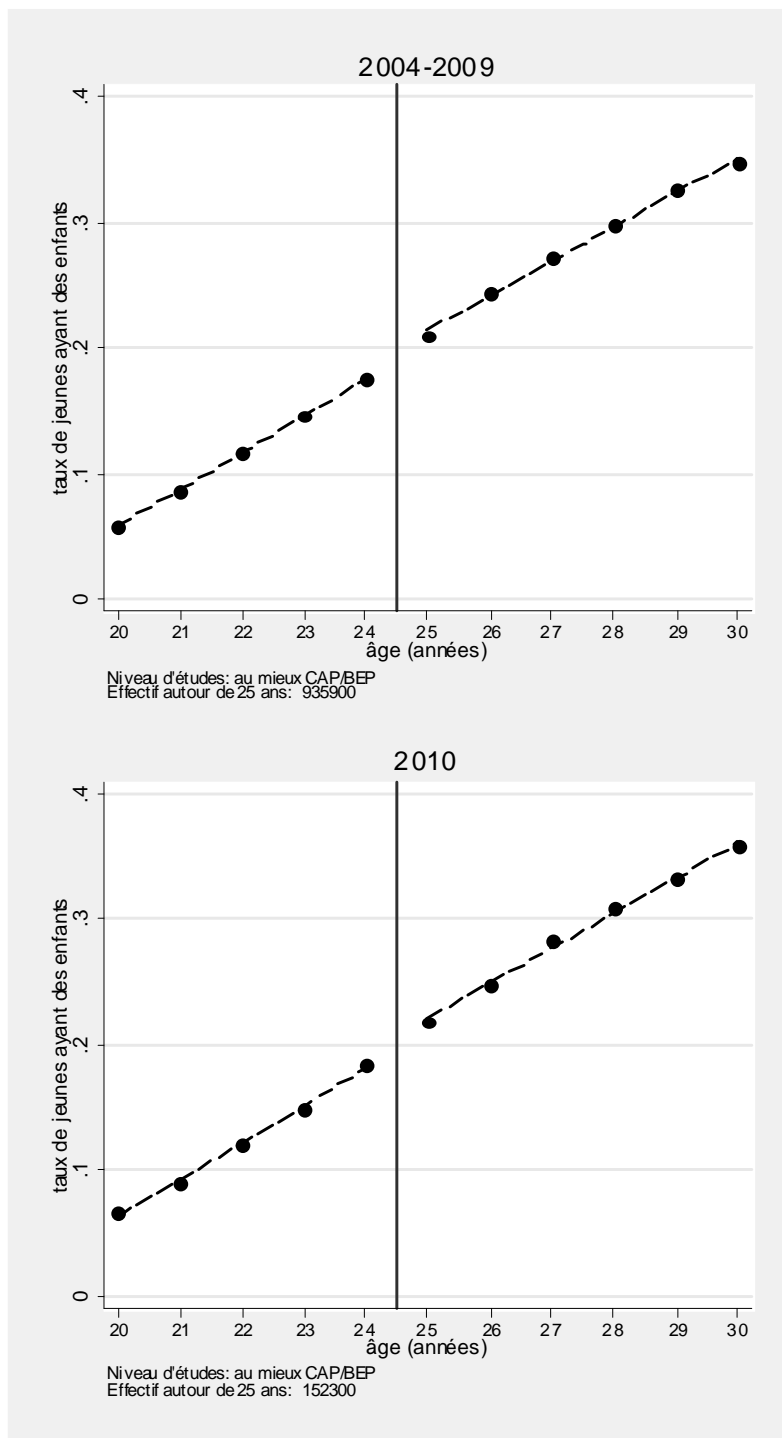


Figure B5b : Proportion de jeunes ayant des enfants



4°) Principaux résultats sur les hommes seuls

Les graphiques suivants reproduisent les Figures 3a-4b pour les hommes seulement.

Figure B6a : Effet Potentiel du RMI, 2004-2009 (au mieux un BEPC)

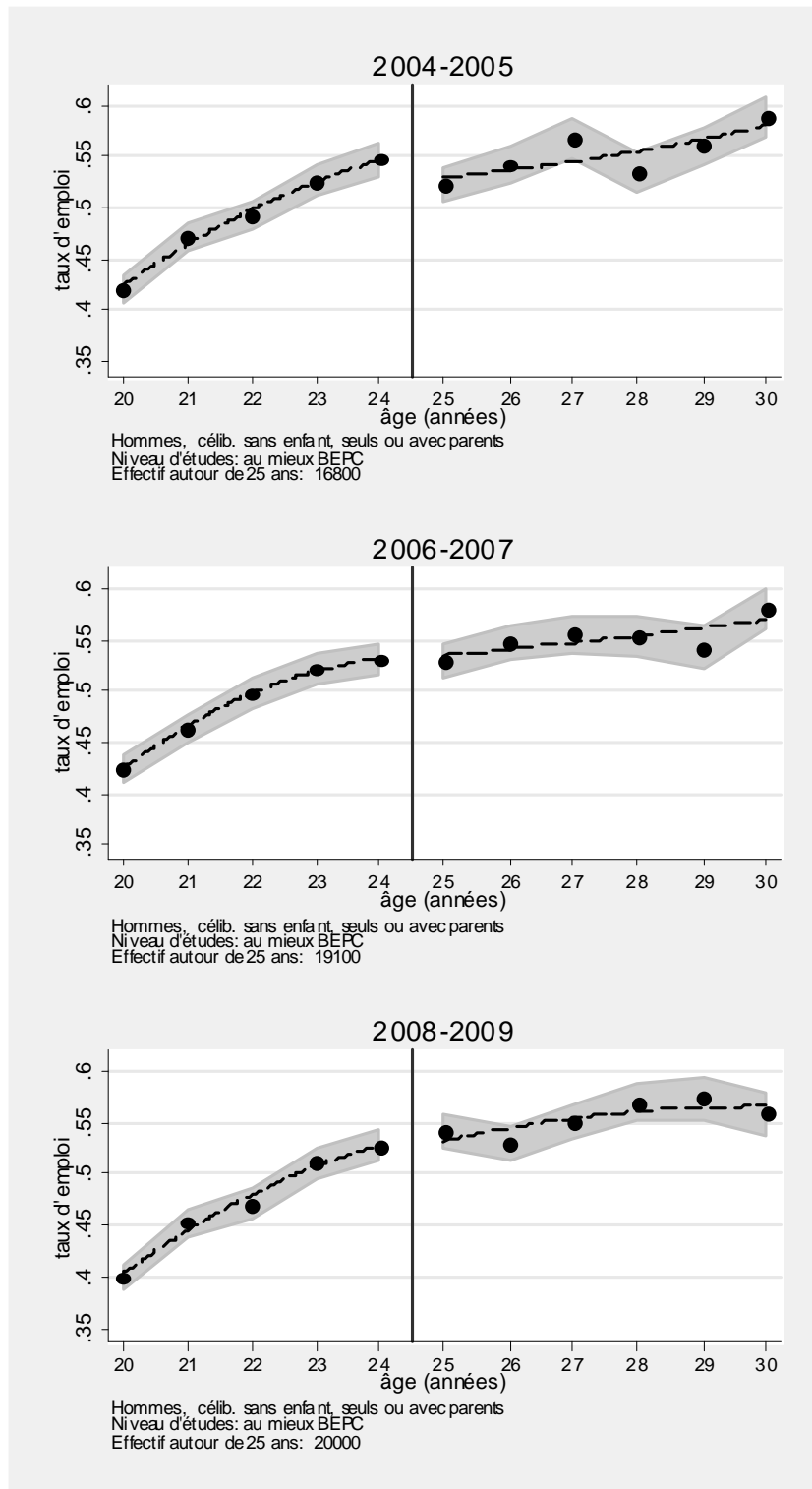


Figure B6b : Effet Potentiel du RMI, 2004-2009 (au mieux BEP/CAP)

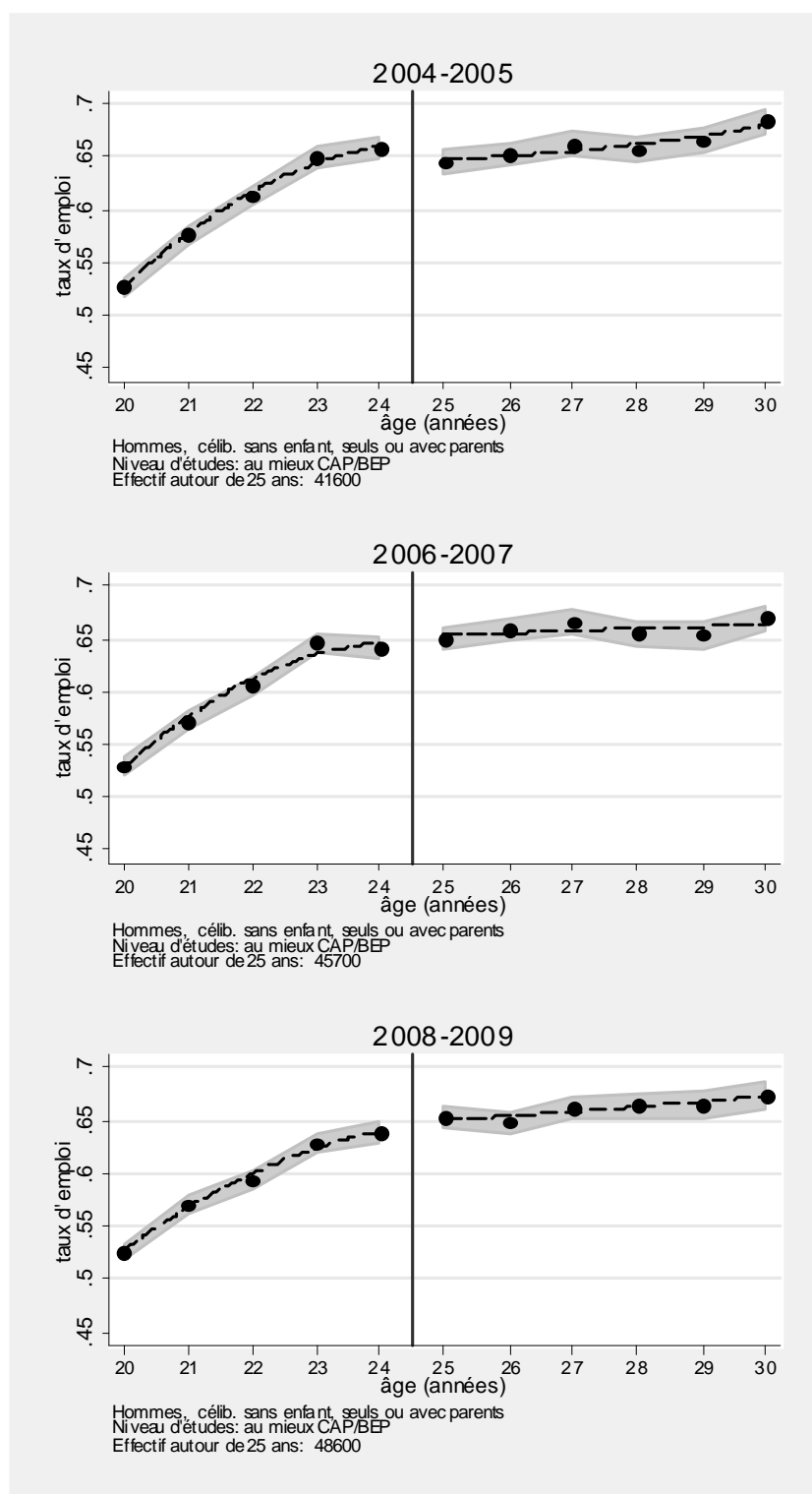


Figure B7a : Effets Potentiels du RMI en 2004-09 et RSA en 2010
(au mieux BEPC)

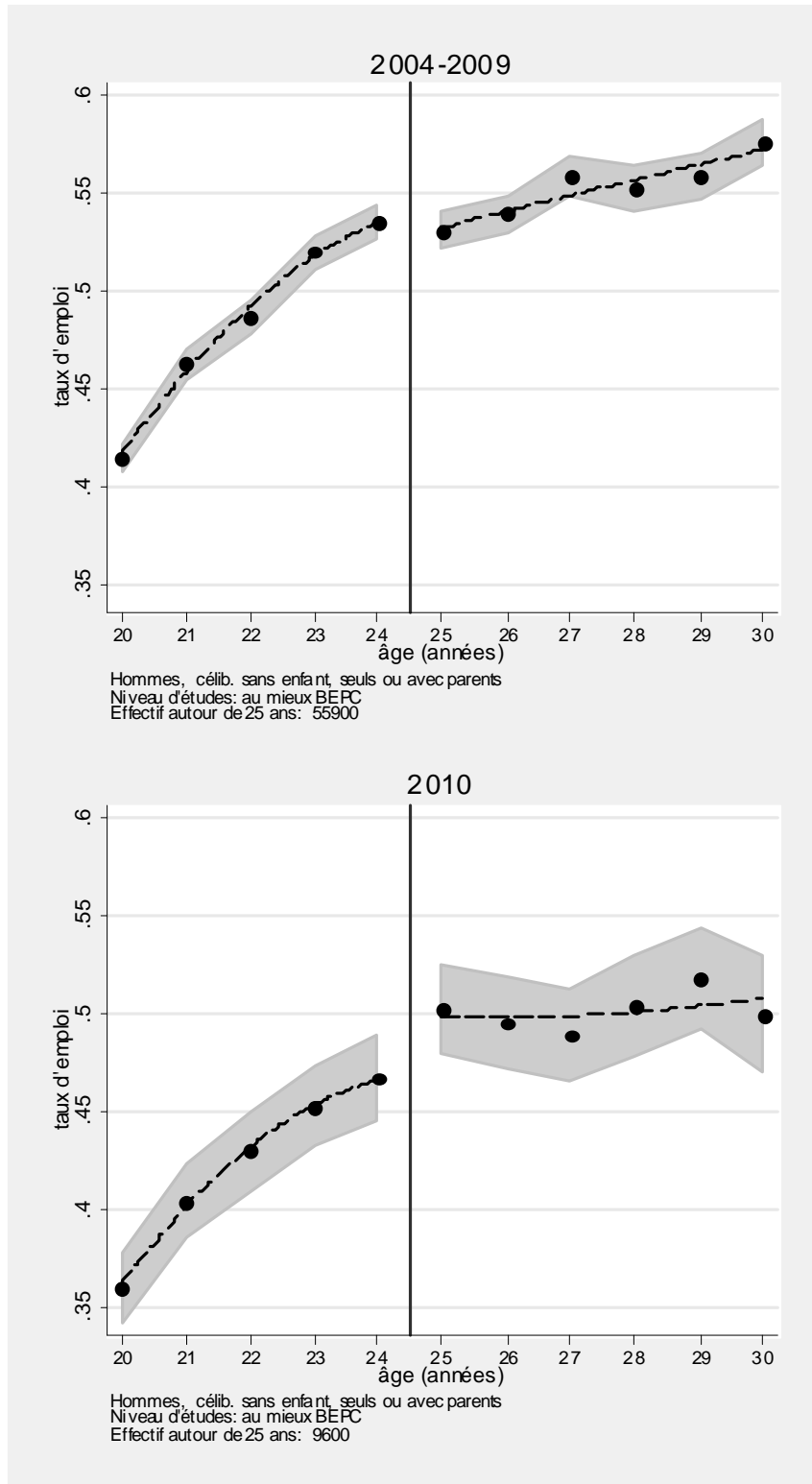
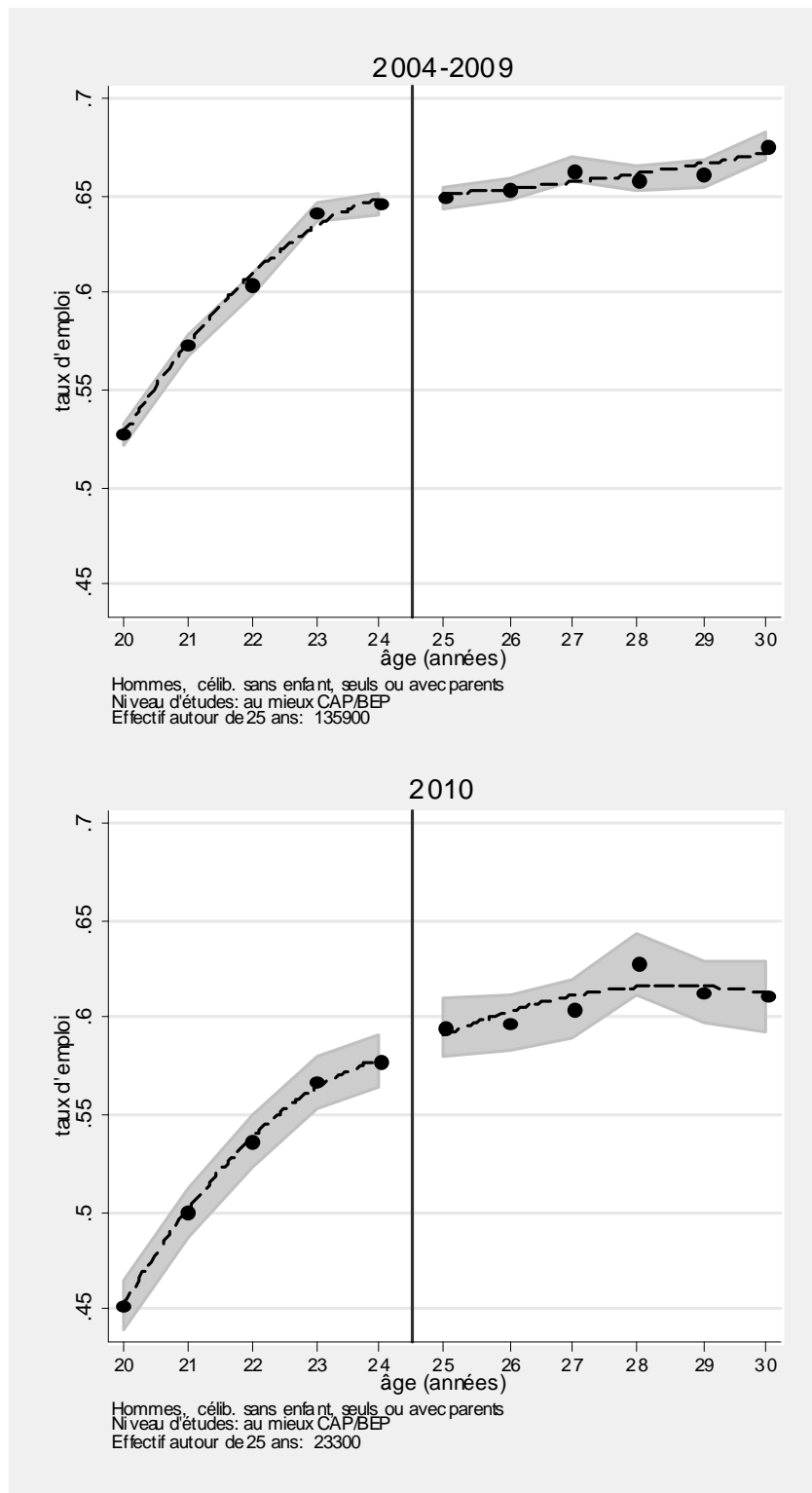


Figure B7b : Effets Potentiels du RMI en 2004-09 et RSA en 2010
(au mieux BEPC)



Annexe C : 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 rapport 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 deux autres tests qui attestent de la robustesse de nos résultats. Les résultats de ces tests figurent en annexe du présent rapport.

Le premier test (Tableau C.1) 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 (modélisation principale), et de 22 à 27 ans. Nous voyons que les estimateurs ponctuels demeurent dans le même intervalle que dans l'estimation principale, c'est-à-dire entre 1.4 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 permet de construire une sorte de « test placebo ». Nous vérifions que les résultats des régressions ne sont plus significatifs lorsque l'on définit le traitement à d'autres âges qu'à 25 ans (24 et 26 ans), alors qu'il n'y a pas de discontinuité par rapport aux aides sociales à ces âges.

Tab C.1 : Effets Potentiels du RMI /RSA : Variation de l'Intervalle d'Age

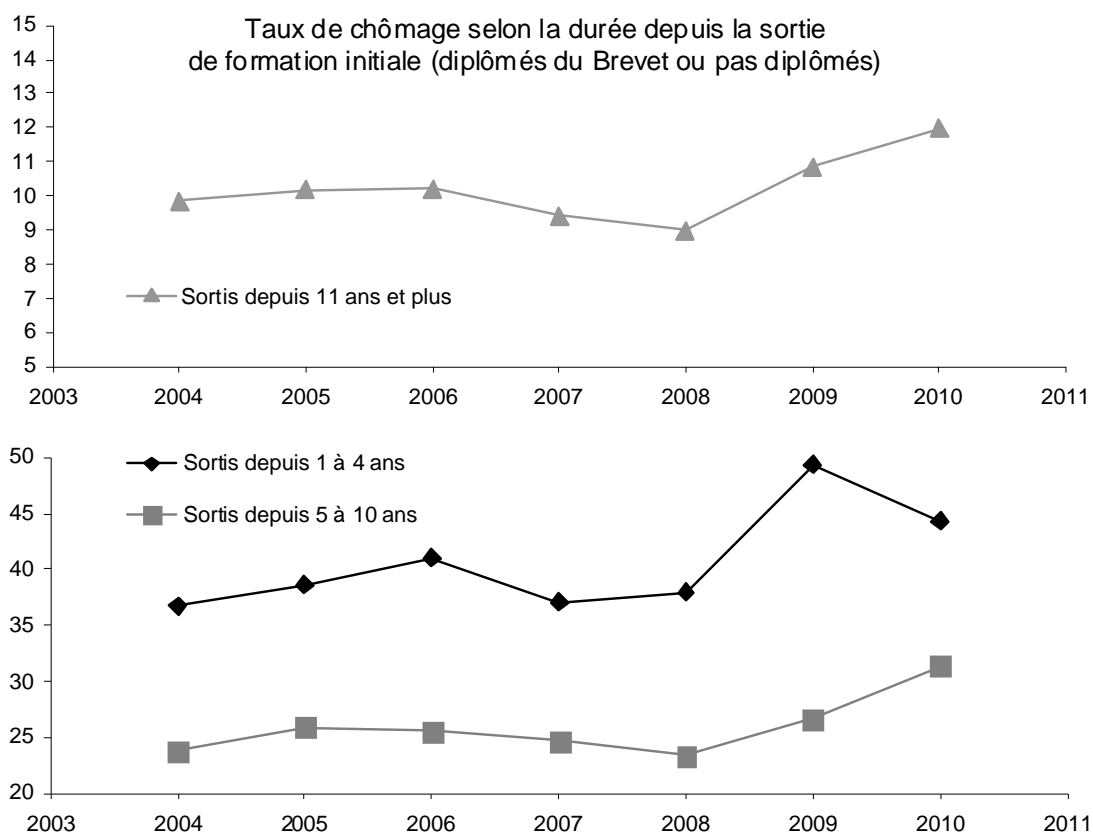
Intervalle d'âge:	Fonction polynomiale de l'âge:	2004-09 #	2010	Difference
20 - 30	Quadratique	-0.029 *** (0.009)	-0.014 (0.016)	0.015 (0.018)
	Cubique	-0.020 * (0.011)	0.009 (0.018)	0.030 (0.021)
	Spline linéaire	-0.017 * (0.009)	0.005 (0.016)	0.022 (0.018)
	Spline quadratique	-0.019 (0.015)	0.020 (0.026)	0.039 (0.030)
18 - 31	Quadratique	-0.041 *** (0.009)	-0.035 * (0.019)	0.006 (0.021)
	Cubique	-0.017 * (0.009)	0.009 (0.014)	0.025 (0.017)
	Spline linéaire	-0.028 *** (0.010)	-0.019 (0.025)	0.009 (0.027)
	Spline quadratique	-0.016 (0.013)	0.028 (0.020)	0.044 * (0.024)
22 - 27	Quadratique	-0.020 ** (0.010)	0.002 (0.014)	0.022 (0.017)
	Cubique	-0.026 (0.016)	-0.002 (0.018)	0.024 (0.024)
	Spline linéaire	-0.014 (0.011)	0.017 (0.011)	0.030 ** (0.015)
	Spline quadratique	-0.030 (0.025)	0.007 (0.019)	0.037 (0.031)

Note: niveau de significativité statistique de 1%, 5%, 10% indiqué respectivement par ***, ** et *.

Sélection: jeunes célibataires sans enfant, BEPC au mieux (ou Lycée non fini)

#: Les estimations sur 2004-09 incluent un effet cohorte.

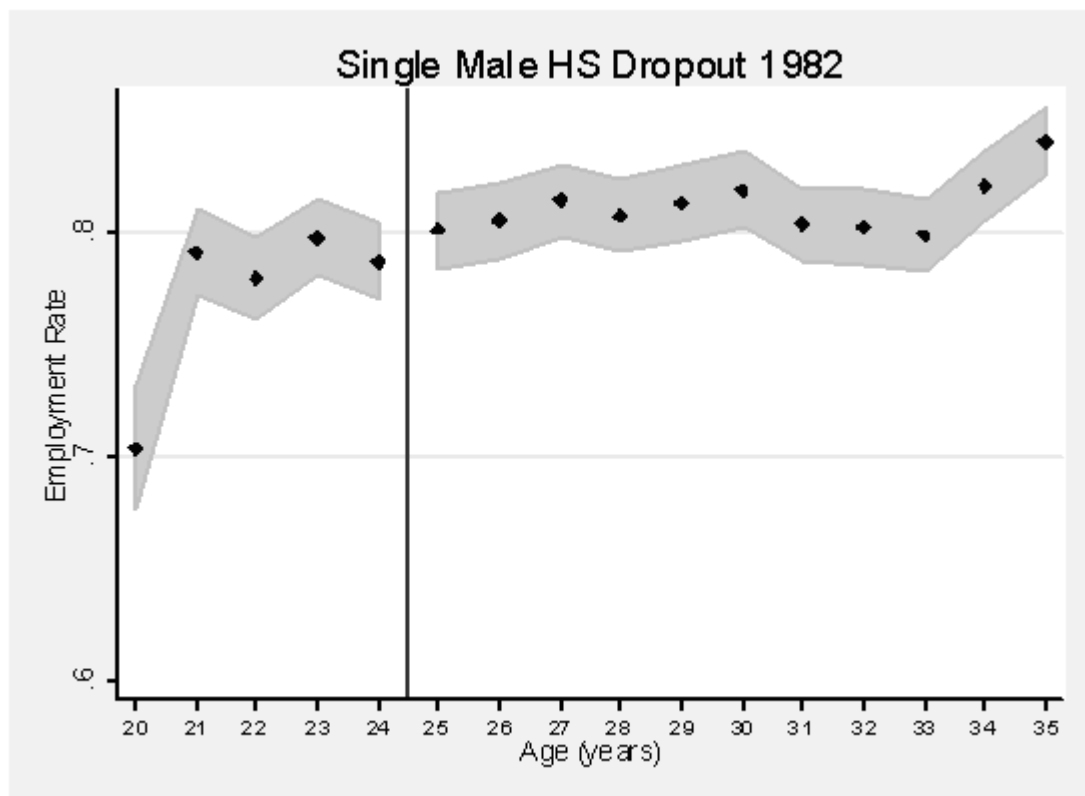
Annexe D : Taux de chômage



Source : Insee, enquêtes Emploi.


Définition du chômage : interprétation communautaire d'Eurostat adoptée par l'Insee depuis 2007

Annexe E : Taux d'emploi des jeunes célibataires sans diplôme, en 1982, avant la mise en place du RMI




Hommes, célibataires sans enfants, vivant seuls
Niveau d'étude au mieux BEPC
Source : recensement exhaustif de la population au 1/4.

Annexe F : Questionnaire individu de l'enquête annuelle de recensement



Recensement de la population - 2010

Bulletin individuel



Exemple : DUPAS, épouse MAURIN

Nom : _____

Prénom : _____

Adresse : _____

Cadre à remplir par l'agent recenseur

commune _____

dépt [] [] commune [] [] [] []

1 Sexe Masculin 1 Féminin 2

2 Date et lieu de naissance

Né(e) le : [] [] [] [] [] [] [] [] [] []

jour mois année

à : _____

commune (et arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille)

[] [] [] [] [] [] [] [] [] []

département n° DOM pays pour l'étranger, territoire pour les TOM

Si vous êtes né(e) à l'étranger, en quelle année êtes-vous arrivé(e) en France ? [] [] [] []

année

3 Quelle est votre nationalité ?

- Française
 - Vous êtes né(e) français(e)..... 1
 - Vous êtes devenu(e) français(e) (par exemple : par naturalisation, par déclaration, à votre majorité) 2

↳ Indiquez votre nationalité à la naissance :

- Étrangère 3

↳ Indiquez votre nationalité : _____

4 Êtes-vous inscrit(e) dans un établissement d'enseignement pour l'année scolaire en cours ?

Y compris apprentissage ou études supérieures.

Oui 1 Non 2

↳ Si oui, où est situé cet établissement d'enseignement ?

- Dans la commune où vous résidez (ou dans le même arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille) . . . 1
- Dans une autre commune (ou un autre arrondissement) . . . 2

↳ Indiquez cette autre commune :

commune (et arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille) département n° DOM

5 Où habitez-vous le 1^{er} janvier 2005 ?

Les enfants nés après cette date ne sont pas concernés.

- Dans le même logement que maintenant 1
- Dans un autre logement de la même commune (ou du même arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille) . . . 2
- Dans une autre commune (ou un autre arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille) 3

↳ Indiquez cette autre commune :

commune (et arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille)

[] [] [] [] [] [] [] [] [] []

département n° DOM pays pour l'étranger, territoire pour les TOM

6 La suite du questionnaire s'adresse aux personnes de 14 ans ou plus.

7 Vivez-vous en couple ? Oui 1 Non 2

8 Quel est votre état matrimonial légal ?

- Célibataire (jamais légalement marié(e))..... 1
- Marié(e) (ou séparé(e) mais non divorcé(e))..... 2
- Veuf, veuve 3
- Divorcé(e)..... 4

9 Quel(s) diplôme(s) avez-vous ?

- Vous n'avez pas été scolarisé(e)..... 01
- Aucun diplôme mais scolarité jusqu'en école primaire ou au collège..... 02
- Aucun diplôme mais scolarité au-delà du collège..... 03
- CEP (certificat d'études primaires)..... 11
- BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges..... 12
- CAP, brevet de compagnon..... 13
- BEP..... 14
- Baccalauréat général, brevet supérieur..... 15
- Baccalauréat technologique ou professionnel, brevet professionnel ou de technicien, BEA, BEC, BEI, BEH, capacité en droit..... 16
- Diplôme de 1^{er} cycle universitaire, BTS, DUT, diplôme des professions sociales ou de la santé, d'infirmier(ère)..... 17
- Diplôme de 2^e ou 3^e cycle universitaire (y compris médecine, pharmacie, dentaire), diplôme d'ingénieur, d'une grande école, doctorat, etc. . . 18

10 Quelle est votre situation principale ?

Ne cochez qu'une seule case.

- Emploi (salariné ou à votre compte, y compris aide d'une personne dans son travail) 1
- ↳ cochez puis passez en **17**.....
- Apprentissage sous contrat ou stage rémunéré 2
- ↳ cochez puis passez en **17**.....
- Études (élève, étudiant) ou stage non rémunéré 3
- Chômage (inscrit ou non à l'ANPE)..... 4
- Retraite ou préretraite (ancien salarié ou ancien indépendant) 5
- Femme ou homme au foyer..... 6
- Autre situation..... 7

11 Travaillez-vous actuellement ?

Si vous avez un emploi occasionnel ou de très courte durée, ou si vous êtes en apprentissage ou en stage rémunéré, cochez « Oui ». Si vous êtes en congé maladie ou de maternité, cochez « Oui ».

- Oui 1
- ↳ cochez puis passez en **17**.....
- Non 2
- ↳ cochez puis passez en **12**.....

Imprimé n° 3

Continuez page suivante et n'oubliez pas de signer →

12 Si vous ne travaillez pas actuellement, répondez aux questions 13 à 16.

13 Avez-vous déjà travaillé ?
• Oui 1
• Non → cochez puis passez à la question 16 2

14 Étiez-vous :
• salarié(e) ou stagiaire rémunéré ? 1
• indépendant ou à votre compte ? 2
• Vous aidiez une personne dans son travail sans être rémunéré(e) 3

15 Quelle était votre profession principale ?
.....

16 Cherchez-vous un emploi ?
• Oui, depuis moins d'un an 1
• Oui, depuis un an ou plus 2
• Non 3

17 La suite du questionnaire s'adresse aux personnes qui travaillent actuellement.
Si vous exercez plusieurs emplois, décrivez uniquement votre emploi principal aux questions 18 à 30.

18 Quel est le nom de l'établissement qui vous emploie ou que vous dirigez ?
Si vous êtes *intérimaire*, précisez le nom de l'établissement où vous faites votre mission. Si vous êtes à *votre compte*, inscrivez le nom de l'entreprise ou votre nom.
.....

19 Quelle est l'activité de cet établissement ?
Soyez très précis (par exemple : « RÉPARATION AUTOMOBILE »). S'il s'agit d'une *exploitation agricole*, précisez également l'orientation des productions (vigne, élevage de volailles, etc.).
.....

20 Quelle est l'adresse de votre lieu de travail ?
Indiquez l'endroit où vous commencez habituellement votre travail (exemple : 18, boulevard Pasteur).
Si cet endroit n'est pas fixe, notez « variable ».
Si vous travaillez à votre domicile, notez « à domicile ».
Si vous travaillez chez un particulier, notez « particulier ».
.....

Est-ce dans la commune où vous résidez ?
(ou dans l'arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille)
Oui 1 Non 2

Si non, indiquez la commune où vous travaillez :

.....
commune (et arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille)
département n° DOM pays pour l'étranger

21 Quel mode de transport principal utilisez-vous le plus souvent pour aller travailler ?
• Pas de transport 1
• Marche à pied 2
• Deux-roues 3
• Voiture, camion ou fourgonnette 4
• Transports en commun 5

22 Occupez-vous votre emploi :
à temps complet ? 1 à temps partiel ? 2

23 Êtes-vous :
• indépendant ou à votre compte ? 1
• chef d'entreprise salarié, PDG, gérant(e) minoritaire de SARL ? 2
• salarié(e) ? → cochez puis passez en 25 3
• Vous aidez une personne dans son travail sans être rémunéré(e) 4

24 Si vous êtes à votre compte ou chef d'entreprise combien de salariés employez-vous ?
Aucun 0 1 à 9 1 10 ou plus 2

25 Si vous n'êtes pas salarié, quelle est votre profession ?
Soyez précis. Par exemple : « FLEURISTE » (et non « COMMERÇANT »).
.....

26 La suite du questionnaire s'adresse aux salariés.

27 Quel est votre type de contrat ou d'emploi ?
• Emploi sans limite de durée, CDI (contrat à durée indéterminée), titulaire de la fonction publique 1
• Contrat d'apprentissage 2
• Placé par une agence d'intérim 3
• Stage rémunéré en entreprise 4
• Emploi jeune, CES, contrat de qualification ou autre emploi aide 5
• Autre emploi à durée limitée, CDD (contrat à durée déterminée), contrat court, saisonnier, vacataire, etc. 6

28 Dans votre emploi, êtes-vous :
• manoeuvre, ouvrier spécialisé ? 1
• ouvrier qualifié ou hautement qualifié, technicien d'atelier ? 2
• technicien (non cadre) ? 3
• agent de catégorie B de la fonction publique ? 4
• agent de maîtrise, maîtrise administrative ou commerciale, VRP ? 5
• agent de catégorie A de la fonction publique ? 6
• ingénieur, cadre d'entreprise ? 7
• agent de catégorie C ou D de la fonction publique ? 8
• employé (par exemple : de bureau, de commerce, de la restauration, de maison) ? 9

29 Quelle est votre profession principale ?
Soyez précis. Par exemple : « CAISSIÈRE » (et non « EMPLOYÉE »), « CHEF DE SERVICE CLIENTÈLE » (et non « CADRE »).
Si vous êtes agent de la fonction publique d'État, territoriale ou hospitalière, indiquez votre grade (corps, catégorie, etc.).
.....

30 Dans votre emploi, quelle est votre fonction principale ?
• Production, exploitation, chantier 1
• Installation, réparation, maintenance 2
• Gestion, comptabilité 3
• Études, recherche 4
• Autre : commerciale, secrétariat, logistique, etc. 5

Merci pour votre participation

Vu l'avis favorable du Conseil national de l'Information statistique, et en application de la loi n°51-711 du 7 juin 1951 modifiée, cette enquête, reconnue d'intérêt général et de qualité statistique, est obligatoire. Les réponses sont protégées par le secret statistique et destinées à l'élaboration de statistiques sur la population et les logements.
VISA n°2009A001EC du ministre chargé de l'Économie, valable de 2009 à 2013.
En application de la loi n°2002-276 du 27 février 2002, l'enquête de recensement est placée sous la responsabilité de l'Insee et des communes ou des établissements publics de coopération intercommunale.
La loi n°78-17 du 6 janvier 1978 modifiée garantit aux personnes enquêtées un droit d'accès et de rectification pour les données les concernant. Ce droit peut être exercé auprès des directions régionales de l'Insee.

Date :
Signature :

9000918

IMPRIMERIE NATIONALE