

Le service militaire et l'insertion professionnelle des jeunes suivant leur niveau d'étude : les leçons de la suspension de la conscription.

Pierre Granier, Olivier Joseph, Xavier Joutard

▶ **To cite this version:**

Pierre Granier, Olivier Joseph, Xavier Joutard. Le service militaire et l'insertion professionnelle des jeunes suivant leur niveau d'étude : les leçons de la suspension de la conscription.. 2008. halshs-00349409

HAL Id: halshs-00349409
https://shs.hal.science/halshs-00349409

Preprint submitted on 30 Dec 2008

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

GREQAM

Groupement de Recherche en Economie
Quantitative d'Aix-Marseille - UMR-CNRS 6579
Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales
Universités d'Aix-Marseille II et III

Document de Travail
n°2008-63

Le service militaire et l'insertion professionnelle des jeunes suivant leur niveau d'étude : Les leçons de la suspension de la conscription.

Pierre Granier
Olivier Joseph
Xavier Joutard

Octobre 2008



Le service militaire et l'insertion professionnelle des jeunes suivant leur niveau d'étude : les leçons de la suspension de la conscription.

P.Granier, O.Joseph et X.Joutard

Octobre 2008

Résumé

Cet article utilise la suspension de la conscription en France pour évaluer l'effet causal du service national sur différents aspects de l'insertion professionnelle des jeunes. Deux aspects novateurs sont plus particulièrement privilégiés : l'hétérogénéité des effets du traitement selon le niveau de sortie des études et l'influence du service national sur la durée cumulée des épisodes d'emploi. Les résultats obtenus révèlent une forte hétérogénéité des rendements de la conscription. Les rendements salariaux sont positifs pour les jeunes sortants sans diplôme du système scolaire et ceux de niveau BAC. Ils sont le plus souvent non significatifs pour les autres. Ces rendements positifs s'expliquent à la fois par la faible ampleur de la perte d'expérience professionnelle - la durée cumulée des épisodes d'emploi diminue peu et même augmente pour les non diplômés - et par un impact positif sur les premiers salaires.

Introduction

Cet article exploite la suspension de la conscription en France votée en octobre 1997 pour proposer une évaluation quantitative à postériori des rendements du service national concernant différents aspects de l'insertion professionnelles des jeunes. Si les difficultés croissantes de l'institution à réaliser une véritable brassage social sont largement reconnues, son impact sur les parcours ultérieurs des jeunes sur le marché du travail est une question plus controversée et à propos de laquelle les éléments d'appréciation empiriques manquent cruellement. D'un côté, le temps passé sous les drapeaux réduit l'expérience professionnelle et l'incorporation peut provoquer une rupture préjudiciable dans le parcours d'insertion. D'un autre

côté, le service national peut permettre l'aquisition de compétences, certifiables ou plus diffuses, valorisables sur le marché du travail. Il est vraissemblable que ces "coûts" et "bénéfices" varient sensiblement suivant les individus et en particulier en fonction de leur niveau d'étude. La perte d'expérience professionnelle est relativement moins importante pour les jeunes peu ou pas diplômés qui connaissent des épisodes de chômage plus longs et plus fréquents et ces derniers bénéficient sans doute davantage des formations qui peuvent être dispensées et des apprentissages à la discipline collective.

Dans cette optique cet article procède à des évaluations distinctes des rendements de la conscription en fonction du niveau de sortie des études. Les résultats obtenus confirment dans leur ensemble la forte hétérogénéité de ces rendements. Les jeunes hommes non diplômés ou ceux de niveau BAC qui ont effectué leur service national bénéficient de salaire plus élevés et ont une plus forte probabilité d'être en contrat à durée indéterminée 5 ans après leur sortie des études. Ils connaissent par ailleurs des épisodes de chômage moins longs et/ou moins fréquents.

Le principal problème auquel se heurte ce type d'étude est commun à celui rencontré dans toutes les évaluations des effets de traitement et concerne les biais de sélection (ou d'endogénéité) dus au caractère non aléatoire de la participation au programme. De fait, près d'un tiers des jeunes hommes échappaient au service au début des années 90 et ce pourcentage est allé en augmentant rapidement. Si ces personnes présentaient des caractéristiques particulières influençant également leur insertion professionnelle, la simple comparaison des situations ultérieures sur le marché du travail des conscripts et des exemptés ne permet pas d'identifier l'effet causal du service militaire. Ce problème est d'autant plus important que la situation professionnelle des jeunes, explicative de leurs parcours futurs, pouvait être utilisée comme critère d'exemption.

Angrist [1990] et Angrist et Krueger[1994] dans deux articles consacrés à la mesure de l'impact à long terme de la participation à un conflit armé sur les revenus professionnels ultérieurs résolvent ce problème par l'usage de variables instrumentales. Dans le premier, consacré à la participation à la guerre du Vietnam, Angrist utilise le système de loterie[1] préalable à l'enrôlement. Les résultats obtenus suggèrent que le rendement négatif de la participation à la guerre, révélé par les estimations par OLS, persiste en dépit du contrôle du biais de sélection[2].

[1]Les jeunes hommes d'une même génération se voyaient attribuer par loterie un n° compris entre 1 et 365 en fonction de leur date de naissance. En fonction des besoins des forces armées un n° d'appel était ensuite déterminé et seul les individus dont le n° de loterie était inférieur au n° d'appel étaient susceptible de servir sous les drapeaux sous réserve de satisfaire aux tests de sélection.

[2]Cette conclusion est toutefois relativisée dans une article très récent de Angrist et Chen

Dans le second qui porte sur la participation à la seconde guerre mondiale, les auteurs utilisent le trimestre de naissance comme variable instrumentale en exploitant le fait qu'à partir de 1943 la date de naissance a affecté la probabilité d'être appelé. Contrairement aux estimations par OLS, qui suggèrent que les vétérans bénéficient d'un salaire relativement plus élevé, les estimations IV indiquent que la participation à la seconde guerre mondiale a des rendements négatifs sur les rémunérations ultérieures.

Plus récemment, Angrist [1998] a exploité une modification exogène dans la mesure des scores obtenus aux tests d'entrée dans l'armée pour évaluer l'influence du service militaire volontaire sur les parcours professionnels futurs en utilisant comme variable instrumentale une dummy indiquant si l'individu appartenait à une cohorte précédant le changement de mesure des scores.

Dans un esprit similaire, Imbens et van der Klaauw [1995] utilisent les variations annuelles du taux d'exemption au service national au Pays-Bas afin d'évaluer l'influence du coût de la conscription dans ce pays. Faute de données individuelles, les auteurs procèdent à une estimation sur données agrégées et concluent que le service militaire serait responsable d'une baisse de 5% du revenu, baisse qu'ils attribuent à la perte d'expérience professionnelle liée au temps passé sous les drapeaux.

Les discontinuités générées par les changement de législation constituent une autre source d'identification de l'effet causal du service national. Buonanno [2006] exploite l'abolition du service national au Royaume-Unis en 1960 pour les individus nés après 1942 pour évaluer les effets à long terme de la conscrition sur les revenus. Les résultats obtenus suggérent que la conscription serait responsable d'une baisse de 4 à 6% du revenu passé plusieurs décennies. Bauer et Schmidt [2006] étudient également les effets à long terme sur les revenus mais en exploitant cette fois l'introduction de la conscription en 1955 en République Fédérale d'Allemagne et ne trouvent pour leur part aucun effet significatif.

Finalement, Maurin et Xenogiani [2005] utilisent l'"expérience" française pour étudier l'influence de la conscription sur la durée des études et en dériver une mesure de l'effet causal de l'éducation sur le revenu. A cette occasion les auteurs sont amenés à également évaluer l'influence de la conscription sur le salaire du premier emploi. Maurin et Xenogiani montrent que la suppression de la conscription en France a entraîné une diminution de la durée des études des jeunes français issus des milieux défavorisés et une diminution conjointe de leur salaire sur leur premier emploi. Ils ne constatent par contre aucune influence significative sur la durée des études et le salaire des jeunes issus des milieux favorisés et en concluent que la conscription n'a pas d'influence propre sur le salaire à l'embauche. Cette

[2008]

conclusion paraît toutefois un peu hâtive car on ne peut exclure une différence des rendements du service national en fonction de l'origine sociale et /ou des niveaux éducatifs eux même corrélés à l'origine sociale.

L'un des points communs aux travaux précédents est précisément qu'ils imposent l'homogénéité des rendements de la conscription entre les niveaux éducatifs. Il est pourtant vraisemblable que ces rendements diffèrent selon les niveaux d'étude. De fait, les effets éventuellement favorables attendus d'un service civil obligatoire en termes d'insertion professionnelle concernent prioritairement les jeunes en situation d'échec scolaire.

La principale originalité de la présente contribution consiste, dans cette perspective, à procéder à des évaluations distinctes de l'influence de la conscription en fonction du niveau de sortie des études. Cette démarche est rendue possible par la structure des données utilisées qui sont issues des enquêtes «générations 92,98 et 2001» réalisées par le CEREQ. Ces enquêtes rétrospectives nous renseignent sur les parcours professionnels durant les 5 années qui suivent la sortie du système scolaire (3 années pour les sortants de 2001) et contiennent une information détaillée à la fois sur les séquences d'emploi et de non emploi, sur les caractéristiques individuelles ainsi que sur la situation vis à vis du service national.[3]

Nous disposons ainsi de trois vagues d'enquêtes correspondant à trois situations différentes concernant la conscription. Les sortants de 1992 doivent théoriquement effectuer ou avoir effectué leur service national. Cette obligation ne concerne que les jeunes hommes nés avant le 1^{er} janvier 1979 pour les sortants du système scolaire en 1998. Enfin, cette obligation ne concerne de fait plus aucun des sortants de 2001[4]. Le croisement de l'année d'enquête et/ou de l'âge avec le sexe permet alors d'instrumenter l'appel sous les drapeaux.

Cette structure de données présente plusieurs avantages. Contrairement à Imbens et van der Klaauw, Buonanno ou encore Maurin et Xenogiani, nous disposons de l'information permettant d'identifier les personnes qui ont effectué le service national. Les échantillons étant constitués de primo sortants une même année du système éducatif, il est possible de procéder à des évaluations distinctes de l'influence de la conscription en fonction du niveau de sortie d'études. La richesse des informations disponibles permet également d'appréhender différents aspects de l'insertion professionnelle sans se limiter au seul salaire comme le font les travaux précédents. En particulier il est possible d'examiner l'impact du service national sur le temps passé en emploi, ce qui est important à la fois pour évaluer le coût de la conscription mais aussi pour la compréhension des effets en jeu. La perte d'expérience professionnelle est en effet l'un des principaux canaux par lequel la conscription

[3] Le service national n'est pas renseigné dans l'enquête génération 2001 mais l'erreur de mesure se limite à ceux qui ont effectué leur service durant leurs études.

[4] L'appel sous les drapeaux a été définitivement suspendu à partir de juillet 2001 et les derniers appelés libérés en novembre 2001

peut affecter les revenus futurs, mais cette perte doit être évaluée sur la base de la durée cumulée des épisodes d'emploi et non simplement à partir du temps passé sous les drapeaux. La richesse de l'information autorise enfin un contrôle efficace des principales variables explicatives affectant à la fois l'appel sous les drapeaux et ces différentes variables d'insertion.

L'un des principaux problèmes auquel se heurtent les procédures d'estimation par discontinuité de l'effet causal de la conscription réside dans l'influence éventuelle des réformes considérées sur les comportements éducatifs. Cette étude n'y échappe pas. Si les estimations sont réalisées sans contrôler du niveau d'études, on risque d'attribuer-à tort- à la supression de la conscription les effets des changements des choix éducatifs induits par la réforme. Si à l'inverse les estimations sont réalisées en contrôlant du niveau d'études ou en procédant comme ici à des estimations distinctes par niveau d'études, celles ci seront affectées d'un biais si l'éducation est corrélée avec une variable inobservable intervenant également dans l'insertion professionnelle. Par exemple, si l'éducation est positivement corrélée avec l'habileté, il est alors possible que les moins habiles prolongent leurs études à la seule fin de retarder leur incorporation. Cette stratégie d'évitement des moins habiles disparaitra après la réforme : dans ce cas, une estimation réalisée sur la base d'une comparaison des générations avant et après réforme sous évaluera alors, à niveau d'études donné, le rendement du service national. A l'inverse, si comme le suggère Card [2001] et plusieurs autres études, dont celle de Maurin et Xenogiani, le rendement "marginal"de l'éducation est supérieur au rendement moyen, l'effet du service national sera surestimé. Dit autrement, l'hypothèse d'indépendance sur laquelle repose l'estimation de l'effet de traitement (cf par exemple Angrist 2004) n'est pas satisfaite.

Faute de disposer de plusieurs instruments, cette difficulté liée à la présence de deux variables endogènes ne peut être résolue aisément. Pour autant, nous verrons plus loin que plusieurs arguments, liés en particulier aux possibilités de report automatique de l'incorporation, invitent à penser que le biais d'estimation est certainement très faible pour autant que l'on utillise l'information concernant le passage sous les drapeaux.

L'estimation de l'effet causal de la conscription étant réalisée sur la base d'individus sortis à des dates distinctes du système éducatif, les effets de la conjoncture doivent être contrôlés. A cette fin, la population féminine est utilisée comme groupe témoin. Cette méthodologie, également adoptée par Maurin et Xénogiani, suppose que les conditions d'insertion des hommes et des femmes ont connu des évolutions similaires sur les périodes considérées. Lorsque les sortants en 1998 à un niveau d'étude donné sont nés en partie avant et en partie après 1979, il est toutefois possible de s'affranchir de cette hypothèse restrictive. En pratique, cela ne concerne que certains niveaux d'études pour lesquels la robustesse des résultats

au relachement de cette hypothèse pourra ainsi être évaluée.

Globalement les résultats obtenus mettent en évidence une importante disparité des rendements de la conscription en fonction du niveau d'étude. On observe à l'inverse une relative homogénéité des effets, à niveau d'étude donné, en fonction des variables d'insertion considérées, qu'elles concernent les salaires perçus, l'accession à un CDI ou le temps passé en emploi. L'impact est significativement positif pour les sortants sans qualification et pour ceux de niveau BAC et ce résultat est robuste aux changements de spécification et/ou d'années d'enquête. A contrario, l'impact également positif et significatif observé sur les salaires des titulaires d'un CAP ou BEP n'est pas robuste à la prise en compte d'une évolution différente des conditions d'insertion suivant le genre. Pour les diplômés du supérieur, professionalisé ou pas, l'impact est plus souvent non significatif et parfois négatif.

Les répercussions du service national sur le temps passé en emploi sont essentielles pour comprendre les disparités observées. Les sortants sans aucun diplôme et ceux de niveau BAC qui ont effectué leur service national ont, cinq ans après leur sortie du système scolaire, rattrapé la majeure partie du temps "perdu" sous les drapeaux[5]. A l'inverse, pour l'ensemble des autres niveaux de sortie des études, le temps passé sous les drapeaux n'est pas véritablement compensé par une moindre récurrence des épisodes de chômage ou une durée plus faible de ces derniers.

Le reste de l'article est organisé comme suit : La section suivante décrit les données utilisées et précise la stratégie d'estimation retenue. La section 3 présente une première série de résultats obtenus à partir des enquêtes 1992 et 1998 La robustesse de ces résultats est examinée dans la section 4 dans laquelle on envisage en particulier la possibilité d'une évolution contrastée des marchés du travail des hommes et des femmes. La section 5 discute des résultats et les compare à ceux des études antérieures La section 6 conclue.

1 Données et Méthodologie

Les enquêtes «générationnelles» du Cereq sont des enquêtes téléphoniques rétrospectives réalisées auprès d'un échantillon de primo sortants du système éducatif d'une même année. Ces derniers sont interrogés sur leurs origines sociales et familiales, leur parcours scolaire et l'évolution de leur situation mois par mois depuis leur sortie. Ce calendrier mensuel fournit une information longitudinale détaillée permettant de reconstruire fidèlement l'ensemble des épisodes d'emploi et de non emploi qui caractérisent la trajectoire d'entrée dans la vie active.

[5]Dans les estimations contrôlant de l'évolution différente de la conjoncture, la part du temps passé en emploi augmente pour les sortants sans aucun diplôme qui ont effectué leur service.

Ces enquêtes n'ont pas toutes le même statut ce qui se traduit par un suivi plus ou moins long des individus et par des échantillons de taille sensiblement différentes : Ainsi, l'enquête Génération 92 concerne 27000 individus qui ont été interrogés une seule fois 5 ans après leur sortie du système scolaire. Celle de Génération 98 en comprend 55000 qui ont été interrogés en 2001, 2003, 2005 et le seront encore en 2008. Génération 2001 qui est une «petite» enquête ne porte que sur 13000 individus interrogés une seule fois en 2004.
Ces échantillons ne sont pas toujours parfaitement représentatifs de l'ensemble de la génération ayant quitté le système scolaire l'année considérée. Cela est du à la fois au champ réduit de l'enquête en 1992, à la volonté d'assurer une bonne représentation de l'ensemble des filières de formation et au désir d'apporter un éclairage particulier sur certaines formation. Ainsi, l'accent mis sur les formations doctorales et les Licences professionnelles lors de l'enquête "génération 2001" explique que les niveaux supérieurs y sont largement surreprésentés.

Le tableau 1a décrit la répartition des trois échantillons par sexe et niveaux d'études. Six niveaux de sortie ont été retenus : les niveaux 1 et 2 (troisième et second cycle du supérieur) le niveau 3 (BTS diplomés), le niveau 4+ (Bac+2 généraux diplômés) le niveau 4 (Bac diplômés ou non) le niveau 5 (Cap Bep diplomés), et enfin le niveau 6.
Pour les enquêtes 1992 et 1998 l'avant dernière colonne donne le pourcentage de garçons qui ont effectué le service national soit durant leurs études[6] soit dans les 5 ans qui suivent leur sortie du système scolaire[7]. Les taux de participation au service national sont proches de ceux que l'on peut évaluer à partir des données administratives et des flux annuels de naissances[8]. Il est légèrement inférieur (3 points de pourcentage) parmi les sortants de 1998, et légèrement supérieurs (5 points de pourcentage) parmi les sortants de 1992.
La chute marquée des taux de participation parmi les sortants de 1998, observée également dans les données administratives, ne constitue pas réellement une surprise. Cette chute est logiquement particulièrement prononcée parmi les faibles niveaux d'études en raison de leur âge, mais elle concerne plus généralement l'ensemble des sortants. La diminution du nombre d'appelés sous les drapeaux s'est en

[6] Ce qui représente à peine plus de 2% des cas pour les sortants de 1992 qui ont effectué le service national et environ 12.5% des cas pour les sortants de 1998.

[7] Seuls ont donc été retenus les sortants de 98 qui ont été interrogés à 5 ans ce qui explique que la taille de l'échantillon est sensiblement inférieure aux 55000 individus de l'enquête initiale.

[8] Au 31 décembre 1998, il y avait un peu moins de 103000 appelés sous les drapeaux ce qui comparé au 385000 naissances annuelles moyennes de garçons sur la période 1976 –1980 donne un taux de participation d'environ 32% pour un service national de 10 mois. Il y avait au 31 décembre 1992 un peu moins de 225000 appelés sous les drapeaux, ce qui, comparé aux 430000 garçons nés en moyenne chaque année entre 1970 et 1975 correspond à un taux de participation proche de 63% toujours pour un service de 10 mois.

fait amorcée bien avant la réforme (30% de baisse entre 1992 et 1997). Les forces armées ont vraisemblablement anticipé la réforme en accordant plus massivement des exemptions, et les mouvements de protestations des derniers sursitaires après la réforme n'ont pu qu'amplifier le phénomène.

Les tableaux 1b et 1c concernent le moment auquel s'effectue le service national. Ils révèlent sur ce point une importante hétérogénéité entre et au sein des niveaux d'études. Si les plus diplômé effectuent très majoritairement leur service dans les mois qui suivent la sortie des études, et pour un faible pourcentage des niveaux 1 et 2 durant leurs études, cela n'est plus le cas concernant les sortants moins ou pas diplômés. L'incorporation survient ainsi plus d'un an après la fin des études dans plus de 50% des cas pour les niveaux d'études équivalents ou inférieurs au Bac. C'est naturellement la conséquence d'une réglementation accordant sur simple demande et sans condition un report d'incorportion jusqu'à 22 ans. L'étalement des âges d'incorporation que l'on observe pour les jeunes sortis précocement avec ou sans diplôme du système scolaire montrent que ces derniers profitent de la lattitude de choix que leur offre ces possibilités de report.

En raison de ces possibilités, l'incorporation n'intervient souvent qu'après une première expérience professionnelle. Tous niveaux d'études confondus, près de 55% des jeunes sortis du système scolaire en 1992 et ayant effectué leur service national l'ont fait apès avoir occupé un premier emploi. Ce pourcentage monte à près de 65% pour les titulaires d'un BEP ou CAP ou ceux de niveau BAC. Ces pourcentages sont sensiblement plus faibles parmi les jeunes de la génération 1998 mais cela n'est guère surprenant. Les jeunes encore en âge d'effectuer leur service mais ayant bénéficié d'un sursis dans le cadre du report initial ou en raison de leur statut professionnel ont finalement pour beaucoup échappé à la conscription.

Les tableaux 1d 1e et 1f résument l'information concernant certaines variables d'insertion retenues à savoir les salaires moyen à horizon 3 ans après la sortie des études, la proportion de contrat à durée indéterminée à cet horizon et la part du temps passé en emploi. Concernant les deux premières variables il n'existe de différences notables valables pour les deux enquêtes entre les jeunes qui ont effectué leur service et ceux qui y ont échappé qu'au sein des sortants sans aucun diplôme. Ceux qui sont passé par le service national ont un salaire supérieur d'environ 10% et une "probabilité" d'être en contrat à durée indéterminée légèrement supérieure quoi qu'encore très faible (environ 30%). Concernant le temps passé en emploi rapporté au temps potentiel (le nombre de mois séparant la sortie du système éducatif de la date d'enquête)[9], cette part est sans surprise sensiblement plus faible parmi les jeunes qui ont effectué leur service national, en particulier pour la

[9] Théoriquement, les individus sont intérrogés 5 ans après leur sortie du système scolaire. En pratique, l'intervalle de temps séparant la sortie des études de l'interrogation s'écarte sensiblement des 60 mois théoriques. C'est la raison pour laquelle la durée d'emploi a été rapportée à la durée potentielle.

génération sortie du système éducatif en 1992. En considérant qu'en moyenne la durée potentielle d'emploi est proche de 60 mois, la perte moyenne d'expérience professionnelle est, pour cette génération, proche ou supérieure à 9 mois hormis pour les non diplômés pour lesquels elle est inférieure à six mois.

Finalement le tableau 1g donne les principaux résultats de l'estimation d'un modèle Probit décrivant la probabilité d'effectuer le service national. Cette estimation est réalisée à partir des individus de l'enquête génération 92 et seules les variables significatives pour au moins deux niveaux d'études sont présentées dans le tableau. Les résultats confirment l'influence du parcours professionnel antérieur : quel que soit le niveau d'étude, l'occupation d'un emploi dès la sortie des études réduit sensiblement et significativement la probabilité d'effectuer le service national. Les jeunes en retard à l'entrée en 6eme ont davantage de chance d'effectuer le service national alors que ceux qui ont effectué leurs études dans la région parisenne y échappe plus fréquemment.

Deux méthodes d'estimation, peuvent être mise en oeuvre afin d'exploiter la suspension de la conscription pour évaluer l'effet causal du service national sur l'insertion professionnelle : les méthodes de regression par discontinuité d'une part, les estimations par variables instrumentales d'autre part. Ces méthodes comparables sous certains aspects obéissent néammoins à des principes distincts d'identification supposant satisfaites des hypothèses assez sensiblement différentes (Hahn, & alii [2001]). Les premières utilisent le fait que la suspension ou l'instauration de la conscription concerne les individus nés après une date donnée. Il en résulte une discontinuité liée à l'âge dans la probabilité d'incorporation qui peut être exploitée pour identifier l'effet du traitement en supposant que les individus nés immédiatement avant et après la date critique sont comparables. Le principe d'identification suppose que l'obtention ou non d'un traitement (ici effectuer le Service National) soit complètement ou partiellement déterminée par la valeur du prédicteur (ici l'âge), qu'il y ait bien une discontinuité parfaitement identifiée en cette prédiction et enfin que l'espérance du terme d'erreur conditionnelle à la valeur du prédicteur soit continue au voisinage du seuil de discontinuité. Concrètement, cette dernière hypothèse impose que l'espérance de la variable de résultat considérée en présence et en l'absence de traitement doit être indépendante de la valeur du prédicteur, au moins à proximité du seuil de discontinuité.

Cette méthode d'estimation pose différents problèmes dans le cas qui nous occupe ici. Un premier problème est lié à la strucure des données utilisées. Elle n'est de fait applicable qu'aux sortants de 1998 de niveau 4 et 5 qui sont relativement peu nombreux à être nés dans les mois suivants ou précédants le 1^{er} janvier 1979. Un second problème plus fondamental résulte de la nature même de la réforme. Les jeunes nés peu avant le début de l'année 1979 ont pu bénéficier automatiquement d'un report jusqu'en 2001 avec alors une très faible probabilité d'être incorporé. Si

une discontinuité est néammoins identifiée, elle proviendra donc des jeunes ayant choisi d'effectuer leur service alors qu'ils pouvaient y échapper ce qui soulève un problème concernant l'effet qui est amors estimé.

Ces raisons expliquent notre choix de procéder à des estimations par variables instrumentales. Dans ce cadre, une méthodologie appropriée à la structure des données disponibles consiste à mélanger deux enquêtes et à utiliser l'année d'enquête et éventuellement l'âge comme variables instrumentales. Afin de contrôler des évolutions du marché du travail sur la période, la population féminine est utilisée comme groupe témoin. Les estimations sont donc réalisées sur la totalité de l'échantillon et non sur la seule sous population masculine.

Les sortants des niveaux supérieurs en 1998 étant très majoritairement nés avant 79, l'instrumentation utilisée diffère en fonction des niveaux de sortie des études. Plus précisemment, dans les estimations réalisées sur les niveaux 4 5 et 6 à partir des enquêtes 92 et 98, l'instrument est une variable indicatrice binaire qui prend la valeur 1 si l'individu est un homme sorti en 1992 ou sorti en 1998 et né avant 1979. Lorsque l'estimation mobilise les enquêtes 98 et 2001, cette indicatrice prend la valeur 1 si l'individu est un homme né avant 1979 et sorti en 1998 du système éducatif. L'année d'enquête, le genre et éventuellement le croisement des deux sont également introduites séparement parmi les explicatives de l'incorporation[10] et de l'insertion sur le marché du travail. Il est ainsi tenu compte de l'influence de la date de sortie des études sur la probabilité d'effectuer le service national et des évolutions, éventuellement distinctes suivant le genre, des conditions d'insertion sur le marché du travail entre deux enquêtes.

Pour les sortants des niveau 1-2 3 et 4+, l'instrument utilisé est simplement l'année d'enquête croisée avec le sexe. Lorsque l'estimation utilise les enquêtes 92 et 98, l'incorporation cesse d'être partiellement déterministe dans le sens où la probabilité d'effectuer le service est non nulle lorsque l'indicatrice prend la valeur 0. En d'autres termes, l'identification repose dans ce cas sur la baisse du taux d'incorporation entre les deux enquêtes.

Une présentation plus formelle de la méthodologie employée est présentée en annexe.

2 Premiers résultats.

Cette section présente les résultats obtenus à partir de l'exploitation des enquêtes "générations"1992 et 1998. L'influence du service national sur l'insertion professionnelle est appréciée à travers quatre variables de résultats : Le salaire mensuel trois ans après la sortie du système éducatif, le salaire mensuel sur le

[10] Lorsque sont utilisées les enquêtes 92 et 98

dernier emploi occupé, la part du temps potentiel passé en emploi à la date de l'enquête et la probabilité d'être en contrat à durée indéterminée à la date de l'enquête.

Le tableau 2 résume les résultats obtenus concernant le salaire[11]. Sont reportés dans ce tableau les résultats d'une première série d'estimations réalisées pour chacun des six niveaux de sortie. Sont donnés dans chaque cas les résultats d'estimations par OLS et ceux d'estimations par variables instrumentales, l'instrument utilisé étant l'année d'enquête croisée avec le sexe. pour les niveaux d'études "supérieurs" (1-2, 3, 4+), l'âge croisé avec le sexe et avec l'année d'enquête pour les autres niveaux
Les variables de contrôles retenues sont : le retard à l'entrée en 6eme, la commune de résidence (rurale ou urbaine), la nationalité des parents, le statut professionnel du père et de la mère, la catégorie professionnelle du père, le taux de chômage du département à la sortie des études, l'accès direct à un emploi à la sortie des études, le sexe, l'année d'enquête, le niveau détaillé de sortie des études et enfin cette même variable croisée avec le sexe .

Ces résultats révèlent une importante disparité des rendements de la conscription suivant le niveau de sortie des études. Pour les niveaux "inférieurs", l'influence du service national est positive et significative quelle que soit la procédure d'estimation retenue, par OLS[12] ou par IV. Pour les sortants diplômés de niveau Bac + 2 général ou technologique, ce rendement reste positif et significatif dans les estimations par variables instrumentales, mais il est non significatif dans les estimations par OLS. Cet aspect doit être interprété avec prudence dans la mesure ou pour les niveaux d'études supérieurs, l'instrumentation est uniquement basée sur la variation du taux d'exemption entre les deux enquête et n'est sans doute pas très efficace Cela semble en particulier être le cas pour les sortants de niveau 4+ au vu de la baisse très prononcée du R^2 Pour les plus diplômés enfin, l'impact du service national est significativement négatif quelle que soit, la aussi, la procédure d'estimation retenue.

La même disparité se retrouve au niveau des autres variables d'insertion. Les résultats rapportés dans le tableau 3 montrent que pour les sortants des trois niveaux supérieurs d'études, mais aussi pour les titulaires d'un diplôme professionnalisé du secondaire, l'effet du service national sur la probabilité d'être en contrat à durée indéterminée est toujours non significatif dans les estimations par variables instrumentales et le plus souvent également non significatif dans les estimations par OLS. Cet effet est, en revanche, positif et significatif pour les sortants sans

[11] Les salaires sont ajustés afin de tenir compte de leur évolution dans le temps. Cet ajustement n'est toutefois pas vraiment nécessaire dès lors que l'on contrôle grace à la population des femmes de l'année d'enquête. Les estimations ont été également réalisées sans cet ajustement et les résultats sont très similaires.

[12] Hormis pour les niveaux 5 à horizon 5 ans

qualifications ou ceux de niveau BAC.

L'impact sur la part du temps passé en emploi est toujours significativement négatif mais varie sensiblement en fonction du niveau de sortie des études. En fixant à 60 mois le temps potentiel, le temps d'emploi perdu varie, en moyenne, de 3 et 4 mois pour les niveaux 4 et de 6 à 7 mois pour les niveaux 5 et à plus de 12 mois pour les niveaux 1-2 La disparité observée entre les estimations par OLS et par IV mérite également d'être soulignée. Hormis pour les plus diplômés et les titulaires d'un BEP CAP, le coefficient estimé par IV est sensiblement plus faible, ce qui pourrait témoigner du caractère non aléatoire de l'incorporation et en particulier de l'influence qu'exerce le parcours professionel antérieur.

A la lumière de ces premiers résultats, il semble bien que l'influence de la conscription sur l'insertion professionnelle des jeunes varie sensiblement en fonction du niveau de sortie des études, ce qui justifie la démarche adoptée dans ce travail. Conformément à l'intuition, ce sont les jeunes en situation d'échec scolaire ou sortis du système éducatif sans qualification professionnelle ni diplôme du supérieur qui peuvent en être les bénéficiaires. Si certains ont pu acquérir durant leur service national des qualifications certifiables, il est bien possible que les compétences acquises soient plus diffuses. L'habitude d'évoluer au sein d'une structure hiérarchique imposant le respect d'une stricte discipline en est un exemple. Ces compétences pourraient être moins valorisables pour les jeunes sortis du système éducatif avec une qualification professionnelle ou pour les diplômés du supérieur. Alternativement, leur qualification ou leur réussite scolaire pourraient simplement révèler que ces formes d'apprentissage ont été assimilées avant même d'effectuer leur service.

3 Robustesse

La méthode d'identification retenue dans la section précédente suppose, pour fournir des résultats fiables, que les conditions d'insertion des jeunes filles et des jeunes hommes ont évoluées de manière parallèle sur la période 1997-2003. Si tel n'était pas le cas, et si en particulier la situation des jeunes filles avait évolué plus favorablement ou moins défavorablement entre ces deux dates que celle des jeunes hommes, l'influence du service national serait surestimée. Cette éventualité est à prendre d'autant plus au sérieux qu'il est possible que la suspension du service national ait eu des répercussions à court terme négatives sur le marché du travail des jeunes hommes en augmentant brutalement leur taux d'activité.
Pour les niveaux inférieurs (4 5 et 6), la robustesse de nos résultats peut être évaluée à partir de l'enquête génération 98 en exploitant le fait que parmi les sortants à un même niveau d'études certains sont nés avant 1979 et d'autres après et sont donc

de ce fait dispensés du service national. Cette évaluation peut être faite soit à partir de cette seule enquête en utilisant l'année de naissance, toujours croisée avec le sexe, comme instrument, soit en mélangeant, comme précedemment, deux enquêtes successives. Dans ce cas, l'instrument utilisé est le croisement de l'année d'enquête, de l'âge et du sexe et l'on peut introduire parmi les explicatives l'année d'enquête croisée avec le sexe afin de tenir compte d'une éventuelle évolution différenciée des conditions d'insertion.

Les résultats obtenus avec la première procédure sont présentés dans les tableaux 4A et 4B. Pour les sortants de niveau 4 et 6, les résultats obtenus sont très similaires à ceux présentés dans la section précédente. La seule différence notable concerne l'impact sur la durée d'emploi pour les sortants de niveau 6 qui devient positivement significatif. En revanche, l'effet sur le salaire à 3 et 5 ans devient non significatif pour les diplômés d'un BEP-CAP pour lesquels la perte de temps d'emploi est sensiblement supérieure.

Les tableaux 5A 5B et 6 décrivent les résultats obtenus en mélangeant les enquêtes 92 et 98 d'une part et les enquêtes 98 et 2001 d'autre part. L'enquête "génération 2001" ne comprend toutefois qu'une interrogation à horizon de 3 ans avec une assez forte variabilité autour de cet horizon pouvant générer des erreurs de mesure sur le temps potentiel d'emploi.Pour cette raison, les variables d'insertion retenues dans le tableau 5B sont le salaire et la probabilité d'être en CDI à horizon de 3 ans. Dans ce dernier tableau, les deux premières colonnes donnent les coefficients estimés par OLS et par IV sans croisement de l'année d'enquête avec le sexe au sein des explicatives et les deux dernières, les coefficients obtenus lorsque ce croisement est opéré afin de contrôler d'une éventuelle évolution différenciée des salaires suivant le sexe.

D'après les résultats reportés dans le tableau 5A et 5B, l'influence favorable de la conscription observée pour les sortants de niveaux 4 et 6 s'avère robuste à la prise en compte d'une évolution différenciée des conditions d'insertion selon le genre. Les coefficients estimés sont au total peu différents de ceux obtenus précédement (tableaux 2 et 3). De nouveau, l'impact sur le temps en emploi devient positif pour les non diplômés et il est non significatif pour les sortants de niveau BAC. Les résultats du tableau 6 révèlent que cette influence est également robuste au changement de l'année d'enquête, à ceci près que l'impact sur la probabilité d'accès au CDI devient non significative pour les sortants de niveau 6 lorsque l'année d'enquête est croisée avec le sexe parmi les explicatives. A l'inverse pour les sortants de niveau 5 l'influence favorable de la conscription observée sur la rémunération cesse d'être significative lorsque l'année d'enquête est croisée avec le sexe dans les explicatives, ceci étant vrai quelle que soient les années d'enquête.

Finalement, le tableau 7 décrit les résultats d'estimations réalisées pour les sortants de niveaux supérieurs (1-2,3 et 4+) à partir des enquêtes 98 et 2001.

Les sortants de 98 étant en quasi totalité nés avant 79, il n'est pas possible de contrôler l'évolution différenciée des conditions d'insertion. Faute d'informations sur le service national, nous supposons que les sortants de 2001 ne l'ont pas effectué. L'erreur de mesure associée concerne les individus qui auraient effectué leur service durant leurs études. Cette erreur est certainement minime et devrait se concentrer au sein des plus diplômés.

Pour tous les niveaux d'études, l'effet estimé par OLS sur le salaire à 3 ans est non significatif mais il est toujours significativement positif dans les estimations par variables instrumentales. L'amélioration, non contrôlée, de la situation relative des jeunes femmes peut être un élément d'explication mais cette divergence peut aussi témoigner du caractère non aléatoire de la conscription. Une divergence similaire s'observe en effet pour les sortants de niveau 4 lorsque l'estimation est réalisée sur la seule enquête 1998.

4 Commentaires

Les effets induits de la conscription sur les comportements éducatifs sont l'un des principaux problèmes auquel se heurte les estimations de l'effet causal du service national sur les trajectoires professionnelles. Ces effets qui peuvent rendre invalides l'instrument utilisé ne sont pas forcément faciles à cerner car ils dépendent des législations en vigueur, en particulier sur tous les aspects liés aux reports d'incorporation. Si ces reports sont impossibles, le service national risque d'interrompre les études parfois de manière définitive. A l'inverse, si la poursuite d'étude conditionne l'obtention d'un report d'incorporation, la conscription peut constituer une incitation importante à demeurer dans le système éducatif. Maurin et Xenogiani [2005] attribuent ainsi à la disparition de cette incitation et non à l'effet causal de la conscription la baisse de revenu des jeunes issus des milieux défavorisés dispensés de service national en raison de la réforme.

La réalisation d'estimations distinctes en fonction du niveau de sortie des études (ou le contrôle de ce niveau) résoud en partie mais seulement en partie ce problème.

Considérons les individus concernés par la réforme (ceux nés après 1979) et donc dispensés du service national et les autres. Les premiers n'ont aucune incitation à prolonger leurs études contrairement aux seconds. Pour un même niveau de sortie des études, le second groupe se distingue alors du premier sur deux points : il est constitué d'individus n'ayant pas eu recours au mécanisme de report (par la prolongation d'études) et également d'individus qui auraient quitté préalablement le système éducatif s'ils avaient appartenu au premier groupe. Ces deux différences peuvent être à l'origine de deux biais distincts. Le biais attaché à la première résulte du fait que les individus qui ne répondent pas à l'incitation peuvent présenter des caractéristiques particulières. Ils peuvent par exemple faire face à des perspectives

d'insertion particulièrement favorables qui expliquent leur renoncement à prolonger leurs études. Le biais résultant de la seconde est lié à une éventuelle hétérogénéité des rendements de l'éducation entre les jeunes qui ont prolongés leurs études en réponse à l'incitation et les autres. Ces différences entre les deux groupes liés aux effets sur les comportements éducatifs impliquent l'invalidité de l'instrument utilisé.

On ne peut donc exclure que les effets favorables de la conscription révélés dans les sections précédentes soient en fait du à ces biais. Si le rendement de l'éducation est supérieur pour les jeunes qui répondent à l'incitation et/ou si les jeunes qui renoncent à poursuivre leurs études en dépit de l'incitation présentent des caractéristiques favorables, l'effet causal du service national sera en effet surestimé. Plusieurs arguments conduisent toutefois à relativiser l'ampleur des différences éventuelles entre les groupes de même niveau éducatif.

Suivant la réglementation en vigeur en France, le report d'incorporation était automatiquement accordé sans condition jusqu'à 22 ans seul le report de deux années supplémentaires étant conditionné par la poursuite d'études. Les jeunes qui quittaient le système scolaire avant le terme du report initial n'avaient donc pas connu d'incitation particulière à prolonger leurs études jusqu'au niveau atteint et il n'en avaient pas davantage à les prolonger davantage. Pour les niveaux d'études inférieurs correspondant à des ages de sortie généralement inférieurs à 22 ans, la composition des groupes concernés ou pas par l'instrument n'a donc pas de raison d'être sensiblement différente et les estimations réalisées sur les sortants à ces niveaux ne devraient pas être biaisés par les effets induits de la réforme sur les choix éducatifs.

Les sortants des niveaux supérieurs d'études ont pu être sensible à l'incitation à prolonger leurs études. Toutefois cette incitation n'a pas disparue avec l'annonce de la suspension de la conscription. Les sortants de 2001 à ces niveaux, très majoritairement nés avant le premier janvier 1979 mais encore en âge de demander un sursis en 1998, avaient une motivation forte de le faire dès lors que cela leur permettait d'échapper au service national. Il n' y a donc, de ce point de vue, pas de raison de penser que les estimations du rendement du service national réalisée à partir des enquêtes 1998 et 2001 pour ces niveaux d'études souffrent d'un biais systématique.

L'impact de l'abandon de la conscription sur les choix éducatifs s'avère finalement plus problématique lorsqu'à l'instar de Buanano [2007] ou Maurin et Xenogiani [2005] la discontinuité en fonction de la date de naissance est utilisée pour identifier l'influence de la conscription sans utiliser l'information concernant le service national en supposant que la date de naissance est l'unique déterminant de l'affectation des individus au groupe de contrôle et au groupe de traitement. Parmi les individus nés en 1976 ou 1977, ceux qui ont quitté le système scolaire

avant la réforme l'ont fait avant d'achever leur report initial. Leurs choix éducatifs n'ont donc pas été affecté par la conscription. Ceux qui à l'inverse ont pousuivi leurs études au delà de ce report initial ont échappé à la conscription et sont donc à tort incorporés dans le groupe de traitement.

Les études qui mettent en évidence un impact défavorable de la conscription sur les revenus futurs l'expliquent généralement par la perte d'expérience professionnelle (par exemple Imbens et Van der Klauw [1995]). Sur ce point, l'un des attraits des données utilisées ici est qu'il s'agit d'échantillons homogènes du point de vue de l'expérience professionnelle potentielle. Faute d'information sur l'âge de sortie des études, les différences d'expérience professionelle potentielle sont généralement contrôlées à travers l'âge ce qui, entre autre, pose à nouveau le problème des effets induits sur les choix éducatifs[13]. Nos résultats suggèrent qu'en dépit de cette perte d'expérience, l'influence du service national sur les revenus futurs demeure favorable au moins pour les jeunes dépourvus de dipôme professionel ou du supérieur. Deux arguments complémentaires explicatifs peuvent être avancés : la perte d'expérience serait finalement peu importante et la conscription constituerait elle même une expérience valorisable sur le marché du travail. Les résultats obtenus concernant la part du temps passés en emploi soutiennent le premier argument : pour les jeunes dépourvus de diplôme professionnel ou du supérieur qui ont effectué le service national, le temps passé en emploi ne diminue en moyenne que très faiblement lorsqu'il n'augmente pas.

Une manière d'apprécier la validité du second argument consiste à examiner l'effet du service national sur le salaire attaché au premier emploi. C'est précisemment ce que font Maurin et Xénogiani. Cette démarche soulève toutefois certains problèmes. Tout d'abord il semble, d'après les données des "enquêtes génération" qu'une fraction relativement importante des jeunes, à l'exception des plus diplômés n'ont effectué leur service national qu'après une première expérience professionnelle - voir les résultats du tableau 1a -. Cela n'est pas surprenant car ces individus n'ont pour la plupart pas épuisé leur possibilité de reporter leur incorporation avant leur sortie du système éducatif. La présence de jeunes sursitaires occupant un premier emploi pourrait aussi encourager des comportements disparaissant en même temps que la conscription. D'un coté, les employeurs pourraient avoir eu tendance à déclasser les jeunes travailleurs avant que ces derniers ne soient dégagés de leurs obligations militaires. Du coté des jeunes travailleurs, il est possible qu'ils aient accepté d'abaisser leur salaire de réservation afin d'acquérir, pour certains, une expérience professionnelle en attendant l'appel sous les drapeaux et pour d'autres,

[13] Cette approximation de l'expérience professionnelle potentielle est d'autant plus problématique que les résulats semblent très sensible à la spécification de l'influence de l'âge sur le revenu. L'influence défavorable de la conscription révélé par Imbens et Van der Klauw disparait ainsi lorsque cette influence est spécifiée sous la forme d'une polynomiale de degré 2 au lieu de 3

d'accroître les chances d'exemption au service national. Dans les deux cas, les salaires rémunérant des premiers emplois occupés par des jeunes sursitaires seront distordus à la baisse. Enfin, les contraintes imposées par la législation sur le salaire minimum sont particulièrement pesantes sur le premier emploi.

Les estimations réalisées pour les niveaux 4 5 et 6 à partir des enquêtes 1992 et 1998 et les niveaux 1-2 3 et 4+ à partir des enquêtes 1998 et 2001 ont dans cette perspective été reproduites en prenant cette fois comme variable de résultat le salaire sur le premier emploi. Les données dont nous disposons renseignant sur le moment précis où est effectué le service national, l'impact de la conscription est donc estimé à partir des seuls individus qui ont effectué le service national avant l'occupation d'un premier emploi. Afin de nous rapprocher de la démarche adoptée par Maurin et Xenogiani, nous avons également procédé à des estimations ne prenant pas en compte l'information concernant le service national et fondées uniquement sur la discontinuité en fonction de l'âge. L'effet estimé sur le salaire du premier emploi est donc alors celui de l'âge (c'est à dire d'une variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'individu est né avant 1979) croisé avec le sexe, les autres variables explicatives retenues étant le sexe la variable indicatrice d'âge et l'année d'enquête. Ce faisant, on confronte à l'échantillon témoin des jeunes nés après 1979, un échantillon des "traités" qui mélange aussi bien les jeunes ayant déjà effectué leur service que les jeunes en attente du service et ceux exemptés du service.

Les deux premières colonnes des tableaux 8a et 8b décrivent les résultats issus des estimations par OLS et IV, la troisième colonne ceux de l'estimation "par discontinuité". L'effet estimé par variables instrumentales du service national sur le premier emploi est toujours positif et significatif pour les sortants des niveaux "inférieurs" d'études y compris les niveaux 5 pour lesquels l'impact sur le salaire à horizon 3 ou 5 ans est non significatif. Lorsque l'estimation est réalisée sans tenir compte de l'information concernant la réalisation du service national, le coefficient estimé est logiquement plus faible mais demeure positif et significatif pour les niveaux 4 et 5.

Parmi les sortants des niveaux supérieurs d'études, l'impact de la conscription n'est significativement positif que pour les plus diplômés. Par ailleurs, le coefficient attaché au croisement de l'âge et du sexe dans la dernière série d'estimation est non significatif pour tous les niveaux d'études. Si l'on considère que les jeunes issus des milieux favorisés poursuivent très majorirairement leurs études au dela du BAC, les résultats obtenus sont finalement très similaires à ceux de Maurin et Xénogiani dès lors que l'on utilise les mêmes procédures d'estimation.

5 Conclusion

La conscription a été suspendue en France en novembre 1997. Cet article exploite cette réforme pour proposer une évaluation à postériori des rendements de la conscription sur différents aspects de l'insertion professionnelle des jeunes. Les données utilisées proviennent des enquêtes "générations" réalisées par le CEREQ qui fournissent une information longitudinale détaillée sur les parcours scolaires et professionels d'échantillons de primo sortants du système éducatif en 1992 1998 et 2001. Cette structure de données permet à la fois d'envisager des rendements différenciés de la conscription en fonction du niveau de sortie des études et d'évaluer la perte effective de temps d'emploi qui représente le principal coût direct de la conscription et détermine en partie son impact à plus long terme sur les salaires.

Il ressort des résultats obtenus que les rendements de la conscription sont effectivement différents suivant le niveau de sortie des études. Ils sont significativement positifs pour les sortants sans aucun diplôme et ceux de niveaux BAC et ce résultat est robuste aux changements d'années d'enquête et à la prise en compte d'une évolution différenciée selon le genre des conditions d'insertion. A l'inverse, le rendement de la conscription apparaît non significatif pour les titulaires d'un CAP ou BEP dès lors que l'on contrôle de ces évolutions différenciées des conditions d'insertion. Ce contrôle ne peut être réalisé pour sortants des niveaux "supérieurs"(post secondaire) d'études de sorte que les rendements positifs estimés pour ces derniers sur la base des enquêtes 1998 et 2001 doivent être interprétés avec prudence.

Les résultats obtenus apportent également des précisions sur les effets en jeu. Pour l'ensemble des niveaux "inférieurs" d'étude, l'impact du service national sur le premier salaire est significativement positif ce qui laisse présager que celui-ci constitue une expérience valorisable sur le marché du travail. Les effets à plus long terme sur les rémunérations intègrent la perte d'expérience professionnelle due au temps passé sous les drapeaux. Pour les détenteurs d'un diplôme professionalisé, cette perte d'expérience est importante ce qui pourrait expliquer l'absence d'influence significative sur les salaires ultérieurs. Par contre, pour les non diplômés et les sortants de niveau BAC, la perte d'expérience professionnelle induite par le passage sous les drapeaux est au pire très limitée, d'où l'effet positif observé sur les salaires futurs.

Références

[1] Angrist, J. [1990], "Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery : Evidence from Social Security Administrative Records", *American Economic Review*, 80(3), pp 313-36.

[2] Angrist, J. et A.Krueger [1994], "Why Do World War II Veterans Earn More Than Nonveterans ?", *Journal of Labor Economics*, 12(1), pp 74-97.

[3] Angrist, J. [1998], "Estimating the Labor Market Impact of Voluntary Military Service Using Social Security Data on Military Applicants", *Econometrica*, 66(2), pp 249-288.

[4] Angrist, J. [2004], "Treatment effect heterogeneity in theory and practice" *Economic Journal*, 114(494), pp C52-C83.

[5] Angrist, J, et Chen et S. Chen [2008], "Long-term economic consequences of vietnam-era conscription : schooling experience and earnings , IZA DP 362

[6] Bauer, T., S.Bender et C. Schmidt [2006], "Labour Market Effects of Mandatory Military Service", Unpublished manuscript RWI Essen und Ruhr-Universitat, Brochum.

[7] Buonanno, P. [2006], "Long-term Effects of Conscription : Lessons from the UK", Working Paper 0604, University of Bergamo, Department of Economics.

[8] Card D. [2001], "Estimating the Return to Schooling : Progress on Some Persistent Econometric Problems" *Econometrica*, 69(5), pp 1127-60.

[9] Hahn, J., P.Tood et W. van der Klaauw [2001], "Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design," *Econometrica*, 69(1), pp 201-09.

[10] Imbens, G W et J D. Angrist [1994], "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects," *Econometrica*, 62(2), pp. 467-75.

[11] Imbens, G. et W. van der Klaauw [1995], "Evaluating the Cost of Conscription in The Netherlands," *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(2), pp 207-15

[12] Maurin, E. et T. Xenogiani [2007] "Demand for Education and Labor Market Outcomes : Lessons from the Abolition of Compulsory Conscription in France.", *Journal of Human Resources,* 42(4), pp 795–819.

6 Annexe

Cette annexe présente de manière plus formelle la méthodologie utilisée.

La variable de résultat observée -logarithme du dernier salaire, part des emplois sur la période, obtention d'un CDI,... - est donnée par :

$$\begin{aligned} y_i &= (1-d_i)y_i(0) + d_i y_i(1) \\ &= y_i(0) \text{ si } d_i = 0 \\ &= y_i(1) \text{ si } d_i = 1 \end{aligned}$$

où d_i est la variable binaire de traitement (ici le Service National) et où $y_i(0)$ et $y_i(1)$ représentent les variables de résultat contrefactuelles, respectivement en présence et en l'absence du Service National .

En négligeant les variables explicatives, on spécifie paramétriquement la règle d'incorporation en fonction de l'indicateur noté s_i qui résultera donc du croisement entre deux et parfois trois indicateurs, le sexe, un indicateur d'enquête et/ou d'âge :

$$\begin{aligned} d_i &= 1 \text{ si } \gamma_0 + (\gamma_1 - \gamma_0)s_i > \eta_i \\ &\quad 0 \text{ sinon} \\ \text{où } \eta_i &\sim N(0,1) \end{aligned}$$

Dans certaines des estimations, cette relation est partiellement déterministe : lorsque $s_i = 0$ - cela concerne toutes les femmes, les hommes nés après 1978 ou sortis du système éducatif en 2001 - , on sait avec certitude que $d_i = 0 \ \forall i$:

$$\begin{aligned} P(d_i &= 1|s_i = 0) = P(\gamma_0 > \eta_i) = 0 \\ P(d_i &= 0|s_i = 0) = P(\gamma_0 \leq \eta_i) = 1 \end{aligned}$$

ce qui impose la condition $\gamma_0 \to -\infty$ alors que

$$\begin{aligned} 0 &< P(d_i = 1|s_i = 1) < 1 \\ \Leftrightarrow\ & 0 < P(\gamma_1 > \eta_i) < 1 \end{aligned}$$

Tout comme la décomposition de la variable de résultat, la variable binaire de traitement peut alors s'exprimer en fonction de variables contrefactuelles qui désignent l'assignement potentiel au "traitement" dans les deux situations hypothétiques ($s_i = 0$ et $s_i = 1$) : on arrive alors à :

$$\begin{aligned} d_i &= (1-s_i)d_i(0) + s_i d_i(1) \\ &= s_i d_i(1) \\ \text{puisque } d_i(0) &= 0 \ \forall i \end{aligned}$$

Cette dernière égalité exprime simplement le fait que le Service Militaire est effectué sous deux conditions : se trouver en situation de pouvoir le faire ($s_i = 1$) et effectuer son service si on se retrouvait dans une telle situation (le résultat contrefactuel correspondant à $d_i(1) = 1$). Suivant les catégories usuellement recensées (par exemple Angrist [2004]), cela signifie que les seules sous-populations présentes dans ce schéma sont les "compliers" et les "never-takers". Les premiers se retrouveraient dans une position inverse vis-à-vis du Service National suivant leur situation $(d_i(1) > d_i(0))$, alors que les seconds n'effectueraient de toute manière jamais leur service même s'ils en avaient la possibilité $(d_i(1) = d_i(0) = 0)$. Les "always-takers" qui seraient les individus effectuant leur Service Militaire quelque soit la valeur de l'instrument n'existent donc pas.

La variable s_i représente ainsi un instrument vérifiant trivialement certaines des hypothèses permettant l'identification du LATE :

–

$$P(d_i = 1|s_i = 1) \neq P(d_i = 1|s_i = 0) \ \forall i$$

$$d_i(1) \geq d_i(0) \ \forall i$$

La première signifie que l'instrument affecte bien la probabilité de traitement ; la seconde correspond à l'hypothèse de monotonicité (Angrist et Imbens 1994) qui assure la cohérence des comportements individuels.

Reste l'hypothèse d'indépendance conditionnelle (à un ensemble de variables X_i) entre l'instrument et les variables contrefactuelles de résultat caractérisant le principe d'identification de l'estimation par IV

$$y_i(0), y_i(1) \amalg s_i|X_i$$

Même lorsque l'effet du sexe et l'effet de la conjoncture sont contrôlés séparément, cette hypothèse pourrait ne pas être satisfaite si le changement de législation affecte certains comportements, éducatifs ou autre (intensité de la recherche, salaire de réservation...) auxquels sont liées les variables de résultats. Ce point sera abordé plus en détail dans la section 5. Ce problème n'est toutefois pas spécifique à la procédure d'estimation par variables instrumentales. Dans le cas d'une régression par discontinuité ce serait alors l'hypothèse de continuité, qui se subsitue à l'hypothèse d'indépendance, qui serait remise en cause.

Le LATE, qui représente l'effet moyen du traitement pour les compliers est en même temps l'effet moyen du traitement pour l'ensemble des traités (l'ATT) :

$$\begin{aligned} & E\left(y_i(1) - y_i(0)|d_i(1) \geq d_i(0)\right) \\ = \ & E\left(y_i(1) - y_i(0)|d_i(1) = 1\right) \\ = \ & E\left(y_i(1) - y_i(0)|d_i = 1\right) \end{aligned}$$

Cette dernière égalité vient du fait que les individus traités sont ici représentatifs de l'ensemble des "compliers" étant donné que l'indicateur s_i est indépendant du mécanisme d'assignation (potentielle) au traitement, $d_i(1)$

Cette identité entre le LATE et l'ATT n'est plus vérifiée lorsque le processus d'assignation cesse d'être partiellement déterministe. C'est en particulier le cas dans les estimations réalisées sur la base des enquêtes générations 1992 et 1998 pour les niveaux supérieurs d'études qui sont de fait nés avant 1979. L'estimation exploite alors la baisse "exogène" du taux d'incorporation entre les deux enquêtes et se rapproche de ce point de vue de la démarche adoptée par Imbens et Van der Klauw [1995].

Tableau 1a Description des échantillons

Niveaux	Effectifs	Femme	Homme	SN	Nai >79
Enquête 1992					
1_2	4523	49.1%	50.9%	60%	0%
3	1640	50%	50%	66%	0%
4+	3860	45.8%	54.2%	76%	0%
4	4799	47.5%	52.5%	71%	0%
5	6369	43.2%	56.8%	69%	0%
6	4974	41.3%	58.7%	63%	0%
Ensemble	26165	45.5%	55.5	67%	0%
Enquête 1998					
1_2	4057	55.7%	44.3%	42%	1%
3	4814	64.2%	35.8%	44%	5%
4+	2768	46.6%	53.4%	47%	2%
4	3582	47.3%	52.7%	30%	20%
5	3519	38.8%	61.2%	12%	65%
6	3275	37.6%	62.4%	6%	80%
Ensemble	22015	49.7%	50.3%	28%	32%
Enquête 2001					
1_2	4569	48.2%	51.8%	.	50%
3	4100	61.6%	38.4%	.	87%
4+	1055	52.1%	47.9	.	98%
4	1651	45.9%	54.1%	.	98%
5	2277	54.3%	45.7	.	97%
6	335	34.1%	65.9	.	100%
Ensemble	13987	51.9%	48.1	.	78%

Tableau 1b : Age d'incorporation Enquête 1992 et 1998

	18	**19**	**20**	**21**	**22**	**23**	**24**	**25 et plus**
Niveau 1-2	-	-	-	-	6%	26%	40%	28%
Niveau 3			5%	19%	38%	26%	10%	2%
Niveau 4+	-	-	10%	19%	28%	23%	15%	5%
Niveau 4	-	5%	17%	32%	34%	10%	2%	-
CAP-BEP diplômé	10%	27%	28%	18%	13%	4%	-	-
Sans formation	24%	34%	22%	10%	8%	2%	-	-
Total	7%	14%	16%	17%	20%	13%	8%	5%

Tableau 1c : La position dans le temps de l'épisode de service national

		Enquete 1992				Enquete 1998		
		Pendant etudes	**12 premiers mois**	**Au dela de 12 mois**	**Après un premier emploi**	**Pendant etudes**	**12 premiers mois**	**Au dela de 12 mois**
Niveau 1-2	Effectif	152	987	257	328	204	454	110
	pourcent	11%	71%	18%	23%	27%	59%	14%
Niveau 3	Effectif	16	968	607	869	33	417	252
	pourcent	1%	61%	38%	54%	5%	59%	36%
Niveau 4+	Effectif	13	307	226	281	89	398	280
	Pourcent	2%	56%	42%	51%	12%	52%	36%
Niveau 4	Effectif	20	776	994	1166	27	251	293
	Pourcent	1%	43%	56%	65%	5%	44%	51%
Niveau 5	Effectif	13	1024	1483	1596	33	112	125
	Pourcent	1%	41%	58%	63%	12%	42%	46%
Niveau 6	Effectif	5	746	1101	968	18	43	63
	Pourcent	0%	40%	60%	52%	15%	35%	50%

Tableau 1d : Log du salaire à horizon 3 ans

	Enquête 1992			Enquête 1998			Enquête 2001	
	Femmes	Hommes sans SN	Hommes avec SN	Femmes	Hommes sans SN	Hommes avec SN	Femmes	Hommes sans SN
Niveau 1/2	7.14 (0.189)	7.36 (0.174)	7.37 (0.167)	7.29 (0.132)	7.58 (0.154)	7.51 (0.142)	7.28 (0.095)	7.48 (0.078)
Niveau 3	6.87 (0.135)	7.04 (0.102)	7.06 (0.083)	7.10 (0.093)	7.29 (0.102)	7.26 (0.063)	7.07 (0.100)	7.19 (0.129)
Niveau 4+	6.62 (0.394)	6.85 (0.411)	6.93 (0.245)	7.04 (0.122)	7.17 (0.161)	7.16 (0.093)	7.07 (0.060)	7.16 (0.099)
Niveau 4	6.53 (0.236)	6.79 (0.192)	6.87 (0.135)	6.88 (0.099)	7.08 (0.102)	7.09 (0.072)	6.89 (0.095)	7.07 (0.101)
Niveau 5	6.44 (0.167)	6.75 (0.120)	6.79 (0.084)	6.75 (0.133)	7.03 (0.065)	7.04 (0.070)	6.86 (0.080)	7.03 (0.154)
Niveau 6	6.28 (0.296)	6.52 (0.410)	6.66 (0.165)	6.68 (0.149)	6.94 (0.116)	7.02 (0.069)	6.76 (0.299)	6.98 (0.188)
Ensemble	6.63 (0.303)	6.81 (0.290)	6.95 (0.181)	6.98 (0.160)	7.12 (0.147)	7.24 (0.121)	7.03 (0.116)	7.14 (0.139)

Tableau 1e : Probabilité d'être en CDI à horizon 3 ans

	Enquête 1992			Enquête 1998			Enquête 2001	
	Femmes	Hommes sans SN	Hommes avec SN	Femmes	Hommes sans SN	Hommes avec SN	Femmes	Hommes sans SN
Niveau 1-2	.645 (0.215)	.686 (0.194)	.642 (0.214)	.647 (0.189)	.784 (0.143)	.798 (0.153)	.644 (0.155)	.733 (0.102)
Niveau 3	.581 (0.212)	.520 (0.171)	.554 (0.175)	.662 (0.238)	.779 (0.175)	.778 (0.172)	.606 (0.384)	.693 (0.349)
Niveau 4+	.435 (0.381)	.422 (0.353)	.474 (0.333)	.496 (0.235)	.534 (0.283)	.587 (0.232)	.553 (0.130)	.550 (0.172)
Niveau 4	.407 (0.273)	.436 (0.246)	.477 (0.230)	.451 (0.279)	.643 (0.258)	.643 (0.249)	.471 (0.311)	.622 (0.318)
Niveau 5	.410 (0.211)	.478 (0.203)	.460 (0.188)	.376 (0.261)	.582 (0.225)	.608 (0.247)	.475 (0.276)	.594 (0.499)
Niveau 6	.226 (0.227)	.280 (0.285)	.298 (0.215)	.256 (0.201)	.388 (0.247)	.411 (0.243)	.255 (0.491)	.354 (0.568)
Ensemble	.433 (0.259)	.430 (0.252)	.480 (0.221)	.490 (0.249)	.583 (0.246)	.689 (0.212)	.518 (0.223)	.575 (0.272)

Tableau 1f Part moyenne du temps potentiel passée en emploi

	Enquête 1992			Enquête 1998		
	Femmes	H sans SN	H avec SN	Femmes	H sans SN	H avec SN
Niveau 1-2	0,79 (.049)	0,844 (.039)	0,682 (.031)	0,835 (.037)	0,891 (.025)	0,762 (.026)
Niveau 3	0,814 (.039)	0,85 (.026)	0,696 (.017)	0,863 (.033)	0,896 (.026)	0,728 (.017)
Niveau 4+	0,658 (.159)	0,717 (.144)	0,579 (.076)	0,781 (.077)	0,815 (.077)	0,693 (.039)
Niveau 4	0,701 (.088)	0,815 (.068)	0,661 (.037)	0,74 (.088)	0,872 (.044)	0,724 (.027)
Niveau 5	0,684 (.075)	0,84 (.043)	0,676 (.027)	0,66 (.100)	0,846 (.043)	0,73 (.031)
Niveau 6	0,473 (.150)	0,634 (.178)	0,54 (.077)	0,491 (.121)	0,706 (.098)	0,615 (.070)
Ensemble	0,674 (.100)	0,76 (.091)	0,636 (.044)	0,742 (.085)	0,821 (.062)	0,722 (.031)

Tableau 1g Probabilité de faire le service national génération 92

	Niveau 12	Niveau 3	Niveau 4+	Niveau 4	Niveau 5	Niveau 6
retard 6e	-0.1565	0.3825**	0.2756**	0.3353**	0.1546**	0.1406
	(0.2055)	(0.1110)	(0.0907)	(0.0653)	(0.0765)	(0.0938)
Paris	-0.3941**	-0.1069	-0.2413**	-0.2410**	-0.0378	-0.1807
	(0.0835)	(0.1069)	(0.0843)	(0.1015)	(0.1498)	(0.1415)
parents francais	-0.1236	-0.1887	0.1534	0.3483**	0.4227**	0.2443*
	(0.1193)	(0.1174)	(0.1004)	(0.1132)	(0.1420)	(0.1467)
emploi sortie études	-0.8341**	-0.5301**	-0.5660**	-0.4275**	-0.3111**	-0.2106**
	(0.0693)	(0.0717)	(0.0631)	(0.0612)	(0.0740)	(0.0963)
taux de chômage	-0.00898	0.0309**	-0.0254**	0.00509	-0.00777	0.0140
	(0.0128	(0.0125)	(0.0112)	(0.0113)	(0.0138)	(0.0163)

Tableau 2 : Salaire à 3 et 5 ans générations 92 et 98

	Salaire 3 ans		Salaire 5 ans	
	OLS	**2SLS**	**OLS**	**2SLS**
	Niveau 1-2			
Constante	6.91078 (0.02969)	6.944587 (0.0329)	6.95461 (0.02799)	6.969306 (0.0301)
Service	-0.03870** (0.01290)	-0.36474** (0.1158)	-0.04675** (0.01222)	-0.19025* (0.1032)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.2603	0.2113	0.2779	0.2659
	Niveau 3			
Constante	6.90295 (0.02982)	6.8997 (0.0301)	6.91177 (0.02762)	6.903472 (0.0281)
Service	0.00476 (0.01213)	0.055152 (0.0565)	-0.01885 (0.01157)	0.123789** (0.0526)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.1105	0.1041	0.1548	0.1347
	Niveau 4+			
Constante	6.57818 (0.03272)	6.534499 (0.0362)	6.64199 (0.03199)	6.592028 (0.0356)
Service	0.04987** (0.01571)	0.418623** (0.0974)	0.01668 (0.01510)	0.450509** (0.0907)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.1557	0.0561	0.1519	0.0390
	Niveau 4			
Constante	6.42658 (0.03146)	6.422633 (0.0317)	6.50420 (0.02979)	6.499318 (0.0301)
Service	0.06586** (0.01276)	0.124881** (0.0459)	0.02215* (0.01187)	0.170816** (0.0438)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.1404	0.1266	0.1475	0.1306
	Niveau 5			
Constante	6.44679 (0.02904)	6.442608 (0.0292)	6.46879 (0.02774)	6.462603 (0.0279)
Service	0.06026** (0.01164)	0.080917** (0.0277)	0.01258 (0.01069)	0.077055** (0.0263)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.1837	0.1769	0.1961	0.1930
	Niveau 6			
Constante	6.37019 (0.04000)	6.361834 (0.0406)	6.41780 (0.03627)	6.402825 (0.0368)
Service	0.14764** (0.01733)	0.171327** (0.0435)	0.04540** (0.01410)	0.231193** (0.0390)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.1468	0.1280	0.1765	0.1563

Tableau 3 :
Part du temps en emploi et accès au CDI générations 92 98

	Part du temps en emploi		**probabilité d'accès au CDI**	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	Niveau 1-2			
Constante	0.71692	0.727766	0.69947	0.702823
	(0.01413)	(0.0153)	(0.02910)	(0.0310)
Service	-0.11348**	-0.22153**	0.02279*	-0.01062
	(0.00617)	(0.0534)	(0.01270)	(0.1080)
Contôle expli	Oui	Oui	Oui	Oui
R^2 ajusté	0.1963	0.1674	0.0366	0.0359
	Niveau 3			
Constante	0.77205	0.768526	0.62357	0.620646
	(0.01473)	(0.0149)	(0.03542)	(0.0356)
Service	-0.14290**	-0.07978**	0.01670	0.06917
	(0.00616)	(0.0279)	(0.01481)	(0.0666)
Contôle expli	Oui	Oui	Oui	Oui
R^2 ajusté	0.2252	0.2128	0.0281	0.0263
	Niveau 4+			
Constante	0.51586	0.142456	0.47973	0.474683
	(0.02058)	(0.00918)	(0.03819)	(0.0397)
Service	-0.10056**	-0.05247**	0.07944**	0.126542
	(0.00974)	(0.0152)	(0.01807)	(0.1012)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.2563	0.2563	0.0912	0.0903
	Niveau 4			
Constante	0.59690	0.595047	0.33874	0.334507
	(0.01822)	(0.0183)	(0.03751)	(0.0378)
Service	-0.13697**	-0.06915**	0.02997**	0.185221**
	(0.00727)	(0.0272)	(0.01496)	(0.0560)
Contôle expli	Oui	Oui	Oui	Oui
R^2 ajusté	0.2175	0.2093	0.0747	0.0628
	Niveau 5			
Constante	0.67022	0.66981	0.45938	0.455101
	(0.01789)	(0.0179)	(0.03689)	(0.0370)
Service	-0.14085**	-0.1351**	-0.00677	0.052585
	(0.00684)	(0.0173)	(0.01410)	(0.0356)
Contôle expli	oui	oui	Oui	Oui
R^2 ajusté	0.2222	0.2222	0.0613	0.0596
	Niveau 6			
Constante	0.47039	0.468388	0.26999	0.267695
	(0.02370)	(0.0238)	(0.03901)	(0.0391)
Service	-0.08759**	-0.05239**	0.04582**	0.086157**
	(0.00909)	(0.0260)	(0.01496)	(0.0428)
Contôle expli	Oui	Oui	Oui	Oui
R^2 ajusté	0.2673	0.2660	0.0822	0.0814

Tableau 4A Salaire à 3 et 5ans
génération 1998

	Salaire 3 ans		Salaire 5 ans	
	OLS	**2SLS**	**OLS**	**2SLS**
	Niveau 4			
Constante	6.50086	6.509484	6.3267	6.3065
	(0.03929)	(0.0398)	(0.1741)	(0.1764)
Service	-0.00373	0.11514**	0.00013	0.129302**
	(0.01458)	(0.0468)	(0.01481)	(0.0487)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.1449	0.1284	0.1247	0.1034
	Niveau 5			
Constante	6.40483	6.40429	6.3988	6.3981
	(0.03989)	(0.0399)	(0.2018)	(0.2019)
Service	0.01302	0.032802	0.01514	0.02
	(0.01985)	(0.0435)	(0.01975)	(0.0432)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.1829	0.1826	0.1905	0.1905
	Niveau 6			
Constante	6.56572	6.570611	5,9797	5.9694
	(0.04761)	(0.0480)	(0.2195)	(0.22)
Service	0.06260*	0.266484**	0.0207	0.08575
	(0.03254)	(0.0733)	(0.03245)	(0.0739)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.1451	0.1332	0.1886	0.1872

Tableau 4b Part du temps en emploi et accès au CDI
génération 98

	Temps en emploi		Accès CDI	
	OLS	**2SLS**	**OLS**	**2SLS**
	Niveau 4			
Constante	0.65300 (0.02853)	0.658441 (0.0288)	0.31933 (0.06067)	0.333336 (0.0614)
Service	-0.12623** (0.01077)	-0.05632** (0.0346)	0.01367 (0.02290)	0.193615** (0.0738)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.2331	0.2240	0.0784	0.0624
	Niveau 5			
Constante	0.65913 (0.03001)	0.659333 (0.0300)	0.40683 (0.06184)	0.404656 (0.0619)
Service	-0.09289** (0.01517)	-0.09862** (0.0334)	-0.01385 (0.03127)	0.046671 (0.0689)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.2514	0.2514	0.0557	0.0547
	Niveau 6			
Constante	0.47361 (0.03581)	0.475433 (0.0361)	0.61661 (0.04386)	0.587844 (0.0458)
Service	-0.06783** (0.02542)	0.123892** (0.0592)	0.08013** (0.02186)	0.445144** (0.1022)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.3200	0.3081	0.0578	0.0030

Tableau 5A contrôle de l'évolution différenciée des conditions d'insertion

Salaire à 3 et 5 ans génération 92 et 98

	Salaire 3 ans		**Salaire 5 ans**	
	OLS2	**2SLS2**	**OLS2**	**2SLS2**
	Niveau 4			
Constante	6.41559 (0.03162)	6.417264 (0.0319)	6.0302 (0.04)	6.042 (0.0415)
Service	0.05810** (0.01298)	0.107522* (0.0572)	-0,003 (0.01216)	0.12248** (0.0542)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
Réforme*sexe	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.1414	0.1297	0.1778	0.1666
	Niveau 5			
Constante	6.43737 (0.02925)	6.437452 (0.0294)	6.0125 (0.03694)	6.014437 (0.037)
Service	0.05209** (0.01204)	0.049589 (0.0480)	-0,00854 (0.01143)	0.0299 (0.0456)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
Réforme*sexe	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.1842	0.1800	0.2245	0.2236
	Niveau 6			
Constante	6.36773 (0.04035)	6.374632 (0.0415)	5.98251 (0.04209)	5.9996 (0.0433)
Service	0.14564** (0.01785)	0.293759** (0.0968)	0.01203 (0.01477)	0.2223* (0.0871)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
Réforme*sex	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.1467	0.1044	0.2166	0.1942

Tableau 5B Contrôle des conditions différenciées d'insertion
Part du temps en emploi et accès au CDI génération 92 et 98

	temps en emploi		Accès CDI	
	OLS2	**2SLS2**	**OLS2**	**2SLS2**
	Niveau 4			
Constante	0.59801 (0.01831)	0.601798 (0.0185)	0.33158 (0.03769)	0.339039 (0.0381)
Service	-0.13571** (0.00756)	-0.04407 (0.0346)	0.02184 (0.01556)	0.202054** (0.0711)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
Réforme*sexe	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.2174	0.2037	0.0750	0.0601
	Niveau 5			
Constante	0.67499 (0.01801)	0.677222 (0.0181)	0.45163 (0.03714)	0.454828 (0.0373)
Service	-0.13425** (0.00741)	-0.0865** (0.0309)	-0.01751 (0.01529)	0.05079 (0.0636)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
Réforme*sexe	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.2226	0.2193	0.0615	0.0596
	Niveau 6			
Constante	0.47547 (0.02387)	0.486983 (0.0248)	0.27041 (0.03930)	0.278105 (0.0399)
Service	-0.08162** (0.00969)	0.134395** (0.0641)	0.04631** (0.01596)	0.190731* (0.1030)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
Réforme*sex	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.2675	0.2233	0.0821	0.0729

Tableau 6 contrôle de l'évolution différenciée des conditions d'insertion
Enquête 98-01 niveaux 4,5,6

	Salaire 3 ans				Accès au CDI			
	OLS	**2SLS**	**OLS2**	**2SLS2**	**OLS**	**2SLS**	**OLS2**	**2SLS2**
	Niveau 4							
Constante	6.50904 (0.03078)	6.506288 (0.0310)	6.49870 (0.0309)	6.504024 (0.0313)	0.32174 (0.05083)	0.318207 (0.0512)	0.30912 (0.0512)	0.318845 (0.0517)
Service	0.00688 (0.01410)	0.13617** (0.0364)	-0.00285 (0.0145)	0.12024** (0.0466)	-0.03309 (0.02364)	0.153818 (0.0968)	-0.0451* (0.0243)	0.16777** (0.0784)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Réforme* sexe	non	non	oui	oui	non	non	oui	oui
R^2 ajusté	0.1334	0.1190	0.1345	0.1222	0.0822	0.0712	0.0827	0.0693
	Niveau 5							
Constante	6.47771 (0.03078)	6.474401 (0.0309)	6.45377 (0.0309)	6.453579 (0.0309)	0.27577 (0.05000)	0.251166 (0.0521)	0.25831 (0.0504)	0.257073 (0.0505)
Service	0.03460* (0.02026)	0.11397** (0.0426)	0.01478 (0.0204)	0.036544 (0.0450)	-0.00129 (0.03347)	0.519813 (0.2110)	-0.01539 (0.0339)	0.077397 (0.0749)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Réforme* sexe	non	non	oui	oui	non	non	oui	oui
R^2 ajusté	0.1474	0.1448	0.1534	0.1532	0.0795	0.0360	0.0805	0.0791
	Niveau 6							
Constante	6.45360 (0.03737)	6.453639 (0.0375)	6.44756 (0.0378)	6.450675 (0.0380)	0.22757 (0.04820)	0.225457 (0.0486)	0.22245 (0.0487)	0.224259 (0.0489)
Service	0.06252* (0.03536)	0.26576** (0.0786)	0.05928* (0.0355)	0.25835** (0.0802)	-0.0622 (0.04750)	0.292652 (0.5180)	-0.06526 (0.0477)	0.149799 (0.1111)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Réforme* sexe	non	non	oui	oui	non	non	oui	oui
R^2 ajusté	0.1240	0.1044	0.1318	0.1244	0.0845	0.0724	0.0844	0.0800

Tableau 7 : Salaire et accès au CDI à 3 ans 98 2001 niveaux 1-2, 3,4+

	Salaire 3 ans		**Accès CDI 3 ans**	
	OLS	**2SLS**	**OLS**	**2SLS**
	Niveau 1-2			
Constante	6.78727 (0.02677)	6.76283 (0.0274)	0.59525 (0.03327)	0.115346 (0.0439)
Service	-0.01176 (0.01398)	0.178703** (0.0358)	0.03815** (0.01744)	0.115346** (0.0439)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.3036	0.2881	0.0721	0.0700
	Niveau 3			
Constante	6.77935 (0.03306)	6.771996 (0.0334)	0.54190 (0.05356)	0.535197 (0.0539)
Service	-0.02235 (0.01490)	0.072501* (0.0404)	-0.01676 (0.02409)	0.07534 (0.0664)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.1366	0.1273	0.0372	0.0335
	Niveau 4+			
Constante	6.58631 (0.02386)	6.581206 (0.0240)	0.20284 (0.03434)	0.192131 (0.0347)
Service	0.01534 (0.01303)	0.069315** (0.0329)	0.02740 (0.01890)	0.152637** (0.0549)
Contôle expli	oui	oui	oui	oui
R^2 ajusté	0.1773	0.1776	0.0901	0.0856

Tableau 8a Premiers salaires génération 92-98 niveau 4, 5 et 6

	OLS2	2SLS2	discontinuité
	Niveau 4		
Constante	6.41585 (0.00614)	6.31386 (0.0325)	6.43162 (0.01944)
Service	0.01608 (0.01520)	0.153771** (0.0584)	- -
Age*Sexe	- -	- -	0.06113** (0.02896)
R^2 ajusté	0.0764	0.0925	0.0807
	Niveau 5		
Constante	6.31421 (0.00604)	6.357825 (0.0314)	6.35895 (0.01119)
Service	0.03227** (0.01449)	0.12688** (0.0512)	- -
Age*Sexe	- -	- -	0.06402** (0.01804)
R^2 ajusté	0.1120	0.1267	0.1151
	Niveau 6		
Constante	6.26653 (0.04218)	6.282561 (0.0436)	6.29353 (0.01731)
Service	0.16635** (0.02043)	0.327738** (0.1032)	- -
Age*Sexe	- -	- -	0.01227 (0.02555)
R^2 ajusté	0.1039	0.0629	0.0718

Tableau 8b Premiers salaires générations 98-01 niveau 1-2, 3,4+

	OLS2	2SLS2	discontinuité
	Niveau 1-2		
Constante	6.64972 (0.02677)	6.642144 (0.0271)	6.77463 (0.01439)
Service	0.06819** (0.01445)	0.129676** (0.0355)	- -
Age*Sexe	- -	- -	-0.01666 (0.02475)
R^2 ajusté	0.2811	0.2780	0.0779
	Niveau 3		
Constante	6.66267 (0.03146)	6.661589 (0.0317)	6.64607 (0.01024)
Service	0.04317** (0.01623)	0.043555 (0.0390)	- -
Age*Sexe	- -	- -	0.01642 (0.01823)
R^2 ajusté	0.0614	0.0572	0.0391
	Niveau 4+		
Constante	6.45364 (0.02453)	6.461783 (0.0248)	6.60614 (0.00951)
Service	0.02311 (0.01529)	-0.07716** (0.0385)	- -
Age*Sexe	- -	- -	-0.01417 (0.01716)
R^2 ajusté	0.1656	0.1618	0.0607