La valorisation des compétences de base sur le marché du travail français

Aline Branche-Seigeot

▶ **To cite this version:**

Aline Branche-Seigeot. La valorisation des compétences de base sur le marché du travail français. Recherches en éducation, 2013, Hors série n°5, pp.14-24. halshs-00794385

HAL Id: halshs-00794385
https://shs.hal.science/halshs-00794385

Submitted on 8 Jun 2018

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.

La valorisation des compétences de base sur le marché du travail français

Aline Branche-Seigeot[1]

Résumé

D'après la théorie du capital humain, les individus sont rémunérés selon leur productivité, productivité qui dépend elle-même du niveau de diplôme ou du nombre d'années d'études. Mais à l'heure où l'éducation certifiée est discutée comme filtre, qu'en est-il de la valorisation des compétences, notamment de base, sur le marché du travail français ? Alors que de nombreuses recherches ont déjà été réalisées à ce sujet (dans les pays anglo-saxons principalement), aucune n'a encore été conduite sur cette thématique en France. Cette présente étude cherche alors à déterminer, via un modèle d'Heckman en deux étapes, dans quelle mesure l'accès à l'emploi et les salaires sont expliqués par le niveau en littératie, en numératie et en compréhension orale. Notre approche aura pour principal avantage de tenir compte d'un éventuel biais de sélection dans l'estimation des équations de gains, tout en appréhendant l'influence exercée par les compétences de base dans l'accès à l'emploi.

Si le diplôme reste un « rempart » contre le chômage (CEREQ, 2011), il semble ne plus suffire au regard des difficultés croissantes d'insertion professionnelle. Pour certains économistes, l'augmentation du nombre de diplômés parallèlement à un rationnement des offres d'emploi, a en réalité contribué à la dévalorisation de l'éducation certifiée et plus précisément du diplôme (Baudelot & Glaude, 1986 ; Lemistre, 2003). L'affaiblissement du diplôme en tant que signal d'employabilité (Spence, 1973) suppose de fait qu'il est de plus en plus difficile pour les employeurs de discerner les travailleurs les plus productifs. Dans ce contexte, Albrecht et van Ours (2006), Duru-Bellat (2006) ont souligné les difficultés croissantes du système éducatif à donner à travers le diplôme une juste idée des capacités individuelles, ce qui impose de nouveaux « filtres » qui accroîtraient l'inégalité héritée entre individus. Nous suggérons alors que le rendement du nombre d'années d'études certifiées perd de son acuité au profit d'un autre type de signal plausible : le niveau de compétence. Ce dernier est susceptible d'améliorer l'explication de l'accès à l'emploi et des salaires. Malgré un même diplôme ou une expérience professionnelle identique, l'hétérogénéité salariale existe d'un individu à l'autre, du fait que les compétences ne s'acquièrent pas uniquement au sein du système éducatif (famille, activités associatives, loisirs, réseau social...), ni par le seul apprentissage du métier. Comme le rappellent Place et Vincent (2009), « *si la corrélation entre les diplômes et les niveaux de compétences est fortement positive, le lien n'est pas systématique. Plus de 12% des personnes ayant seulement un certificat d'études primaires se retrouvent ainsi dans l'un des deux meilleurs groupes de compétences. A l'inverse, près de 9% des personnes dont le diplôme le plus élevé est le baccalauréat sont dans les deux niveaux les plus faibles* ». Ce présent travail a donc pour ambition de déterminer dans quelle mesure les compétences de base, essentielles à la vie quotidienne et professionnelle, jouent un rôle dans l'accès à l'emploi et dans une moindre mesure, la formation des salaires individuels.

1. Revue de littérature

Grâce aux progrès réalisés dans les Nouvelles Technologies de l'Information et de la Communication (NTIC) et à leur mise sur le marché à prix accessibles, l'information se diffuse de plus en plus vite. Une des conséquences de ces progrès technologiques sur l'emploi est le

[1] Doctorante, Institut de Recherche sur l'Education (IREDU), Université de Bourgogne.

changement progressif de la structure des qualifications recherchées et demandées par les employeurs. La stratégie des pouvoirs publics a été d'encourager les individus à investir en formation initiale ou continue. Toutefois, il est vite apparu que l'aspect quantitatif était secondaire : c'est le contenu même des qualifications qui importait. Le diplôme, signal attestant d'un certain niveau d'éducation et de productivité d'après les théories standards, serait-il alors devenu un moins bon déterminant de l'employabilité et des salaires individuels que les niveaux de compétence ?

Si les compétences de base suscitent un intérêt croissant par rapport au diplôme, c'est parce qu'elles apporteraient une mesure plus précise du niveau de capital humain des individus (Hause, 1972). En effet, même si ces compétences sont légitimement indissociables du stock d'éducation reçu dans un cadre purement institutionnel, elles sont également développées *via* des activités dites « informelles », c'est-à-dire extrascolaires et péri-familiales. Ainsi, la non-prise en compte de l'hétérogénéité des niveaux individuels de compétence a pour conséquences la surestimation de la contribution purement scolaire et une sous-estimation du coût d'opportunité pour les personnes aux fortes capacités atteignant des niveaux d'éducation élevés. Les compétences de base, sans compter qu'elles conditionnent le degré et la vitesse d'acquisition de compétences plus avancées (Pont & Werquin, 2001), seraient alors de meilleurs prédicateurs des niveaux de productivité et donc d'employabilité et de rémunération, une fois confrontées au marché du travail.

Les premières analyses à ce sujet ont vu le jour dans les années 70, et ont porté sur les pays anglo-saxons, au premier rang desquels les Etats-Unis (Taubman & Wales, 1973 ; Willis & Rosen, 1979 ; Berlin & Sum, 1987). Toutefois, les analyses empiriques ont très vite été limitées à l'étude des populations immigrées (Kossoudji, 1988 ; Rivera-Batiz, 1992, 1999 ; Chiswick & Miller, 1995, 1996 ; Charette & Meng, 1998). Il faudra attendre l'apparition des enquêtes IALS (International Adult Literacy Survey) au milieu des années 90, testant les compétences de base des adultes à travers les pays de l'OCDE, pour voir s'élargir les travaux de recherche à d'autres pays, parfois dans une logique comparative (Freeman & Schettkat, 2000 ; Devroyes & Freeman, 2001 ; Denny, Harmon & O'Sullivan, 2003 ; Denny & Doyle, 2010). Enfin, notons que des études ont mis en avant un impact particulièrement positif de la numératie sur les salaires et les taux d'employabilité (Dearden & al., 2002 ; Chiswick & al., 2003). Certains pourraient expliquer ce résultat par la demande croissante d'individus qualifiés, aptes à s'adapter rapidement aux changements technologiques (Berman & al., 1998 ; Green, 1998). Plus globalement, Blau et Kahn (2005) ont montré à partir des données de l'enquête IALS, qu'aux Etats-Unis, une plus grande dispersion des résultats aux tests cognitifs pouvait être à l'origine de fortes inégalités de salaires.

Néanmoins, à notre connaissance, aucun travail de recherche n'a pu être réalisé sur la valorisation des compétences de base en France, celle-ci s'étant retirée de l'enquête IALS suite aux premiers résultats. En effet, cette enquête a rapidement fait l'objet de critiques, tant dans sa conception que dans son exploitation, remettant ainsi considérablement en cause les résultats obtenus pour certains pays, dont l'Hexagone (Dickes & Vrignaud, 1995 ; Blum & Guérin-Pace, 1999, 2000). Dans ce contexte, comment les compétences de base des adultes sont-elles valorisées en France, en termes d'accès à l'emploi et de salaires ? Tel sera notre objectif, dans ce contexte, avec un jeu de données encore peu exploitées jusqu'ici.

2. Analyse empirique

▪ *Données*

Les données que nous utiliserons sont issues de l'enquête *Information et Vie Quotidienne* (IVQ), réalisée en France en 2004 par l'INSEE auprès d'adultes âgés de 18 à 65 ans. Cette enquête adaptative[2] avait pour principal objectif de dégager des chiffres fiables sur l'ampleur de

[2] Les exercices de littératie ne sont pas communs à tous les individus (contrairement à la compréhension orale et à la numératie). Tout dépend du niveau de maîtrise de littératie détecté lors du module d'orientation. Des exercices plus complexes sont proposés aux personnes ayant un haut niveau de compétences (ils sont alors orientés vers le module « haut »), tandis que

l'illettrisme en France, aux lourdes répercussions économiques et sociales (Degorre & Murat, 2009). Trois compétences de base ont été évaluées dans cette enquête : la littératie, la numératie et la compréhension orale. La littératie est *« l'aptitude à comprendre et à utiliser l'information écrite dans la vie courante, à la maison, au travail et dans la collectivité en vue d'atteindre des buts personnels et d'étendre ses connaissances et ses capacités »* (OCDE, 2000). Cette définition admise au plan international, fait directement échos à celle de Kirsch et Jungeblut, proposée en 1986[3]. Elle se distingue donc de l'alphabétisation, en cela qu'elle va au-delà de la simple question : « Savez-vous lire et écrire ? » La littératie cherche plutôt à répondre à l'interrogation suivante : « Savez-vous bien mettre en pratique vos savoirs de base dans la vie quotidienne ? » Afin de quantifier le niveau de littératie, plusieurs sous-compétences sont mesurées (lecture, grammaire, vocabulaire…) à partir de supports variés largement répandus dans la vie quotidienne (journal, notice, carte routière…). La notion de numératie, quant à elle, reprend les mêmes principes, mais dans le domaine de la maîtrise des nombres et du calcul. Enfin, les individus sont aussi testés sur leur aptitude à comprendre un message oral. L'enquête IVQ propose ainsi d'écouter un bulletin d'information enregistré qui fera ensuite l'objet de plusieurs questions.

■ *Méthodologie*

Afin de donner un éclairage neuf sur l'accès à l'emploi et apprécier le rendement des compétences de base sur le marché du travail, nous devrons préalablement construire une échelle commune de scores en littératie et déterminer pour quelle quotité de travail le salaire mensuel a été déclaré. En effet, aucune variable dans l'enquête IVQ ne nous permet de savoir si les individus sont à temps plein ou à temps partiel. Une fois ces deux points résolus, constituant les principales difficultés de l'analyse, nous réaliserons un modèle d'Heckman, permettant l'estimation de fonctions de gains en tenant compte d'un probable biais de sélection.

- *Construction d'un score global en littératie*

Dans l'enquête IVQ, organisée autour de modules, nous disposons d'un score global en numératie et en compréhension orale, puisque les différentes questions posées (ou « items ») ont été communes à tous les individus de l'échantillon. Ces scores ont été ramenés sur une échelle allant de 0 à 100. Chaque item est dichotomique : il prend soit la valeur 1 (réussite), soit la valeur 0 (échec). En revanche, nous n'avons pas de score « global » en littératie à part entière. En effet, afin d'affiner la mesure de l'illettrisme, l'enquête IVQ adapte les exercices de littératie, et donc leur degré de difficulté, en fonction du niveau des individus détecté *via* les items d'un premier module dit d'orientation. Ce caractère adaptatif de l'enquête pose problème dans la construction d'un score global de compétence en littératie sur une échelle continue (Murat & Rocher, 2009). Afin de créer un score global de littératie, nous avons décidé d'imputer des valeurs aux données manquantes par un modèle logistique, où la variable dépendante est l'item comportant des valeurs manquantes en raison de l'adaptation de l'épreuve au niveau de capacité des individus. Les variables indépendantes utilisées sont les items du module d'orientation, communs à tous, pour lesquels nous avons des alphas de Cronbach supérieurs à 0,7[4] ainsi que des paramètres de difficulté[5] proches de l'item pour lequel nous cherchons justement à imputer les données manquantes. En réalité, cela revient à réaliser un Modèle de Réponse à l'Item (MRI) qui explique la probabilité de réussite à un item par le niveau de compétence du répondant et par les caractéristiques propres à l'item. L'avantage de ces modèles est de dissocier l'aptitude d'un individu de la difficulté de l'épreuve. L'aptitude d'une personne ne sera pas ainsi définie en fonction de la difficulté d'un item et inversement. Ainsi, un item du module « haut » représenterait

pour les individus ayant un niveau relativement faible, des exercices plus faciles leur sont adressés (ils sont alors orientés vers le module « bas », dit ANLCI).

[3] Pour ces auteurs, la littératie désigne l'usage d'informations écrites pour atteindre ses objectifs, pour développer ses connaissances et ses potentialités, pour agir et évoluer dans la société.

[4] Assurant ainsi une bonne cohérence interne des items.

[5] Dans les modèles de réponses à l'item, il existe une relation entre un trait latent (généralement la compétence d'un individu) et sa probabilité de réussir un item. Graphiquement, cette relation correspond à une courbe en forme de S. La difficulté de l'item est définie comme étant la valeur du trait latent à laquelle correspond une probabilité de réussite exactement égale à 0,5. C'est précisément cette valeur du trait latent que l'on appelle paramètre de difficulté. Les paramètres ont été obtenus grâce à la commande KR20 du logiciel STATA et correspondant aux coefficients de Kudder-Richardson.

le même niveau de difficulté pour quelqu'un qui a été orienté vers ce module que pour quelqu'un qui ne l'a pas été. Seul le niveau de compétence entre les deux personnes diffère. Ce point constitue une hypothèse centrale des Modèles de Réponses à l'Item (hypothèse d'indépendance locale). Or, il est clair que dans l'enquête IVQ, enquête adaptative, la difficulté des items de littératie est fonction du niveau de compétences détecté au préalable. L'idée a alors été de figer l'élément « difficulté de l'item » en ne considérant que des items ayant le même degré de complexité. Ainsi, nous retombons bien sur l'idée que la probabilité de réussite ne dépend que du niveau de compétence des individus. Pour réaliser ce type d'imputation, nous avons utilisé la commande « Imputeitems » sous le logiciel STATA, proposée et développée par Jean-Benoît Hardouin[6]. Seules les variables exogènes significatives au seuil de 5% ont été conservées dans l'analyse.

La création d'un score global de compétences en littératie a ainsi été réalisée par le biais d'une méthode déterministe rigoureuse. En effet, si d'après le modèle logistique, la probabilité de répondre juste à un item est inférieure à 0,5, alors la valeur manquante est imputée par 0 (échec). A l'inverse, si la probabilité est supérieure à 0,5, elle sera imputée par 1 (réussite).

- *Détermination de la quotité de travail des individus*

Dans l'enquête IVQ, les salaires constituent en réalité une variable « problématique », puisque nous ne savons pas à quelle quotité de travail le salaire mensuel correspond. Pour dépasser cette difficulté, nous avons décidé de construire des « profils » de quotité de travail à partir de l'enquête *Emploi*. Pour cela, nous avons considéré le quatrième trimestre de l'année 2004 de cette enquête, puisque cela correspond parfaitement à la période de réalisation de l'enquête IVQ. Nous évitons ainsi les éventuels changements de structure économique et les distorsions liées à des effets conjoncturels contrastés. Dès lors, sur les données disponibles et complètes, nous avons réalisé des tableaux croisés dynamiques pour connaitre le pourcentage de personnes à temps plein, à temps partiel subi et à temps partiel choisi, en fonction du sexe, du secteur d'activité et de la qualification professionnelle[7].

Nous avons tout d'abord constaté que les hommes cadres, ouvriers et appartenant aux professions intermédiaires ont très peu de risque d'être à temps partiel, qu'il soit subi ou choisi. Ce type de profils a donc été conservé dans l'échantillon de l'enquête IVQ. En revanche, concernant les employés travaillant dans les secteurs de l'énergie et des services, le risque d'être à temps partiel est bien plus élevé. Les services aux particuliers et aux entreprises sont les deux secteurs ayant la plus faible proportion d'employés masculins à temps plein (91% et 88% respectivement). Ces profils d'individus ont donc été exclus de l'analyse, tout comme les « agriculteurs exploitants » et les « artisans » puisqu'il s'agit essentiellement de populations non salariées[8]. Par ailleurs, parce que les femmes sont davantage susceptibles d'être à temps partiel subi (discrimination) et choisi (charge d'enfants, de famille…) que les hommes, des tableaux complémentaires ont été réalisés selon la charge d'enfants avec des tests de Khi-deux par catégories socioprofessionnelles[9]. Ces analyses supplémentaires, de par leurs résultats, nous ont permis de prendre une décision radicale : ne pas conserver les femmes dans l'enquête IVQ.

Une fois cette sélection opérée dans la base de données IVQ pour ne conserver que les profils les plus susceptibles d'être à temps plein, nous avons constaté *via* la dispersion des salaires, que certains individus avaient encore des salaires bien inférieurs au SMIC mensuel net de 2004 alors qu'ils étaient supposés être à temps plein. Nous avons alors décidé de supprimer toutes les observations dont le salaire minimum net mensuel était inférieur à 892€ par mois[10].

[6] Site de Jean-Benoît Hardouin : http://www.anaqol.org/ Dernière connexion le 26/03/2012.
[7] Données disponibles auprès de l'auteur.
[8] Les systèmes de rémunérations de ces CSP ne sont pas les mêmes que pour des individus salariés.
[9] Comme certains secteurs d'activités détaillés ne recueillaient aucune observation pour les femmes, nous avons décidé de réaliser les tableaux croisés à un niveau plus agrégé de secteur (industrie et services).
[10] Au 1er juillet 2004, le SMIC brut a été réévalué à 7,61€ de l'heure, soit 1154€ mensuels brut pour un temps plein de 35 heures par semaine (Source : INSEE). Afin de déterminer le niveau du SMIC mensuel net pour la même quotité de travail, il faut multiplier le salaire brut par un coefficient correspondant au pourcentage de salaire restant après déduction des cotisations sociales. Pour les salariés de moins de 65 ans, ce coefficient était de 0,7735 en 2004. Le salaire minimum net mensuel est donc établi à 892€ (Source : URSAAF).

- *Modèle économétrique*

Afin de tester dans quelle mesure les niveaux de compétences de base déterminent l'employabilité et le niveau de rémunération, nous décidons de faire appel à un modèle d'Heckman avec correction du biais de sélection. Ce modèle nous permettra simultanément d'appréhender l'influence exercée par les compétences de base sur l'accès à l'emploi et d'estimer des rendements non biaisés de compétences. En effet, nous supposons qu'un déficit en compétences de base tend à exclure de l'emploi : il existerait donc un risque de biais de sélection en ne considérant finalement que les individus ayant des scores en compétences de base relativement élevés dans l'étude des salaires.

MODELE D'HECKMAN AVEC SELECTION

Afin que les coefficients de l'équation [2] soient estimés sans biais, nous devons tenir compte de la particularité des individus qui ont été sélectionnés. Il faut alors estimer en premier lieu la probabilité d'être en emploi [1] :

1ère étape : accès à l'emploi (équation de sélection)

[1] $z_i^* = w_i\gamma + \mu_i$ on observe z_i^* uniquement si l'individu i est en emploi

Suite à cette équation [1], il faut calculer l'inverse du ratio de Mills, selon la méthode d'Heckman (1979) et l'intégrer dans l'équation [2].

2ème étape : estimation du niveau de rémunération (équation substantielle)

[2] $y_i = x_i\beta + \varepsilon_i$ observable uniquement si $z_i^* > 0$

Avec w_i et x_i des variables relatives aux caractéristiques des individus, μ_i suivant une loi normale centrée réduite N(0,1) et ε_i suivant une loi normale N(0,σ_ε).

Nous avons décidé de spécifier l'équation de sélection du modèle d'Heckman par différentes variables dont le niveau en compétences de base des individus. En effet, il faut s'attendre à ce que les moins compétents aient plus de risques d'être exclus de l'emploi[11]. Les plus compétents sont davantage recherchés sur le marché du travail car ils sont considérés comme plus productifs, d'où l'idée qu'un déficit en compétences puisse se traduire par plus de difficultés d'accès à l'emploi. Nous ajoutons également des variables concernant la tranche d'âge d'appartenance des individus puisque notre société se caractérise par un taux de chômage et d'inactivité bien plus fort pour les plus jeunes et un retour à l'emploi bien plus difficile pour les plus de 50 ans. D'autres variables renseignant sur le contexte économique de résidence (taux de chômage départemental, Tranche Urbaine de Résidence) ont été ajoutées. Du point de vue éducatif, nous supposons bien entendu que la durée théorique de scolarité, mais aussi la spécialité de formation et le niveau d'études à partir duquel les premières difficultés scolaires ont été ressenties, ont un impact dans l'accès à l'emploi. Enfin, nous sommes également tentés de croire que le fait de ne pas être né en France peut avoir un effet négatif sur l'accès à l'emploi, notamment en raison des fortes tendances à la discrimination à l'embauche en France (Cédiey & Foroni, 2007). Concernant l'équation substantielle, nos variables exogènes sont la durée de scolarité, l'expérience professionnelle, l'expérience professionnelle au carré ainsi que les scores en littératie, numératie et en compréhension orale.

[11] La variable « accès à l'emploi » est spécifiée comme suit : elle prend la valeur 1 pour les actifs occupés et la valeur 0 qu'il s'agisse d'actifs en recherche d'emploi ou de personnes en âge et en capacité de travailler mais en retrait du marché du travail.

3. Résultats

D'après la répartition des scores en compétences de base au sein de notre échantillon (tableau 1), nous remarquons que les individus sont globalement meilleurs en littératie qu'en compréhension orale et qu'en numératie, la numératie étant la compétence la moins bien maîtrisée. Nous pouvons aussi souligner que la variété inter-individus est forte pour la numératie et la compréhension orale au regard des écarts inter-déciles.

Tableau 1 - Distribution des scores de compétences de base

				Déciles			*Ecarts inter-déciles*	
		Moyenne	*Ecart-type*	*10*	*50*	*90*	*90-50*	*50-10*
Echantillon 2401 hommes	Littératie	87,62	11,29	76,9	89,7	97,4	7,7	12,8
	Numératie	72,87	18,44	50	77,8	88,9	11,1	27,8
	Compréhension orale	81,28	20,69	55,6	88,9	100	11,1	33,3

De plus, il existe un grand écart entre le score médian et le score des 10% les plus faibles, en particulier pour la numératie et la compréhension orale, ce qui témoigne de la grande diversité des niveaux de maîtrise dans le bas de la distribution. Concernant notre modèle d'Heckman, estimé en deux étapes, voici les résultats de l'estimation de l'équation de sélection visant à expliquer la probabilité d'être en emploi :

Tableau 2 - Probabilité d'être en emploi (versus être sans emploi)

Accès à l'emploi (N=2401)	*Coefficients*	*Effet marginaux (variation en points de pourcentage)*
Durée de scolarité théorique	0.014	0.0034
Score en littératie	0.009***	0.0022***
Score en numératie	0.007***	0.0017***
Score en compréhension orale	0.003**	0.0008**
Tranche d'âge d'appartenance		
18-30 ans	-0.232***	-0.062***
31-50 ans	*Référence*	*Référence*
Plus de 50 ans	-0.430***	-0.124***
Origine étrangère	-0.145	-0.032
Taux de chômage départemental	-0.026*	-0.006*
Spécialités de formation		
Formation de base (diplôme < BEPC)	-0.592***	-0.181***
Formations générales	*Référence*	*Référence*
Formations industrielles	-0.170*	-0.044*
Formations tertiaires	-0.220***	-0.058***
Niveau d'études des débuts de difficultés scolaires		
Pas de difficultés scolaires	*Référence*	*Référence*
A partir du primaire	-0.245***	-0.066***
A partir du secondaire inférieur	-0.230**	-0.061**
A partir du secondaire supérieur	-0.335*	-0.093*
Tranche d'Unité Urbaine		
Rural	0.239***	0.050***
Moins de 20 000 habitants	0.253***	0.053***
Entre 20 000 et 100 000 habitants	0.077	0.018
Plus de 100 000 habitants	*Référence*	*Référence*
Paris	0.344***	0.068***
Constante	-0.369	--

* significatif au seuil de 10% ; ** significatif au seuil de 5% ; *** significatif au seuil de 1%

D'après l'équation de sélection, il semblerait qu'il soit plus difficile d'accéder à l'emploi pour les individus ayant entre 18 et 30 ans, et particulièrement pour les plus de 50 ans, d'où le signe négatif et significatif des coefficients. Cela rejoint l'idée selon laquelle, en France, le chômage touche davantage les jeunes, en manque d'expérience, et les plus âgés, souvent perçus par les employeurs comme moins productifs et donc moins rentables.

Autre résultat classique, le lieu d'habitation peut également être déterminant dans l'accès à l'emploi. Par exemple, habiter à Paris augmente significativement la probabilité d'occuper un emploi par rapport au fait d'habiter dans une ville provinciale de plus de 100 000 habitants. De plus, plus le département du lieu de résidence est touché par le chômage, plus la probabilité de trouver un emploi diminue.

Si l'on considère les variables éducatives, plusieurs constatations peuvent encore être faites. Tout d'abord, il est surprenant de remarquer que la durée de scolarité a un impact non significatif sur l'accès à l'emploi, contrairement aux compétences. En effet, alors que nous ne pouvons rien conclure quant à l'influence du nombre d'années d'études sur la probabilité d'être en emploi, nous pouvons dire que celle-ci augmente de 2,2 points de pourcentage pour 10 points supplémentaires en littératie. Ce chiffre est respectivement de 1,7 et de 0,8 pour la numératie et la compréhension orale. L'impact particulièrement fort de la littératie peut s'expliquer par le besoin grandissant des entreprises à avoir des salariés maîtrisant la transmission d'informations écrites. Les enquêtes *Techniques de l'Organisation du Travail* (TOTTO), menées entre 1987 et 1993, ont effectivement montré que les instructions orales de travail avaient chuté de 38% en 1987 et de 29% en 1993 alors qu'en parallèle la part des informations transmises par écrit ont augmenté de 47% en 1987 et de 55% en 1993. L'intensification de l'utilisation de l'écrit dans le monde professionnel provient certainement de la mise en place croissante de normes (chartes de qualité, certifications ISO, renforcement des règlements intérieurs, traçabilité de certains produits…) qui complexifie le travail par l'abondance de documents écrits (procédures, consignes de sécurité, notices d'utilisation des machines…). Ainsi, les moins compétents en littératie peuvent vite être fragilisés face à l'emploi.

Toutefois, un déficit en compétences[12] de base n'exclut pas forcément systématiquement de l'emploi ceux qui en sont porteurs. En effet, deux tiers d'entre-eux sont malgré tout en emploi dans notre échantillon, même si globalement ils le sont proportionnellement moins que ceux n'ayant aucun déficit. Ce constat peut résulter de deux phénomènes : soit le travail en lui-même n'implique pas de recourir particulièrement aux compétences de base, soit il est possible pour certains individus de compenser un déficit partiel, c'est-à-dire dans une seule compétence, par une compétence bien mieux maîtrisée, sous réserve que l'emploi occupé permette une telle compensation.

Alors qu'un déficit dans une seule compétence peut ne pas être sanctionné dans l'accès à l'emploi, nous pensons à l'inverse qu'un déficit total, c'est-à-dire touchant les trois compétences simultanément, peut avoir des répercussions plus importantes. Afin de tester cette hypothèse, nous avons calculé à partir du modèle probit précédent les probabilités prédites[13] d'être en emploi ou non selon que le déficit était inexistant, partiel ou total (tableau 3) :

[12] Les individus de l'échantillon ont été considérés en déficit de compétences dès lors que chacun de leurs scores était inférieur de plus d'un écart-type (σ) au score moyen (m) correspondant à leur niveau de diplôme.

[13] Ces probabilités ont été calculées pour le profil suivant : Homme – Durée de scolarité moyenne de 11 ans – Excès en compétences de base – âgé entre 31 et 50 ans – Français de souche – Taux de chômage départemental moyen de 10,2% - ayant suivi une formation industrielle. Notons que pour des individus n'ayant aucun déficit, nous avons supposé qu'aucune difficulté scolaire n'avait été ressentie au cours de la scolarité. Pour ceux ayant un déficit partiel ou total, nous avons au contraire supposé que les difficultés sont respectivement apparues à partir du secondaire inférieur et du primaire.

Tableau 3 - Probabilités prédites d'être en emploi selon l'importance du déficit

		En emploi	*Sans emploi*
Aucun déficit de compétences		0,92	0,08
Un déficit de compétences en…	…littératie	0,82	0,18
	…numératie	0,81	0,19
	…compréhension orale	0,88	0,12
Déficit de compétence dans les trois domaines		0,72	0,28

La probabilité d'un individu donné correspondant au profil retenu a une probabilité de 0,92 d'être en emploi s'il n'a aucun déficit en compétences de base. A l'inverse, un déficit partiel réduit cette probabilité de près de 10 points de pourcentage, voire jusqu'à 20 points lorsque le déficit en compétences est total. Les déficits en compétences de base pénalisent ainsi d'autant plus l'employabilité qu'ils sont généralisés.

Concernant la filière de formation, nous observerons que les filières générales sont celles qui permettent *a priori* une meilleure insertion par rapport aux autres types de formations. Ceci est sans doute dû au fait que les formations générales en question sont globalement des formations longues. Or, d'après la théorie du capital humain, plus la durée d'études d'un individu sera importante, plus celui-ci sera considéré productif. Ce meilleur niveau de productivité, certifié par le diplôme, doit ainsi favoriser l'insertion professionnelle. Nous remarquerons en outre que les individus qui n'auraient pas un niveau d'études supérieur au Brevet des Collèges (BEPC) seront particulièrement sanctionnés : leur probabilité d'accès à l'emploi sera diminué de 18,1 points de pourcentage par rapport aux individus qui auraient un niveau de formation plus élevé.

Le fait d'avoir connu des difficultés scolaires durant son parcours peut également se révéler néfaste dans l'accès à l'emploi, signe de difficultés d'acquisition de certains savoirs. Toutefois, le fait d'avoir rencontré ses premières difficultés scolaires à partir du secondaire supérieur est bien plus pénalisant en termes d'accès à l'emploi (-9,3 points de pourcentage) que si elles avaient été ressenties pour la première fois au niveau primaire (-6,6 points de pourcentage) ou secondaire inférieur (-6,1 points de pourcentage). Ce résultat est à la fois étonnant – nous nous attendions initialement à l'inverse – et rassurant. En effet, ceci signifierait que notre système éducatif est suffisamment efficace pour détecter et prendre en charge les élèves qui seraient en difficultés d'apprentissage dès leur début de scolarité. Autrement dit, plus tôt ces difficultés seraient détectées, mieux le système éducatif serait en mesure de les « corriger » en vue de consolider les parcours de formation et d'améliorer les perspectives d'insertion professionnelle.

Grâce à ce modèle probit simple, constituant la première étape du modèle d'Heckman, nous avons pu estimer l'inverse du ratio de Mills qui servira de facteur explicatif du gain en étant réintroduit dans l'équation substantielle. Les résultats de cette équation sont présentés dans la deuxième colonne du tableau 4 :

Tableau 4 - Equations de gain avec et sans correction du biais de sélection

	Sans correction	*Avec correction*
Logarithme du salaire mensuel (N=1877)	*Coefficients*	*Coefficients*
Durée de scolarité théorique	0,057***	0.058***
Expérience professionnelle	0,022***	0.025***
Expérience professionnelle au carré	-0.0002***	-0.0003***
Score en littératie	0.0014	0.0023**
Score en numératie	0.0030***	0.0037***
Score en compréhension orale	0.0005	0.0008
Constante	5,99***	5.75***
Mills	--	*0.167***

Le fait que le coefficient associé à l'inverse du ratio de Mills soit significatif au seuil de 5%, signifie que l'équation de gains ne peut se passer de l'estimation préalable d'une équation d'accès à l'emploi, au risque que ces résultats soient biaisés. Ainsi, à titre de comparaison, même si de toute évidence le biais est relativement faible, ne pas le corriger amène à une légère sous-estimation du rendement de la numératie (3% au lieu 3,7%) et surtout à la non-significativité de la littératie (cf. colonne 1 du tableau 4).

Les résultats propres à l'équation substantielle du modèle d'Heckman montrent que toutes nos variables sont significatives, sauf la variable « score en compréhension orale ». De fait, une année d'expérience professionnelle supplémentaire apporte un gain salarial de 2,5%. Le rendement associé à une année d'étude supplémentaire est quant à lui de 5,8%. Ce rendement aurait certainement été plus élevé si nous n'avions pas tenu compte des compétences de base. En parallèle, d'après les coefficients relatifs à chacune des compétences, la numératie est la mieux valorisée sur le marché du travail. Ainsi, le rendement de 10 points supplémentaires en littératie et en numératie est de 2,7% et de 3,7% respectivement. Ce meilleur rendement de la numératie s'interprète au regard de la diffusion des innovations technologiques, toujours plus poussées. Ces dernières conduisent à une mutation perpétuelle de la structure des emplois en faveur de travailleurs qualifiés et compétents. Les profils les plus recherchés seraient alors plutôt d'ordre « scientifique » pour justement assimiler ces innovations, voire les favoriser *via* la R&D ou encore l'ingénierie. Un bon niveau de maîtrise en numératie étant nécessaire pour l'acquisition de compétences plus complexes dans ce domaine, il est plus compréhensible que les rendements associés à la numératie soient plus élevés.

Conclusion

Cette présente étude s'est intéressée à une question chère aux économistes de l'éducation : la formation des salaires individuels. Alors que de nombreux articles anglophones ont déjà cherché à étudier l'impact des compétences de base des adultes sur leur rémunération, une telle analyse n'avait pas encore été menée en France. Grâce à l'enquête nationale *Information et Vie Quotidienne* de 2004, nous avons pu avancer qu'il existe bien un lien non négligeable entre le niveau de maîtrise des compétences de base, l'accès à l'emploi et la détermination des salaires. Les résultats de cette étude impliquent alors de porter l'effort des politiques éducatives en amont dans les parcours de formation, afin de consolider un socle de compétences, nécessaire dans la sécurisation des trajectoires sur le marché du travail.

En outre, la montée en puissance du concept de compétence doit supplanter les références traditionnelles de l'éducation certifiée, comme le diplôme ou le nombre d'années d'études, au risque de surestimer le rendement privé de l'éducation formelle. Mais une analyse plus fine devra être poursuivie avec l'élaboration d'une étude longitudinale par exemple, afin d'appréhender plus précisément cette question *via* une confrontation dans le temps des taux de rendement privé du nombre d'années d'études et de ceux des compétences de base. Les prochaines enquêtes devront cependant veiller à prendre en compte la quotité de travail des individus en emploi en vue d'avoir un échantillon plus conséquent sur lequel mener nos futures analyses. Ceci est d'autant plus important qu'en raison de cette donnée manquante nous avons été contraints d'exclure les femmes de notre étude, amputant considérablement notre étude. Les résultats du Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes (PIAAC), attendus courant 2013, devraient offrir en ce sens des perspectives de recherches bien plus ambitieuses sur le sujet, notamment dans une approche comparative entre pays.

Bibliographie

ALBRECHT J.W. & VAN OURS J.C. (2006), « Using Employer Hiring Behavior to Test the Educational Signaling Hypothesis », *Scandinavian Journal of Economics*, volume CVIII, n°3, p.361-372.

BAUDELOT C. & GLAUDE M. (1986), « Les diplômes se dévaluent-ils en se multipliant ? » *Economie et Statistique*, n°225, p.3-16.

BERLIN G. & SUM A. (1987), « Toward a More Perfect Union: basic Skills, Poor Families and Our Economic Future », Research report, New-York, Ford Foundation.

BERMAN E., BOUND J., MACHIN S. (1998), « Implications of Skill-Biased Technological Change: international Evidence », *Quarterly Journal of Economics,* volume CXIII, n°4, p.1245-1279.

BLAU F.D. & KAHN L.M. (2005), « Do Cognitive Test Scores Explain Higher U.S Wage Inequality ? », *The Review of Economics and Statistics*, volume LXXXVII, n°1, p.184-193.

CEDIEY E. & FORONI F. (2007), «Les discriminations à raison de "l'origine" dans les embauches en France », Une enquête nationale par tests de discrimination selon la méthode du BIT.

CHARETTE M.F. & MENG R. (1998), « The determinants of literacy and numeracy, and the effect of literacy and numeracy on labour market outcomes », *Canadian Journal of Economics*, volume XXXI, n°3, p.495-517

CHISWICK B.R. & MILLER P.W. (1996), « Ethnic networks and language proficiency among immigrants », *Journal of Population Economics*, volume IX, n°1, p.19-35.

CHISWICK B.R. & MILLER P.W. (1995), « The Endogeneity between Language and Earnings: International Analyses », *Journal of Labor Economics*, volume XIII, n°2, p.246-288.

CHISWICK B.R., LEE Y.L., MILLER P.W. (2003), « Schooling, literacy, numeracy and labour market success », *Economic Record*, volume LXX, n°242, p.33-58.

DEARDEN L., MCINTOSH S., MYCK M., VIGNOLES A. (2002), « The Returns to Academic, Vocational and Basic Skills in Britain », *Bulletin of Economic Research*, volume LIV, n°3, p.249-274.

DEGORRE A. & MURAT F. (2009), « La mesure des compétences des adultes, un nouvel enjeu pour la statistique publique », *Economie et Statistique*, n°424-425, p.3-30.

DENNY K. & DOYLE O. (2010), « Returns to basic skills in central and eastern Europe », *Economics of Transition*, volume XVIII, n°1, p.183-208.

DENNY K., HARMON C., O'SULLIVAN V. (2004), « Education, earnings and skills: a multi-country comparison », WP 04/08, Dublin, The Institute for Fiscal Studies.

DEVROYE D. & FREEMAN R. (2001), « *Does Inequality in skills Explain Inequality of Earnings Across Advanced Countries ?* » CEPDP, 552, Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, London.

DICKES P. & VRIGNAUD P. (1995), *Rapport sur les traitements des données françaises de l'enquête internationale sur la littératie*, Ministère de l'Education Nationale, Direction de l'Evaluation et de la Prospective, Paris, MEN/DEPP.

DURU-BELLAT M. (2006), *L'inflation scolaire – Les désillusions de la méritocratie*, Paris, Editions du Seuil & La République des Idées.

FORGEOT G. & GAUTIE J. (1997), « Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement », *Economie et statistique,* volume CCCIV, n°1, p.3-74.

FREEMAN R. & SCHETTKAT R. (2000), « Skill Compression, wage differentials and employment : Germany vs. the US », *Oxford Economic Papers*, volume LIII, n°3, p.582-603.

GREEN F. (1998), « The value of skills », *Studies in Economics* 9819.

GUERIN-PACE F. & BLUM A. (1999), « L'illusion comparative. Les logiques de l'élaboration et d'utilisation d'une enquête internationale sur l'illettrisme », *Population*, n°54, p.271-302.

GUERIN-PACE F. & BLUM A. (2000), *Des lettres et des chiffres*, Paris, Fayard.

HAUSE J.C. (1972), « Earnings Profile: Ability and Schooling », *The Journal of Political Economy*, volume LXXX, n°3, p.108-138.

HECKMAN J.J. (1979), « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, volume XLVII.

KIRSCH I.S. & JUNGEBLUT A. (1986), *Literacy: Profiles of America's young adults*, Princeton, Educational Testing Service.

KOSSOUDJI S.A. (1988), « English Language Ability and the Labor Market Opportunities of Hispanic and East Asian Immigrant Men », *Journal of Labor Economics*, volume VI, n°2, p.202-228.

MINCER J. (1975), « Schooling, experience, and earnings », *The Journal of Political Economy*, volume LXXXIII, n°2, p.444-446.

MURAT F. & ROCHER T. (2009), « Création d'un score global dans le cadre d'une épreuve adaptative », *Economie et statistique*, volume CCCCXXIV, n°424-425, p.149-178.

OCDE (2000), « *La littératie à l'ère de l'information - Rapport final de l'enquête internationale sur la littératie des adultes* », Ottawa, Statistique Canada.

PLACE D. & VINCENT B. (2009), « L'influence des caractéristiques sociodémographiques sur les diplômes et les compétences », *Economie et statistique,* volume CCCCXXIV, n°1, p.125-147.

PONT B. & WERQUIN P. (2001), « Les compétences pour l'économie du savoir », *Analyse des politiques d'éducation,* Paris, OCDE.

RIVERA-BATIZ F. (1992), « Quantitative literacy and the likelihood of employment among young adults in the United States », *Journal of Human Resources,* volume XXVII, n°2, p.313-328

RIVERA-BATIZ F. (1999), « Undocumented workers in the labor market: an analysis of the earnings of legal and illegal Mexican immigrants in the United States », *Journal of Population Economics,* volume XII, n°1, p.91-116.

SPENCE A.M. (1973), « Job market signaling », *Quarterly Journal of Economics*, volume LXXXVII, n°3, p.353-374.

TAUBMAN P.J. & WALES T.J. (1973), « Higher Education, Mental Ability and Screening », *Journal of Political Economy*, volume LXXXI, n°1, p.25-55.

WILLIS R. & ROSEN S. (1979), « Education and self-selection », *The Journal of Political Economy*, volume LXXXVII, n°5, p.7-36.

ZORA M., MEYER V., ROUAUD P., RYK F., WINNICKI P. (2011), « Le diplôme : un atout gagnant pour les jeunes face à la crise », *Bref*, n°283, 2011, 4 pages, CEREQ.