

# Décomposer les rendements privés de l'enseignement supérieur : une analyse par microsimulation dynamique du système socio-fiscal français<sup>1</sup>

Pierre Courtioux<sup>2</sup>  
Vincent Lignon<sup>3</sup>

## Résumé

Ce travail vise à identifier les éléments du système socio-fiscal les plus favorables à la poursuite d'études supérieures. Nous utilisons un modèle de microsimulation dynamique dédié à l'analyse des liens entre éducation et marché du travail pour décomposer les rendements privés du supérieur et préciser les éléments du système socio-fiscal qui concourent à réduire les risques de faible valorisation des études. Dans le cadre d'une forte dispersion des rendements, nos résultats soulignent que le système de retraite et les allocations chômage jouent un rôle d'assurance face au risque de faible valorisation des diplômés : ils augmentent de manière non négligeable le niveau des rendements dans le bas de la distribution. Ce rôle d'assurance existe mais est beaucoup plus faible pour les minima sociaux.

**Mots clés :** rendements de l'éducation, système socio-fiscal, microsimulation

## Abstract

This article aims at identifying the most favorable components of the tax-benefit system to pursue higher education. We use a dynamic microsimulation model of careers to decompose returns to higher education and to define the effect of the tax-benefit system on valuation risks of education.

Regarding the wide dispersion of returns, our results show that the main components to the reduction in these risks are the unemployment insurance and the retirement system. Indeed, they increase the level of returns in the bottom of the distribution. To a lesser extent, minimum income also plays this role. Other components of the tax-benefit system such as income tax and value added tax have a limited impact on the low valuation risk.

**Keywords:** returns to education, tax-benefit system, microsimulation

**Codes JEL :** C63, H52, J24

---

<sup>1</sup> Les estimations présentées ici s'appuient sur l'enquête Emploi 2003-2007 (Insee) disponible en ligne (<http://www.insee.fr>), l'enquête Emploi 1968-2002 et les enquêtes Budget des familles 2001 et 2006 (Insee) disponibles auprès du centre Quetelet (<http://www.centre.quetelet.cnrs.fr>) ainsi que sur les taux de mortalité et leurs projections disponibles dans Vallin et Meslé (2001) et Robert-Bobée et Monteil (2005). Le modèle de microsimulation utilisé (Gameo V2.2.1) est développé à l'Edhec Business School : Stéphane Gregoir et Dede Houeto ont également contribué au développement du modèle. Les auteurs remercient Stéphane Gregoir pour ses remarques sur cet article. Les auteurs sont seuls responsables du contenu de cet article.

<sup>2</sup> Edhec Business School. 16-18 rue du 4 septembre 75002 Paris. Email : [pierre.courtioux@edhec.edu](mailto:pierre.courtioux@edhec.edu). Tél : 01 53 32 76 44

<sup>3</sup> Centre d'Economie de la Sorbonne, Institut national d'études démographiques et Edhec Business School. 106 - 112 boulevard de L'Hôpital 75013 Paris. Email : [vincent.lignon@univ-paris1.fr](mailto:vincent.lignon@univ-paris1.fr). Tél : 01 44 07 83 65.

## Introduction

L'Union européenne a récemment adopté la stratégie *EU2020* dont le but est de promouvoir un cadre économique favorable à une croissance « durable, intelligente et inclusive ». Pour atteindre cet objectif, la Commission européenne a fixé une série de priorités parmi lesquelles le développement de l'enseignement supérieur occupe une place centrale car il participe à l'« Europe de la connaissance » voulue par l'UE. Cependant, les modalités de financement de ce choix stratégique ne sont pas clairement tranchées. Pour fournir des éléments d'analyse économique sur cette question, l'OCDE produit un certain nombre d'indicateurs financiers pour ses pays membres<sup>4</sup>. Ces indicateurs s'inspirent assez largement de la théorie économique où l'éducation est considérée comme un investissement dont le rendement peut être évalué pour les individus, l'Etat, ou la société dans son ensemble – on parle alors respectivement de rendement privé, de rendement public et de rendement social. Dans ce cadre, c'est l'indicateur de rendement privé retenu par l'OCDE – le taux de rendement interne (TRI) – qui nous intéresse particulièrement. Le TRI est une mesure de la rentabilité de l'investissement éducatif inspirée des travaux de Becker (1964) qui correspond au taux d'escompte égalisant les bénéfices et les coûts réels privés de l'investissement éducatif sur le cycle de vie – Maguain (2007). Il est généralement interprété comme un indicateur de l'incitation à se former pour les individus. Jusqu'en 2008<sup>5</sup>, l'OCDE fournit des TRI moyens différenciés par niveau de diplôme pour une série de pays. Dans l'ensemble, il apparaît que malgré une forte disparité internationale<sup>6</sup>, les rendements de l'enseignement supérieur ont un niveau sensiblement plus élevé que le niveau des taux d'intérêt par exemple. Pour l'OCDE (2008, p.14), l'existence de rendements moyens élevés justifie la mise en place d'une politique de partage des coûts (*cost-sharing*) entre les différents bénéficiaires du système éducatif, à savoir l'Etat, les ménages et les entreprises. Il nous semble cependant qu'une telle recommandation ne peut pas faire l'économie d'une analyse de la distribution des rendements et donc des risques liés à l'investissement éducatif pour les étudiants. En effet, si les risques de valorisation des études supérieures et l'hétérogénéité des TRI sont importants, la mise en place d'une politique de *cost-sharing* peut s'avérer contradictoire avec des objectifs

---

<sup>4</sup> Pour une présentation, cf. par exemple Marguain (2007).

<sup>5</sup> L'OCDE (2009) a recours à un autre indicateur : la Valeur Actuelle Nette (VAN). Dans cet article, nous nous centrons sur les rendements de l'éducation du supérieur à partir du TRI pour deux raisons. D'une part la VAN est un indicateur conceptuellement proche du TRI (pour mémoire, le TRI est le taux d'intérêt qui annule la VAN). D'autre part, les estimations de VAN pour la France ne sont pas disponibles dans la publication alors que c'est le pays sur lequel nous centrons notre analyse.

<sup>6</sup> A titre d'exemple, le TRI moyen privé lié à l'obtention d'un diplôme de niveau tertiaire pour les hommes est de 11% pour les Etats-Unis, de 8,4% pour la France et de 5,1% pour la Suède (OCDE, 2008).

d'incitation à poursuivre les études supérieures. Ces dernières années, les mouvements étudiants qui ont suivi l'augmentation des droits d'inscription en Angleterre en 2011 et au Québec en 2012 soulignent la sensibilité de la question des incitations financières à la poursuite d'études supérieures. On peut penser, par exemple, qu'une augmentation uniforme des droits d'inscription augmente les coûts privés de l'éducation mais également le risque de faible valorisation lié à l'incertitude qui caractérise les positions occupées tout au long de la carrière. Dans ce cadre, l'élasticité de la demande d'éducation à la distribution des risques peut ne pas être homogène au sein d'une génération et dépendre notamment de l'origine sociale et de la capacité qu'ont les familles des étudiants à couvrir ce risque<sup>7</sup>.

Dans ce travail, nous cherchons à identifier les éléments du système socio-fiscal les plus favorables à la poursuite d'études supérieures. Nous utilisons un modèle de microsimulation dynamique dédié à l'analyse des liens entre éducation et marché du travail pour décomposer les rendements privés des études supérieures et préciser les éléments du système socio-fiscal qui concourent à réduire les risques de faible valorisation des études. De ce point de vue, l'objectif principal de cet article est de compléter les résultats de l'OCDE en analysant la distribution des TRI du supérieur sur la base d'un exercice de microsimulation dynamique<sup>8</sup> qui considère la diversité des revenus perçus tout au long de la vie. Mais plus généralement, l'originalité de notre démarche se caractérise par i) la prise en compte la plus complète possible du système socio-fiscal et de ses effets non linéaires, ii) une attention particulière portée à l'hétérogénéité du système éducatif et aux conséquences qu'elle peut avoir sur la carrière des individus.

Dans la première partie de cet article, nous exposons la méthodologie de la décomposition des rendements privés de l'éducation. Deux points y sont successivement abordés : tout d'abord, la méthode retenue pour calculer des rendements de l'enseignement supérieur à partir d'un panel générationnel long, ainsi que l'interprétation économique de ce calcul, puis dans un second temps, la manière dont un modèle de microsimulation dynamique permet de produire une base de données correspondant au panel générationnel stylisé nécessaire au calcul de rendements. Dans une deuxième partie, nous présentons les résultats obtenus quant à la distribution des rendements de l'enseignement supérieur et à leur décomposition en fonction des différents éléments qui composent le système socio-fiscal

---

<sup>7</sup> A ce titre, l'analyse sociologique de Charles (2012) indique qu'en France, la famille a un rôle traditionnel de soutien financier pour les étudiants.

<sup>8</sup> Pour une présentation de la microsimulation, cf. par exemple Blanchet (1998), Bourguignon et Spadaro (2003), Legendre (2004).

français. Enfin, nous discutons des problèmes liés au financement de l'enseignement supérieur en mettant nos résultats en perspective avec ceux de l'OCDE.

## **Décomposer les rendements de l'enseignement supérieur par un exercice de microsimulation**

Si l'on suit la revue de littérature de Marguain (2007), le calcul du TRI est l'une des deux méthodes traditionnellement utilisées pour estimer les rendements privés de l'éducation. L'objectif du TRI est de mesurer la rentabilité des choix éducatifs en comparant les coûts et les bénéfices qu'ils génèrent tout au long du cycle de vie. En effet, un individu qui investit dans sa formation en retire, tout au long de sa carrière, des gains financiers (notamment du fait de l'existence d'un supplément de revenu selon son niveau d'éducation) mais subit également des coûts directs et indirects (cf. *infra*). Dans ce cadre, le TRI correspond au taux qui égalise les bénéfices et les coûts réels sur le cycle de vie : il permet en ce sens d'apprécier le rendement marginal de l'éducation (Maguain, 2007). L'avantage du TRI est qu'il fournit une approche globale de la rentabilité des investissements éducatifs privés qui peut être déclinée par groupes d'individus (niveau de diplôme, sexe, etc.). Une deuxième méthode d'évaluation des rendements a été initiée par Mincer (1964). Elle repose sur l'estimation d'équations de salaire où l'éducation intervient comme variable explicative. Cette méthode permet notamment d'apprécier l'effet marginal d'une année d'étude supplémentaire sur le niveau de salaire à partir de la lecture directe des coefficients de l'équation de salaire. Cette méthode permet de palier l'absence de données de panel sur longue période ; en effet, ces données rarement disponibles sont nécessaires pour calculer un TRI. En revanche, on reproche généralement à cette méthode de ne pas tenir compte des probabilités d'être au chômage dans le calcul des rendements alors que ces probabilités sont notoirement différentes selon le niveau d'étude<sup>9</sup>. Plus récemment, il est intéressant de noter que la modélisation des choix éducatifs a mis l'accent sur la distribution des rendements liés à l'introduction d'incertitude sur les états futurs conditionnellement à un niveau d'expérience et d'éducation – par exemple Buchinsky et Leslie (2010).

Si les résultats obtenus par ces deux méthodes convergent généralement, nous nous concentrons ici sur celle du TRI. En effet, le TRI est davantage adapté à l'estimation d'une distribution des rendements différenciée par niveau de diplôme qui va au-delà des indicateurs

---

<sup>9</sup> Pour illustrer ce point, cf. notamment Maurin (2009), p.56-57.

moyens proposés par l'OCDE. Par ailleurs, cet indicateur correspond à la formulation canonique des déterminants théoriques des choix éducatifs de Becker (1964). L'objectif de cette partie est d'exposer une méthode qui tient compte de l'hétérogénéité des flux financiers (coûts, bénéfices) liés à l'investissement éducatif tout au long des cycles de vie individuels et permet de produire cette distribution.

Il convient de noter que des modèles de microsimulation statiques<sup>10</sup> ont déjà été utilisés pour calculer des rendements de l'éducation en prenant en compte le rôle du système socio-fiscal. A notre connaissance les travaux les plus aboutis sont ceux d'O'Donoghue (1999) qui, à l'aide du modèle Euromod, calcule les rendements sociaux, fiscaux et privés pour l'Allemagne, l'Italie, l'Irlande et le Royaume-Uni<sup>11</sup>. Du point de vue qui nous intéresse, le calcul de rendements moyens de l'éducation sur la base d'un modèle statique connaît certaines limites : en produisant des données « en coupe », cette méthode ne tient pas compte de la dépendance d'état des individus. En effet, on peut penser que la probabilité d'être au chômage est différente toutes choses égales par ailleurs entre les personnes qui étaient en emploi et celles qui étaient au chômage durant la période précédente. Par ailleurs, la probabilité de transiter vers l'emploi est plus faible pour les chômeurs de longue durée. La microsimulation dynamique cherche généralement à prendre explicitement en compte ces effets dans la modélisation des transitions. Pour analyser le mode de financement de l'enseignement supérieur et la répartition de sa charge dans une perspective de cycle de vie, un ensemble de travaux utilisent des modèles de microsimulation dynamique – notamment Courtioux *et alii* (2011), Allègre *et alii* (2012) pour le cas français, Flannery et O'Donoghue (2011) pour le cas irlandais. Dans ce cadre, la simulation d'un panel long permet de calculer sur barème les contributions individuelles. Sous l'hypothèse d'absence d'ajustement des comportements aux politiques, certains de ces travaux proposent d'analyser la distribution des contributions individuelles pour un ensemble de politiques alternatives ; par exemple Flannery et O'Donoghue (2011) comparent les effets redistributifs d'une *graduate tax* et d'un prêt à remboursement conditionnel au revenu. Plus rarement, l'analyse de l'effet d'un mode alternatif de financement de l'enseignement supérieur s'appuie sur la simulation d'une distribution de rendements – par exemple Courtioux (2010, 2012). A ce stade, il nous semble intéressant de noter que certains modes de financement testés dans ces travaux (notamment les prêts à remboursement conditionnel au revenu) ont explicitement comme objectif de

---

<sup>10</sup> Ces modèles sont parfois également appelés modèles comptables ou arithmétiques.

<sup>11</sup> O'Donoghue (1999) utilise un modèle de microsimulation statique pour construire des chroniques de revenu pour des sous-populations. L'apport de notre méthode qui s'appuie d'emblée sur un modèle de microsimulation dynamique par rapport à la sienne est discuté *infra*.

réduire la désincitation liée à la relative incertitude sur les carrières. Si les effets marginaux de ces dispositifs sont documentés dans le cas français (par exemple, Courtioux (2010) analyse les effets de la mise en place d'un prêt à remboursement conditionnel au revenu sur la distribution des taux de rendement selon le diplôme), l'effet que peuvent avoir les éléments déjà existants du système socio-fiscal ne le sont pas (notamment l'assurance chômage et l'assurance vieillesse). Dans ce cadre, l'analyse des effets du système socio-fiscal sur la distribution des rendements de l'enseignement supérieur -et donc son influence potentielle sur les incitations financières à se former- constitue l'apport principal de ce travail.

Dans un premier point, nous rappelons la méthode de calcul du TRI et discutons de l'interprétation économique que l'on peut donner à une distribution de TRI. Dans un second point, nous présentons brièvement le modèle de microsimulation auquel nous avons recours pour identifier les éléments nécessaires au calcul du TRI et à sa décomposition.

### **La mesure des rendements de l'éducation**

En économie, depuis les travaux de Becker (1964), on considère généralement que le rendement des études préside au choix individuel de se former. Dans ce cadre, si  $X$  correspond aux flux financiers liés au choix de ne pas se former et  $Y$  correspond aux flux financiers liés au choix de se former, il est possible d'identifier le retour financier d'un investissement éducatif. Le taux de rendement interne de l'éducation est le taux d'intérêt qui égalise la valeur actualisée des flux de revenus nets ( $Y$ ) et la valeur actualisée des coûts ( $X$ ). En effet, le choix de se former induit un *coût d'opportunité* en début de cycle de vie qui correspond aux flux de revenu que l'individu aurait obtenu sur le marché du travail s'il n'avait pas décidé de se former. Par ailleurs, le gain lié à la poursuite de la formation se mesure en référence aux flux financier que l'individu aurait eus s'il n'avait pas été formé. Dans ce cadre, si  $a$  est un indice de l'âge<sup>12</sup> et  $m$  correspond à la durée de vie d'un individu, le taux de rendement interne ( $r$ ), vérifie l'égalité suivante :

$$\sum_{a=1}^m \frac{Y_a - X_a}{(1+r)^a} = 0 \quad (1)$$

---

<sup>12</sup> On considère ici que l'âge auquel l'individu peut se porter sur le marché du travail (c'est-à-dire 16 ans, l'âge minimum légal de fin d'étude) est le premier âge pertinent pour ce calcul ; il est donc de manière conventionnelle indicé à 1.

Pour un individu ayant choisi d'investir dans l'éducation, la valeur actualisée des flux financiers  $Y$  intègre à la fois les coûts directs et les revenus nets<sup>13</sup> qu'il perçoit tout au long de sa vie en fonction de sa formation initiale. En effet, durant les premières périodes (correspondant à la poursuite des études), l'individu ne perçoit aucun revenu mais effectue des dépenses (frais d'inscription, etc.). En revanche, une fois son insertion sur le marché du travail effectuée, il perçoit un salaire correspondant à son niveau de diplôme. On peut donc s'attendre au fait que  $Y$  soit nul ou négatif durant les premières périodes correspondant à la poursuite des études et positif dès lors que l'individu perçoit un salaire. Pour l'individu, la valeur actualisée des flux financiers  $X$  correspond quant à elle aux coûts d'opportunité : il s'agit de la chronique de revenus nets qu'il aurait perçus en intégrant directement le marché du travail. En plus des coûts directs dont il doit s'acquitter, l'individu qui décide de poursuivre ses études renonce donc à un revenu durant sa période de formation. Une fois ses études initiales terminées, il peut néanmoins espérer bénéficier d'un supplément de revenu par rapport à une situation où il n'aurait pas été formé compte tenu de son niveau d'éducation plus élevé :  $Y > X$  sur cette période du cycle de vie.

Bien évidemment, il n'est pas possible, pour un individu donné, d'observer simultanément le flux de ses revenus avec diplôme et le flux de ses revenus sans diplôme. Pour estimer des TRI, il est donc nécessaire de poser des hypothèses complémentaires. Dans cet article, nous proposons de comparer les chroniques de revenus des sans diplôme d'une génération avec les chroniques de revenus des diplômés de cette même génération. Pour chaque individu diplômé du supérieur, nous définissons  $F_a$  comme le flux financier net lié à l'investissement dans l'éducation à l'âge  $a$ . Si  $W_a$  est le salaire de l'individu à l'âge  $a$ ,  $D_a$  le montant de l'allocation chômage,  $R_a$  le montant de la pension de retraite,  $M_a$  les minima sociaux (minimum vieillesse et RMI),  $T_a$  le montant des impôts (l'impôt sur le revenu et la taxe sur la valeur ajoutée (TVA)) et  $X_a$  le coût d'opportunité, ce flux net peut s'écrire :

$$F_a = Y_a - X_a \quad (2)$$

avec

$$F_a = (W_a + D_a + R_a + M_a - T_a) - X_a \quad (3)$$

Le montant de chacune des composantes dépend des règles du système socio-fiscal. A un âge donné, plusieurs de ces composantes peuvent être nulles. De ce point de vue, elles dépendent

---

<sup>13</sup> Les revenus nets correspondent ici à l'ensemble des revenus (salaires, minima sociaux, allocations diverses, pensions de retraite) nets d'impôts.

bien évidemment de la situation vis-à-vis du marché du travail à l'âge  $a$ , par exemple les personnes qui ne sont pas en emploi ont un salaire nul ( $W_a = 0$ ). Néanmoins, le niveau de ces composantes du revenu dépend également de la situation et des revenus de l'individu aux âges précédents. Par exemple, le montant et les droits aux allocations chômage dépendent des chroniques passées de salaire et de la durée au chômage.

Nous retenons un revenu contrefactuel des diplômés du supérieur ( $X_a$ ) pour chaque âge. Son mode de calcul est différencié selon que l'individu a terminé ou non ses études.

Si l'individu diplômé a terminé ses études, nous considérons que le revenu contrefactuel correspond au revenu moyen des individus du même âge qui ne sont pas diplômés du supérieur. Sur la base du nombre d'individus non diplômés du supérieur à cet âge ( $N_a$ ) et de leurs revenus, le contrefactuel d'un diplômé du supérieur à l'âge  $a$  peut donc être calculé comme suit :

$$\bar{X}_a = \frac{\sum_{i=1}^{N_a} (W_a + D_a + R_a + M_a - T_a)}{N_a} \quad (4)$$

L'équation 4 consiste en une moyenne du revenu des non diplômés à un âge donné. Il convient de noter que cette opération est effectuée sur des revenus déterminés de manière conditionnelle à la situation moyenne des individus à un âge  $a$ , mais également de manière conditionnelle à la diversité des trajectoires individuelles passées. De ce point de vue, la différence entre le revenu contrefactuel et le revenu individuel du diplômé mesure alors le différentiel de revenu lié à l'obtention d'un diplôme. Pour un individu diplômé à un âge donné,  $F_a$  peut donc être négatif : il indique alors que l'individu observé a un revenu inférieur au revenu moyen d'un non diplômé à cet âge.

En revanche, si l'individu est à un âge où il n'a pas encore terminé ses études, nous considérons que le coût d'opportunité doit tenir compte du fait que l'individu est déjà en partie formé et pourrait se présenter sur le marché du travail en prétendant à un niveau de salaire potentiellement supérieur à celui des non diplômés. Pour tenir compte de cet effet pendant la période de formation initiale, nous retenons une différenciation du coût d'opportunité par niveau de diplôme. Six niveaux sont distingués : (1) les individus sans diplôme du supérieur (sans diplôme, CAP/BEP, Bac), (2) les Bac+2, (3) les Bac+3, (4) les Bac+4, (5) les Bac+5 et (6) les niveaux supérieurs à Bac+5. Si  $E$  est l'âge d'entrée sur le marché du travail de l'individu<sup>14</sup> et  $\bar{I}_a^d$  la moyenne des gains nets à l'âge  $a$  des individus actifs

<sup>14</sup> En cohérence avec notre manière d'indicer  $a$ , si l'individu termine ses études à 16 ans, alors  $E = 0$ .

avec un niveau d'éducation  $d$ , on peut définir le coût d'opportunité d'un individu ayant un diplôme de niveau  $d$  comme suit :

$$X_a = \text{MAX}\{\bar{I}_a^1, \bar{I}_a^2, \bar{I}_a^3, \dots, \bar{I}_a^d\} \quad \text{si } a < E \quad (5.1)$$

$$X_a = \bar{X}_a \quad \text{si } a \geq E \quad (5.2)$$

Dans notre analyse, le taux de rendement individuel est donc estimé sur le flux financier net individuel des diplômés du supérieur ( $F_a$ ) disponible sur l'ensemble de leur cycle de vie. Il inclut les éléments décrits précédemment : les revenus nets d'impôt (revenus salariaux, allocations chômage et minima sociaux), les revenus des non diplômés du supérieur qui permet d'évaluer le supplément de revenu lié à l'obtention d'un diplôme, et le coût d'opportunité durant la période de formation initiale<sup>15</sup>. Le TRI individuel calculé pour une cohorte donnée permet alors de disposer d'une distribution des rendements de l'enseignement supérieur et d'identifier les diplômés les plus exposés à des risques de faible valorisation.

Sous certaines conditions restrictives, il est possible d'interpréter cette distribution des rendements comme une distribution *ex ante*, c'est-à-dire une distribution qui rend compte du risque de valorisation d'un diplôme présidant aux choix d'éducation des individus. Il faut alors poser quatre hypothèses : 1) il y a une incertitude sur les revenus futurs pour des individus ayant obtenu un diplôme donné ; 2) l'étudiant ne connaît pas ses propres capacités/talents pour apprendre, ni les effets de ces talents sur ses revenus futurs ; 3) les choix éducatifs ne concernent pas une année marginale d'éducation mais une filière ; 4) le choix de la filière éducative est irréversible, il est fait à l'âge où l'étudiant peut entrer légalement sur le marché du travail.

L'introduction d'une dose d'incertitude sur les revenus futurs est une voie de recherche en développement de l'analyse économique des choix éducatif ; mais les travaux développés jusqu'à présent retiennent un niveau de spécification des diplômes relativement grossier – cf. par exemple, Buchinsky et Leslie (2010), ou Flannery et O'Donoghue (2011). Concernant la troisième hypothèse, suivant l'argument d'Altonji *et alii* (2012), nous pensons qu'une analyse en termes de filières éducatives et de spécialisations est une voie de recherche qui permet de renouveler l'approche habituelle en termes d'année marginale d'éducation. De plus, il est également possible d'argumenter qu'une approche en termes de filières correspond

---

<sup>15</sup> Nous n'intégrons pas les frais d'inscription car ils sont marginaux par rapport au coût d'opportunité. De manière générale, le coût total est peu différent du coût d'opportunité dans les pays où les études sont gratuites. cf. Gurgand (2005).

mieux au système d'enseignement supérieur français – cf. par exemple Courtioux *et alii* (2011). Les deux dernières hypothèses correspondent à une simplification d'un processus de choix plus complexe : les choix éducatifs sont par nature séquentiels ; de plus, chaque séquence de choix a des conséquences irréversibles sur les séquences suivantes.

Une estimation des TRI selon cette méthode suppose de disposer d'au moins trois éléments : les chroniques de revenus des diplômés du supérieur sur l'ensemble de leur cycle de vie, les chroniques de l'espérance de revenu des individus non diplômés de la même cohorte sur l'ensemble de leur cycle de vie et l'espérance de revenu des actifs par niveau de diplôme sur le début de leur cycle de vie. De telles données ne sont pas disponibles pour la France. Pour surmonter cette difficulté, nous avons recours à un exercice de microsimulation dynamique.

### **Diversité des carrières : un exercice de microsimulation dynamique**

Une solution permettant de surmonter l'absence d'enquêtes longitudinales suffisamment renseignées pour estimer les rendements de l'éducation avec l'approche présentée précédemment consiste à simuler la diversité des carrières des individus et les chroniques financières pour une génération. Dans cet article, nous utilisons un modèle de microsimulation dynamique qui permet de produire ce type d'exercice.

La méthode de calcul des rendements du supérieur que nous retenons consiste à calculer un TRI pour *chaque* individu diplômé présent dans notre base de données. De ce point de vue, notre méthodologie diffère de celle d'O'Donoghue (1999, p.253) qui calcule un TRI moyen pour plusieurs sous-populations : sur la base des données en coupe présentes dans le modèle Euromod, cet auteur reconstruit des pseudo-chroniques de revenus en moyennant les revenus par âge et par niveau de diplôme<sup>16</sup>. La technique utilisée permet de décomposer les différents éléments du revenu net des individus, mais elle n'est pas à proprement parler de la microsimulation dynamique. En effet, la simulation du système socio-fiscal a lieu en amont de la construction de chroniques de pseudo-revenu. Elle ne permet donc pas d'intégrer les dispositifs sociaux et fiscaux en prenant en compte les trajectoires individuelles (le niveau des retraites dépendant de la carrière salariale, le droit et le montant de l'allocation chômage

---

<sup>16</sup> Le principal intérêt de son approche est d'utiliser le modèle de microsimulation statique Euromod pour calculer des revenus nets de cotisations sociales et d'impôt contrairement à ce qui est généralement fait dans les comparaisons internationales sur le sujet – par exemple Psacharopoulos (1993).

des chroniques passées de revenus, etc.). La mesure des rendements qu'il propose ne cherche donc pas à prendre explicitement en compte la variabilité des trajectoires.

Un premier apport de notre modélisation dynamique est de simuler les éléments des trajectoires individuelles nécessaires au calcul sur barème des dispositifs socio-fiscaux pour mener des analyses économiques dans le champ de l'éducation<sup>17</sup>. De ce point de vue, pour le cas français, elle prolonge les travaux de Courtioux (2010) et Courtioux *et alii* (2012) en 1) améliorant le calcul des allocations chômage et des pensions de retraite car nous nous appuyons sur la simulation d'un revenu brut sur barème et non par l'application d'un taux forfaitaire au salaire net simulé ; 2) en introduisant de nouveaux éléments du dispositifs socio-fiscal français nécessaires si l'on veut produire une analyse en termes incitatifs (revenu minimum).

Un deuxième apport de notre exercice de microsimulation par rapport à O'Donoghue (1999) consiste à tenir compte de la dépendance d'état<sup>18</sup> dans la simulation des trajectoires individuelles. Ces effets sont pris en compte par les travaux qui s'appuient sur des modélisations dynamiques (par exemple, ceux de Flannery et O'Donoghue (2011) qui comparent les différents modes de financement de l'éducation du supérieur envisageables en Irlande<sup>19</sup> ; ou encore ceux de Courtioux *et alii* (2011) ou d'Allègre *et alii* (2012)). Néanmoins, ces études ne s'intéressent pas aux rendements privés des études supérieures, à l'exception de Courtioux (2010, 2012) qui calcule des TRI pour la France. Par rapport aux résultats disponibles, l'apport principal de cet article est d'éclairer les enjeux de l'architecture du système socio-fiscal sur la constitution des rendements de l'enseignement supérieur.

Le principe de notre modèle de microsimulation est relativement simple : sur la base de l'hétérogénéité d'une cohorte (sexe, diplôme, âge d'entrée sur le marché du travail), il simule la trajectoire des individus tout au long de leur cycle de vie en fonction de leurs caractéristiques individuelles. Le système socio-fiscal tel qu'il est simulé dans notre modèle intègre les revenus assurantiels (allocations chômage et pensions de retraite), les impôts (limités ici à l'impôt sur le revenu (IR) et à la TVA) et les minima sociaux (RMI et minimum vieillesse) en prenant comme base la législation de 2008<sup>20</sup>. La simulation sur barème du système socio-fiscal suit un ordre bien précis qui correspond aux assiettes légales utilisées

---

<sup>17</sup> Le modèle de microsimulation dynamique Destinie développé par Insee (1999) a déjà développé ce type de modèle dans le champ des retraites.

<sup>18</sup> Dans notre modélisation, les transitions entre différents états ne se réduisent pas à un processus markovien (cf. *infra*).

<sup>19</sup> Ils utilisent pour le modèle de microsimulation dynamique populationnel LIAM (O'Donoghue *et alii* (2009)) dont la structure est proche du modèle français Destinie (Insee (1999)).

<sup>20</sup> Pour assurer la cohérence des estimations, tous les montants monétaires sont exprimés en euros 2005.

pour le calcul des différents transferts<sup>21</sup>. Nous simulons tout d'abord les droits au chômage et à la retraite car ils sont basés sur le salaire brut. Une fois ces revenus intégrés, nous pouvons simuler l'impôt sur le revenu. Le minimum vieillesse et le RMI sont introduits en aval de l'IR car ils y échappent. Le dernier temps de la simulation est celui de la TVA qui doit prendre en compte les revenus disponibles pour la consommation après impôt sur le revenu, y compris les minima sociaux.

Dans la suite de cette partie, nous développons la présentation du modèle en définissant d'une part la base de données de départ sur laquelle est effectué l'exercice et en présentant d'autre part les étapes de la simulation des trajectoires des individus tout au long de leur cycle de vie (en l'occurrence, la simulation des transitions sur le marché du travail, des revenus et du système socio-fiscal français).

#### *La base de données en entrée de la simulation*

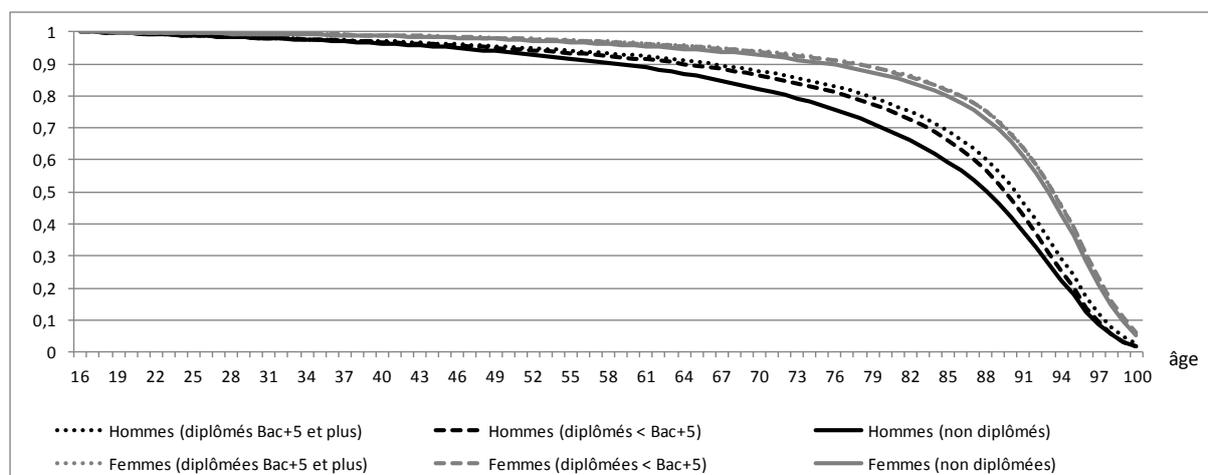
En entrée de la simulation, nous utilisons une base de données artificielle représentant la cohorte des individus de la génération 1970. Elle respecte leur hétérogénéité en termes de sexe, de diplôme et d'âge de fin d'études. Dans sa construction, cette base de données artificielle estime la répartition par diplôme, sexe, et âge de fin d'études de la génération 1970 par celle des individus nés entre 1968 et 1972 disponible dans les enquêtes Emploi en continu (EEC) 2003-2007. Pour développer avec précision une étude sur les rendements de l'enseignement supérieur, le modèle distingue vingt diplômes dont quinze de l'enseignement supérieur. Cette base en entrée a comme limite de ne représenter que des pseudo-célibataires (cf. *infra*) et non des ménages ou des familles (ce qui a notamment un impact sur la simulation du système socio-fiscal). Ce croisement nous permet de distinguer 457 catégories avec leurs pondérations relatives : par exemple, les femmes diplômées d'une école de commerce entrant sur le marché du travail à 25 ans constituent une de ces catégories. Nous calons alors les pondérations effectives des observations sur le nombre de naissances en 1970 (850 000). Sur la base de ces 457 classes nous créons 34 782 observations artificielles pour lesquelles nous tirons aléatoirement un secteur industriel (sept catégories) dans la distribution observée dans l'enquête Emploi selon le sexe et le diplôme pour les individus en emploi de moins de 30 ans. Le secteur d'activité ne change pas durant le processus de simulation de la carrière, nous considérons qu'il s'agit d'un élément de spécialisation du diplôme qui influera sur les transitions et sur les salaires.

---

<sup>21</sup> Nous respectons également cet ordre lors de la présentation de nos résultats concernant l'impact du système socio-fiscal sur la distribution des rendements (cf. *infra*).

Par ailleurs, pour tenir compte de la corrélation entre niveau d'éducation et espérance de vie, nous attribuons à chaque individu selon son diplôme et son sexe une fonction de survie<sup>22</sup>. Dans les calculs présentés *supra*, pour obtenir la pondération individuelle à chaque âge, on corrige la pondération originelle de cette fonction de survie. Dans notre simulation, la pondération de l'individu diminue alors au fil de sa trajectoire pour devenir quasi-nulle en fin de cycle de vie. Le graphique 1 présente quelques résultats agrégés pour la génération 1970 des fonctions de survie utilisées lors de la simulation.

Graphique 1 : Fonction de survie agrégée selon le sexe et le diplôme du supérieur



Source : enquête Emploi (Insee), Vallin et Meslé (2001), Robert-Bobée et Monteil (2005)- calcul des auteurs.

Champ : génération 1970.

Note : Les lignes correspondant aux femmes diplômées de niveau Bac+5 et plus et celle correspondant aux femmes diplômées avec un diplôme inférieur au niveau Bac+5 sont très proches et se confondent sur le graphique.

A partir de cette base artificielle, le modèle simule la trajectoire des individus tout au long de leur cycle de vie selon une démarche en trois temps : la simulation des transitions sur le marché du travail, la simulation des salaires et la simulation du système socio-fiscal. La simulation débute à 16 ans, âge légal d'entrée sur le marché du travail, et se termine à 100 ans, date où nous posons comme hypothèse que tous les individus de la cohorte sont décédés.

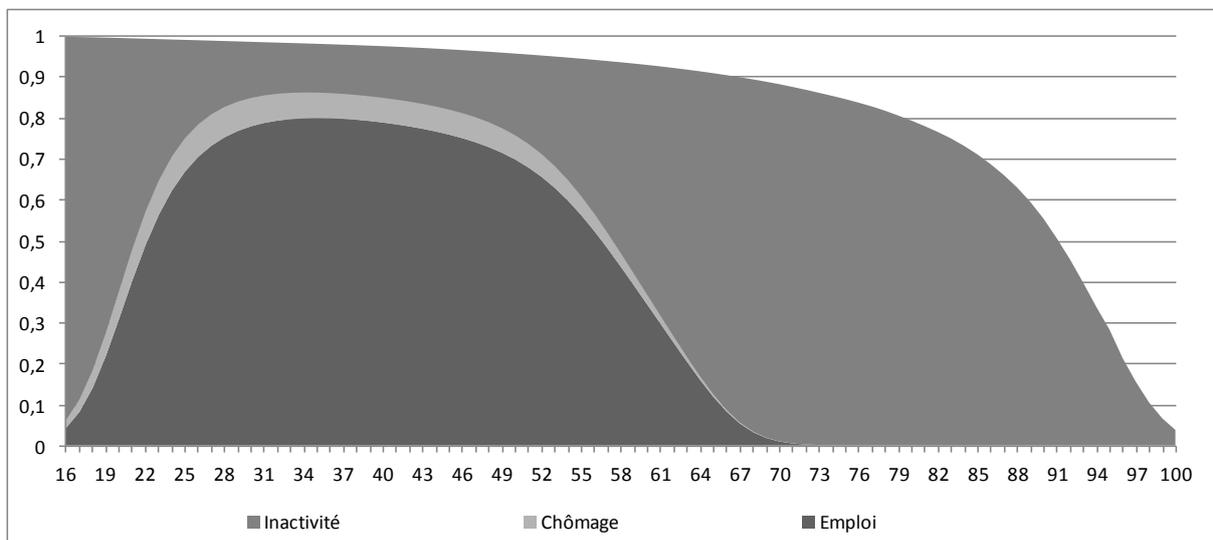
### Les transitions sur le marché du travail

Le modèle simule les transitions des individus sur le marché du travail tout au long de leur cycle de vie sur la base d'une périodicité annuelle (par définition, nous ne nous intéressons pas aux transitions à l'intérieur d'une même année).

<sup>22</sup> La modélisation de la mortalité selon le sexe, l'âge et l'éducation que nous retenons est proche de celle développée dans le modèle Destinie (cf. Insee (1999)). Les détails de notre modélisation sont présentés dans Courtioux *et alii* (2011), p.847-848, p.862-865.

Une première étape consiste à construire des profils agrégés de taux d'activité et de chômage par âge pour une génération. On s'appuie pour cela sur l'estimation du modèle présenté dans Courtioux (2010, p.151-153). Ce modèle est estimé sur la base des taux d'activité et des taux d'emploi par âge des individus présents dans les enquêtes Emplois 1968-2005. Son estimation comprend l'année de naissance de la génération comme variable de contrôle ainsi que l'état du marché du travail (mesuré par le taux de chômage courant). Dans la simulation présentée ici, pour calculer les profils d'activité générationnels, nous faisons l'hypothèse que le taux de chômage courant se fixe à 8% pour toute la durée de la simulation.

Graphique 2 : Chronogramme d'activité



Source: enquête Emploi 1968-2005 (Insee)- calcul des auteurs.

Champ : génération 1970.

Note : hypothèse d'un taux de chômage courant de 8% durant toute la période.

Une deuxième étape vise à déterminer les transitions qu'effectuent les individus tout au long de leur cycle de vie en fixant comme contrainte le respect des cibles agrégées par âge déterminée dans la première étape. Pour cela, nous avons besoin d'un modèle permettant d'estimer la probabilité relative de transition sur le marché du travail des individus de la génération. Pour calculer ces probabilités individuelles à un âge donné et compte tenu de la trajectoire passée, on s'appuie sur le modèle estimé dans Courtioux (2010, p.154-156)<sup>23</sup>. Les transitions entre cinq états sont simulés : inactivité, chômage, salarié du privé, salarié du public et indépendant. Elles sont simulées selon un processus pseudo-markovien : connaissant

<sup>23</sup> Un certain nombre de variables de contrôle introduites pour estimer les probabilités relatives ne sont pas utilisées pour la simulation (l'âge pour les femmes, le nombre d'enfant ainsi que la présence d'un jeune enfant dans le ménage).

les caractéristiques d'un individu en  $t$ , on établit les probabilités relatives qu'il transite vers un des cinq états à partir du modèle logistique estimé en amont. Sur la base du tirage d'une variable aléatoire et d'un calage sur marge, on attribue *in fine* à l'individu une des cinq positions en  $t + 1$ . Les caractéristiques déterminantes des probabilités relatives de transition sont le diplôme, le sexe, le secteur d'activité, la position précédemment occupée et des éléments de trajectoire individuelle passée (durée d'inactivité, chômage de longue durée).

Pour cette simulation des transitions sur le marché du travail, nous faisons l'hypothèse que les *probabilités relatives* de transition sont indépendantes de la génération<sup>24</sup>. En revanche, à caractéristiques individuelles et trajectoire passée données, la probabilité *effective* de transiter vers tel ou tel état du marché du travail à un certain âge dépend des caractéristiques propres de la génération : son chronogramme d'activité et sa composition (notamment en termes de diplômes).

### *Les salaires*

Une fois les transitions des individus simulées sur l'ensemble du cycle de vie, on simule le salaire net des personnes en emploi conditionnellement à leurs caractéristiques individuelles et leur trajectoire passée. Pour simuler le salaire, on s'appuie sur les résultats obtenus par l'estimation d'équations de gains à la Mincer (1974) qui permet de calculer le montant moyen d'un salaire pour des caractéristiques individuelles données. A ce montant moyen, on ajoute une part résiduelle dont le tirage est aléatoire. L'utilisation d'équations à la Mincer ne nous sert pas directement à estimer les rendements. Cependant ces équations constituent l'un des éléments utilisés pour simuler des carrières salariales dans notre exercice de microsimulation dynamique. Les équations de gains sont estimées sur l'EEC 2003-2007 et portent sur la variable de salaire net mensuel. Pour éviter les problèmes d'identification de coefficients non biaisés liés à l'endogénéité des choix éducatif, nous ne nous limitons pas à mesurer l'effet du nombre d'années d'étude : nous choisissons d'estimer un coefficient pour chaque diplôme. La forme de l'équation de gain estimée est la suivante :

$$\log(w_{e,s,i}) = \alpha_e \cdot e_i + \beta_e \cdot x_{e,i} + \delta_e \cdot x_{e,i}^2 + \eta_{e,s} \cdot s + \mu_e \cdot f_{e,i} + \varepsilon_{e,i}$$

Où  $w_{e,s,i}$  est le salaire mensuel tel qu'il est renseigné dans l'enquête Emploi 2003-2007 pour l'individu  $i$  avec un diplôme  $e$ , travaillant dans le secteur  $s$  et où  $x$  est le nombre d'années d'expérience et  $f$  une indicatrice indiquant si l'individu est dans un emploi public. Dans l'équation, la somme des effets des secteurs industriels est contrainte à 0. De plus, afin

<sup>24</sup> C'est pourquoi nous les estimons l'effet des caractéristiques individuelles sur les enquêtes Emploi 2003-2007. Cf. Courtioux *et alii* (2011)

d'identifier la spécificité des carrières féminines, l'estimateur de l'expérience ( $\beta$ ) est décomposé en deux effets : un effet global ( $\beta^1$ ) et un effet propre au fait d'être une femme ( $\beta^2$ ).

$$\beta_e . x_{e,i} = \beta_e^1 . x_{e,i} + \beta_e^2 . x_{e,i}$$

Du fait du faible nombre d'observations disponibles pour certains diplômes, nous avons effectué certains regroupements. Finalement, nous avons retenu huit équations de gain dont six concernent des diplômes de l'enseignement supérieur<sup>25</sup>. Dans le cas de ces regroupements de diplômes, on identifie l'effet spécifique de chaque diplôme par une indicatrice. L'effet du diplôme ( $\alpha$ ) est alors décomposé en deux effets : l'effet du diplôme de référence du regroupement ( $\alpha^1$ ) et l'effet spécifique du diplôme ( $\alpha^2$ ).

$$\alpha_e = \alpha_e^1 + \alpha_e^2$$

Le nombre d'années d'expérience en emploi n'est pas une variable directement observable dans l'enquête Emploi. Cependant, la différence entre l'âge courant et l'âge d'entrée sur le marché du travail constitue une variable *proxy* de l'expérience en emploi. Pour obtenir l'impact du nombre d'années d'expérience en emploi sur les salaires, nous avons estimé des équations de salaire en les corrigeant avec la méthode des variables instrumentales (IV). Nous retenons comme instruments : le taux de chômage des moins de 25 ans, l'année d'entrée sur le marché du travail ainsi qu'un ensemble de variables décrivant la situation familiale différenciées par sexe (nombre d'enfants : entre 0 et 18 mois, entre 18 mois et 3 ans, entre 3 ans et 6 ans, entre 6 ans et 18 ans, ainsi qu'une indicatrice de parent isolé)<sup>26</sup>. Les résultats de l'estimation des équations de gain ainsi qu'une discussion de la qualité de la simulation que l'on obtient pour la portion de la génération 1970 présente dans l'enquête emploi sont présentées dans Courtioux *et alii* (2011, p.858). Dans les résultats de notre exercice de microsimulation dynamique, l'expérience des individus est reconstruite sur la base de la simulation des transitions sur le marché du travail (cf. *supra*).

La distribution empirique des résidus ( $\varepsilon_i$ ) est également utilisée durant la simulation. Sur la base d'un tirage aléatoire, le modèle de microsimulation affecte à chaque individu un résidu observé sur la base de son diplôme. Durant la simulation du cycle de vie, le résidu est

<sup>25</sup> Pour procéder aux regroupements de diplômes, nous nous sommes appuyés sur une analyse de données « à la française » de la proximité des diplômes. Cette analyse en œuvre des classifications ascendantes hiérarchiques. Dans le cas où cette méthode ne suffisait pas pour trancher, nous avons procédé à un regroupement par niveau de diplôme. Les résultats de cette analyse préliminaire sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

<sup>26</sup> Pour vérifier le pouvoir explicatif de nos instruments, nous les avons régressés sur nos deux variables d'intérêt ( $\beta^1$  et  $\beta^2$ ). Les résultats ne sont pas les mêmes selon les regroupements de diplômes considérés. Nous considérons alors que le pouvoir explicatif est suffisant si  $R^2 \geq 0,35$ . Dans le cas contraire, nous estimons que l'effet de l'expérience est bien mesuré et n'a pas besoin d'être corrigé.

conservé jusqu'à ce que l'individu quitte une situation d'emploi. Quand il retrouve une situation d'emploi, un nouveau résidu est tiré.

Les salaires bruts sont nécessaires pour calculer sur barèmes les allocations chômage et les pensions de retraite. La différence entre le salaire brut et le salaire net dépend du statut de l'individu (cadre, non cadre, fonctionnaire) et du montant de sa rémunération brute par rapport au barème fixé : il existe plusieurs tranches qui servent à fixer la proportion et l'assiette des cotisations sociales. Dans le modèle de microsimulation, on calcule le salaire brut à partir du salaire net sur la base du barème de l'année 2008. Nous disposons alors d'une chronique annuelle des positions vis-à-vis du marché du travail et des montants de salaires bruts perçus qui permettent de calculer sur barème le montant des allocations chômage et le montant des pensions de retraite.

#### *Les allocations chômage*

Pour les allocations chômage, seule l'ARE (allocation d'aide au retour à l'emploi) est simulée. L'ARE est calculée à partir de la position occupée sur le marché du travail et des chroniques de revenus passés. Perçoit donc une allocation chômage, pour une période donnée, tout individu qui occupe la position « chômage » et qui a ouvert, par ses cotisations salariales passées, ses droits à l'assurance chômage. Les taux appliqués et les modalités précises de mise en œuvre de ce calcul sont ceux découlant de la législation de 2008 pour laquelle on retient une version simplifiée calée sur un pas annuel.

#### *Les pensions de retraite*

Le modèle simule les principales composantes du système de retraite : le régime général, le régime complémentaire et le régime public. Le montant des pensions est établi en fonction des transitions et des revenus individuels sur le marché du travail (salaires et allocations chômage). La retraite de base est calculée sur la base des vingt-cinq meilleures années de salaire. Les retraites complémentaires (AGIRC, ARRCO) sont simulées en fonction du statut individuel : les individus dont le diplôme est au moins équivalent à un Bac+5 sont considérés comme cadres et bénéficient du régime AGIRC. Les retraites du secteur public sont simulées et appliquées aux individus qui ont travaillé plus de quarante-et-un ans dans le secteur public. Dans le modèle, l'âge à partir duquel on peut toucher une pension de retraite est fixé à 65 ans. Rappelons que les profils d'activité sont estimés à partir d'individus qui ont la possibilité légale de partir à la retraite à 60 ans (cf. *supra*, graphique 2). Ceci revient à

supposer qu'il n'y aura pas d'ajustement des comportements d'activité de la génération née en 1970 aux nouvelles règles de calcul des droits à la retraite<sup>27</sup>.

### *L'impôt sur le revenu*

L'impôt sur le revenu est calculé pour chaque étape du cycle de vie en appliquant les barèmes de 2008 aux revenus des individus. Pour chaque année, le revenu brut global est approximé par la somme des salaires nets (avec un abattement de 10%), des allocations chômage nettes et des pensions de retraite nettes. Conformément à la législation en vigueur, le RMI est écarté. Par convention, le revenu net global imposable est égal au revenu brut global<sup>28</sup>. On applique alors le taux d'imposition correspondant aux différentes tranches de revenu. Par ailleurs, le modèle retenu simule également la décote. Pour être exprimés en €2005, on applique à l'ensemble des différents seuils de l'impôt sur le revenu un coefficient d'actualisation obtenu sur la base des indices de prix à la consommation de l'Insee.

### *Le revenu minimum*

La simulation des minima sociaux dans le modèle se fait en aval des précédents éléments puisqu'ils ne font l'objet d'aucun prélèvement et prennent la forme d'allocations différentielles distribuées sous condition de ressources. Pour calculer le RMI et le minimum vieillesse, nous appliquons la législation en vigueur en 2008<sup>29</sup>. Pour le minimum vieillesse, nous avons attribué une allocation pleine ou différentielle aux individus de plus de 65 ans dont les revenus étaient inférieurs au plafond de ressources fixé par la sécurité sociale. De façon similaire, nous attribuons à l'individu le RMI de base total ou différentiel en fonction du plafond de ressources fixé. Le RMI socle est complété par un intéressement et une prime de retour à l'emploi si l'individu reprend une activité l'année suivante. Dans le cas d'une reprise d'emploi, les individus peuvent cumuler leur allocation avec leur revenu d'activité pendant trois mois. Au-delà de trois mois, la législation distingue deux cas : celui où les individus exercent une activité mensuelle de moins de 78 heures et celui où ils travaillent plus

---

<sup>27</sup> Nous testons par ailleurs les effets d'un ajustement complet des comportements d'activité de la génération née en 1970 à l'évolution de la législation sur les retraites. Pour ce faire, nous prolongeons les profils d'activité agrégés de 5 ans au point où le taux d'emploi est le plus élevé.

<sup>28</sup> En toute rigueur fiscale, il aurait fallu retirer au revenu brut global le montant de la CSG déductible.

<sup>29</sup> Depuis peu, le RMI et le minimum vieillesse ont été remplacés par le RSA et l'ASPA. Nous avons cependant souhaité rester en cohérence avec l'année de législation retenue par le modèle (l'année 2008). Ce choix n'a par ailleurs que peu d'impact sur les résultats puisque les différences entre le RMI et le RSA sont surtout basées sur l'activité infra-annuelle des individus (transitions entre emploi et chômage à l'intérieur d'une année, reprise progressive d'activité au cours de l'année, etc.) que notre modèle de microsimulation ne peut pas reproduire avec précision.

que ce quota. Dans le premier cas, les individus ont droit à une prime forfaitaire de 150 euros par mois du quatrième au douzième mois assorti d'une prime de retour à l'emploi égale à 1000 euros<sup>30</sup>. Dans le second, ils ont uniquement droit à un abattement de 50% sur leurs revenus dans le calcul de leur allocation différentielle. Pour déterminer si l'individu travaille plus ou moins de 78 heures mensuelles, nous effectuons une comparaison entre leur salaire brut annuel et le smic brut annuel pour 78 heures de travail mensuel.

### *La TVA*

Les montants de TVA acquittés individuellement font l'objet d'un calcul basé sur des taux d'effort qu'il est possible d'estimer à partir l'enquête Budget des familles (Insee). Théoriquement, le montant acquitté et sa dynamique tout au long de la vie dépendent des choix inter-temporels relatifs à l'arbitrage entre consommation et épargne. Ces choix sont susceptibles d'être influencés par des facteurs familiaux (on peut par exemple penser qu'il est plus difficile d'épargner durant la phase de son cycle de vie que l'on consacre à élever des enfants). Ils sont donc complexes à appréhender sur la base des données en coupe dont nous disposons. Dans ce cadre, pour retenir une dynamique crédible d'acquittement de la TVA tout au long du cycle de vie, nous décidons de retenir une valeur centrale : la médiane. Par ailleurs, pour rester cohérent avec notre appréhension des autres éléments du revenu indépendamment du patrimoine, nous décidons d'appliquer au revenu disponible un taux d'effort en fonction de l'âge et du revenu. Trois tranches de revenus sont ainsi distinguées auxquelles correspondent respectivement trois séries de taux d'efforts<sup>31</sup>. Dans la simulation, suivant la tranche de revenu à laquelle l'individu appartient à un âge donné, il est alors possible de calculer le montant de la TVA dont il s'acquitte.

La différence entre notre méthode d'estimation et de décomposition des TRI et celles présentes dans la littérature est liée au fait que nous utilisons un modèle de microsimulation dynamique dédié aux questions de financement de l'éducation qui rend compte de l'hétérogénéité des diplômés à un niveau très fin.

Tout d'abord, nous calculons des TRI à partir d'individus issus d'une même génération alors que l'OCDE propose des TRI basés sur des individus d'âges différents<sup>32</sup>.

---

<sup>30</sup> Ces montants sont tirés de la dernière législation (loi du 23 mars 2006) portant sur les primes et les intéressements associés au RMI et ont été actualisés en €2005 (respectivement égaux à 147,48 euros et 983,19 euros). Nous retenons cette législation car elle est restée en vigueur durant l'année 2008.

<sup>31</sup> Les résultats de ces estimations sont présentés dans Courtioux *et alii* (2011).

<sup>32</sup> Pour une présentation plus détaillée voir OCDE (2008).

L'idée de cette méthode est de reconstruire les chroniques de revenu des individus ayant atteint un niveau d'éducation  $d$  et celles des individus ayant un niveau d'éducation inférieur à partir des revenus moyens des différentes catégories de diplôme observées à chaque âge. Le TRI est ainsi calculé en rapportant le flux des diplômés et des non diplômés puis corrigé par la probabilité de trouver un emploi (par définition plus élevée pour les plus diplômés). La méthode de l'OCDE introduit donc un biais générationnel dans la mesure où elle construit des flux de revenus moyens annuels différenciés par niveau de diplôme à partir de l'observation d'individus d'âges et de générations différents. Notre méthode essaie de corriger ce biais en modélisant d'une part un chronogramme d'activité pour la génération 1970 (basé sur l'hypothèse d'un taux de chômage courant à 8%) et en effectuant d'autre part une série d'estimations des équations de salaire au niveau des diplômes. Par ailleurs, les estimations de salaire corrigent les effets observés de l'expérience et permettent de rendre compte d'effets de polarisation des trajectoires salariales liés à la durée d'inactivité, au passage en chômage de longue durée, ou à la succession de périodes alternant chômage et emploi. Ces effets de polarisation ne sont pas pris en compte quand l'estimation s'appuie sur un cadre de microsimulation statique comme dans le cas d'O'Donoghue (1999). Elles ne sont prise en compte que partiellement dans le cadre d'une modélisation dynamique non dédié à l'éducation<sup>33</sup> de Flannery et O'Donoghue (2011) car le niveau de détail des diplômes est très faible.

Deuxièmement, concernant les éléments du système socio-fiscal effectivement pris en compte dans le calcul des flux, l'OCDE utilise un montant agrégé des contributions sociales et des prélèvements fiscaux selon le niveau de revenu. Notre méthode complète cette perspective puisqu'elle différencie les instruments socio-fiscaux et permet ainsi d'apprécier leur impact respectif. Cette méthode consiste à utiliser au maximum les perspectives permises par la microsimulation sur barème comme dans l'article d'O'Donoghue (1999). De ce point de vue, nous retenons une perspective de cycle de vie plus complète que celle d'Allègre *et alii* (2012) qui ne prennent en compte que la partie active du cycle de vie.

Par ailleurs, l'OCDE tient compte des flux de revenu avant l'âge de départ à la retraite (fixé par convention à 64 ans). Sur ce point, notre travail élargit la perspective du cycle de vie des individus puisqu'il tient compte de l'effet des pensions de retraite sur la rentabilité de l'investissement éducatif.

---

<sup>33</sup> Le modèle LIAM utilisé par les auteurs est originellement destiné à analyser le financement des retraites.

Enfin, l'OCDE calcule le coût d'opportunité des diplômés à partir du salaire minimum en vigueur tandis que notre modèle propose de comparer les flux de revenu entre diplômés du supérieur et non diplômés. Dans ce cadre, il est possible que la démarche de l'OCDE sous-estime les coûts d'opportunité dans la mesure où elle ne tient pas compte de l'hétérogénéité des salaires observés sur le marché du travail (mi-temps, chômage des non diplômés, effets du non-emploi, etc.)

Notre modèle apporte donc des éléments complémentaires aux méthodes de calcul des TRI proposées dans la littérature en prenant en compte du mieux possible l'hétérogénéité intra et inter diplôme pour calculer des distributions de TRI. Certaines limites à notre démarche doivent cependant être soulignées.

Une première limite tient au fait que la microsimulation dynamique est utilisée pour simuler un panel dont nous ne disposons pas. Si cette simulation repose sur des hypothèses raisonnables, nous sommes limités par la fenêtre d'observation des EEC pour les estimations en amont de la simulation (équations de gain, déterminants des probabilités relatives de transition sur le marché du travail). Les effets potentiels de dévalorisation des diplômes liés par exemple à la massification de l'enseignement supérieur ne peuvent pas être saisis en tant que tels. Néanmoins, pour une analyse des rendements sur la génération 1970, les hypothèses retenues et les tests de robustesse permettent de dresser un premier bilan<sup>34</sup>.

Une deuxième limite tient au fait que la formation de la famille n'est pas simulée. Du point de vue du système socio-fiscal, ceci conduit à exclure de l'analyse la dimension familiale des politiques sociales et fiscales qui est pourtant importante en termes redistributifs<sup>35</sup>. Cela ne nous permet pas de rendre compte, dans la simulation, des potentielles polarisations de trajectoires liées aux dynamiques familiales. Néanmoins, le premier bilan que nous proposons dans la section suivante peut permettre à terme de proposer une analyse plus complète de l'effet *propre* des trajectoires familiales sur les interactions entre éducation initiale, trajectoires professionnelles, trajectoires familiales et leurs conséquences sur la distribution des rendements des études supérieures.

Plus généralement, la manière stylisée avec laquelle nous construisons une cohorte de référence correspond à une hypothèse de régime stationnaire avec pérennité du système socio-fiscal. Elle suppose que les conditions maroéconomiques et démographiques durant toute la

---

<sup>34</sup> Pour une appréciation de la robustesse de l'exercice de microsimulation, cf. notamment l'annexe. Par ailleurs, les résultats ne sont pas invalidés par une modification du chronogramme générationnel d'activité qui se traduirait par une adaptation parfaite des comportements d'activité des seniors au recul de l'âge de la retraite.

<sup>35</sup> Sur ce point, voir notamment Bechtel *et alii* (2005).

période du cycle de vie de la cohorte ne se traduisent pas par des contraintes de financement conduisant à revoir l'architecture du système socio-fiscal.

## Résultats

Dans cette partie, nous proposons une distribution des taux de rendement selon le niveau de diplôme à partir de notre modèle de microsimulation dynamique. Avant de détailler la présentation de nos résultats, il est possible d'effectuer deux remarques générales sur les rendements de l'enseignement supérieur fournis par notre modèle.

Tout d'abord, nous avons mené un test pour apprécier la qualité des simulations produites avec notre méthode en calculant un indicateur de rendement moyen comparable à celui de l'OCDE. L'ensemble des publications de l'OCDE donne une fourchette indicative des rendements de l'enseignement supérieur pour la France: en 2003, la moyenne des TRI privés était de 8,4% pour les hommes et 7,4% pour les femmes ; ce taux moyen était de 12,2% pour l'ensemble en 1999 (OCDE, 2003). Sur ce point, notre modèle de microsimulation permet d'obtenir des résultats proches puisque nous estimons le rendement moyen à 12,9% pour la génération 1970.

Deuxièmement, notre approche en termes de risque de valorisation livre d'emblée une vision plus nuancée du lien entre poursuite des études supérieures et gains financiers. Quand on s'intéresse à la distribution des rendements, il apparaît que pour l'ensemble des diplômés du supérieur, la médiane des TRI est de 12,1%. Cette valeur centrale est assez proche de la moyenne mais ne rend pas compte de l'ampleur des risques de valorisation des études supérieures. En effet, on note que le dernier quartile (P75) et le premier quartile (P25) sont estimés respectivement à 21,2% et 6,3%. Par ailleurs, la méthode retenue permet de montrer que les diplômés du supérieur ont un risque non négligeable de ne pas valoriser financièrement leurs études. En effet, la part des rendements négatifs s'établit à 5,3%.

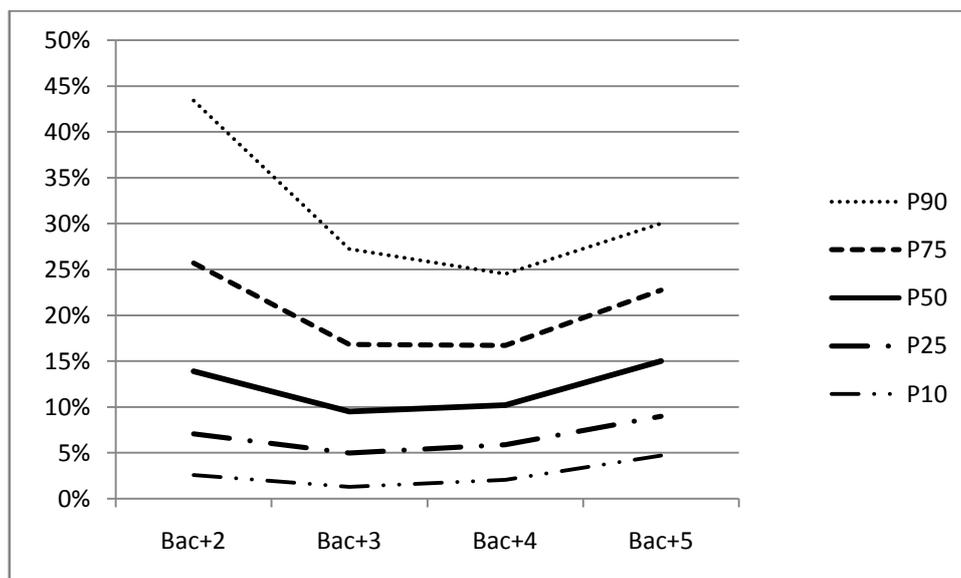
Nous précisons ces résultats généraux en produisant, dans un premier temps, une distribution des rendements de l'enseignement supérieur par niveau de diplôme. Dans un deuxième temps, nous décrivons et analysons l'impact des instruments du système socio-fiscal sur les risques de faible valorisation.

## **La dispersion des rendements nets ne met pas en lumière d'effets incitatifs forts à la poursuite d'étude**

Pour analyser la distribution des rendements de l'enseignement supérieur par niveau de diplôme, nous distinguons les niveaux Bac+2, Bac+3, Bac+4, ainsi que le niveau supérieur ou égal à Bac+5. Il n'est pas anodin de noter que, pour deux individus ayant le même TRI mais pas le même niveau d'études, les revenus actualisés de l'individu le plus diplômé seront plus importants : si le taux de rendement est le même, l'individu qui a étudié plus longtemps a une dépense d'investissement plus élevée et donc un montant du retour sur investissement plus élevé. Dans ce cadre, l'existence d'un rendement homogène pour une année supplémentaire d'études et une hétérogénéité du nombre d'années d'études poursuivies par les individus suffisent à expliquer l'existence de différences de salaire à un point donné du temps. Dans le contexte français, il apparaît que ces explications sont insuffisantes et nécessitent quelques éléments d'analyse supplémentaires sur les caractéristiques du système éducatif.

En effet, le graphique 3 fait apparaître une forme en « U » de la médiane des rendements. Ce résultat tend à illustrer les caractéristiques du système d'enseignement supérieur français et ses liens avec le marché du travail. Ces liens sont identifiés depuis longtemps : Goux et Maurin (1994), par exemple, montrent que les rendements de l'éducation sont meilleurs pour les BTS que pour les autres diplômes de niveau équivalent. Nos résultats montrent que, pour les Bac+2, le rendement médian s'établit à 13,9%. Concernant les diplômes équivalents à un Bac+3, on constate une diminution du rendement médian qui s'établit à 9,5%. Cette diminution du rendement médian peut être interprétée par le caractère peu professionnalisant de certaines filières de niveau Bac+3 (licences universitaires) par rapport à des filières de niveau Bac+2 (type BTS). Entre Bac+3 et Bac+4, le niveau du rendement médian augmente peu et s'établit à 10,2%. En revanche, entre Bac+4 et Bac+5, le rendement médian augmente fortement puisqu'il se fixe à 15%. On peut penser que cette augmentation importante s'explique en partie par la structure du système d'enseignement supérieur français qui concentre les cursus les plus prestigieux (et notamment les grandes écoles) au niveau Bac+5.

Graphique 3 : Rendements de l'enseignement supérieur par niveau d'études pour différents points de la distribution



Source : calcul des auteurs.

Champ : diplômés du supérieur, génération 1970.

Note : P90 pour 90<sup>ème</sup> percentile, P75 pour 75<sup>ème</sup> percentile, P50 pour médiane, P25 pour 25<sup>ème</sup> percentile, P10 pour 10<sup>ème</sup> percentile.

Lecture : 50% des Bac+3 ont un taux de rendement inférieur ou égal à 9,5%.

En complément de cette analyse de la médiane des rendements, une approche par microsimulation permet d'analyser la mesure dans laquelle le risque de valorisation des études est plus au moins sensible au nombre d'années d'études après le Bac.

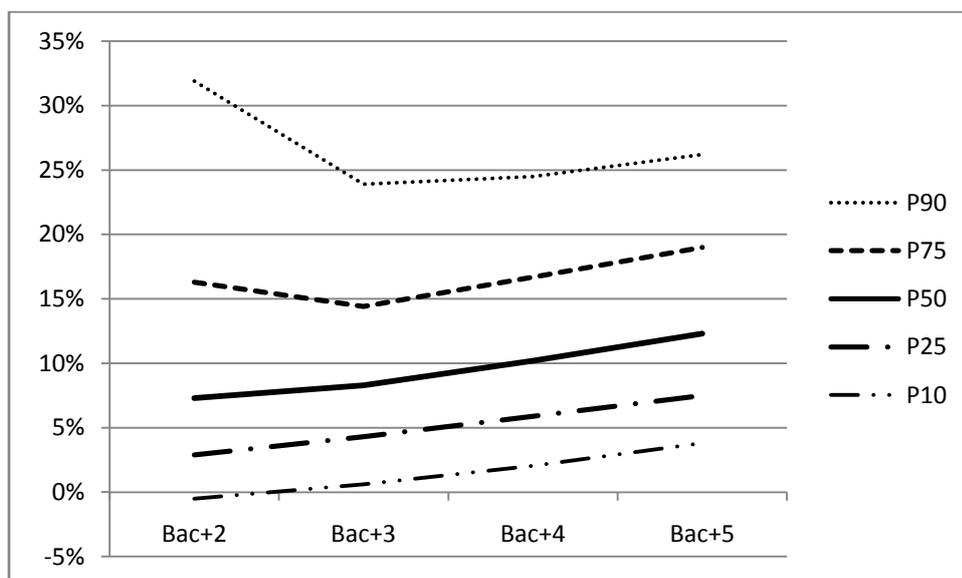
Le graphique 3 montre que les rendements suivent globalement une courbe en « U » quel que soit le point de la distribution considéré, mais que ces risques de valorisation sont fortement différenciés suivant le niveau de diplôme. C'est au niveau Bac+2, que les risques de valorisation sont les plus importants puisqu'il y a un écart de 40,8 points entre le niveau du 10<sup>ème</sup> percentile et le niveau du 90<sup>ème</sup> percentile de TRI. Cet écart est de 25,9 points au niveau Bac+3 ; il est de 22,5 points au niveau Bac+4 et de 25,3 points pour les niveaux Bac+5. Il convient de noter que les forts risques sur les rendements des Bac+2 ne leurs sont pas nécessairement défavorables : ce niveau de diplôme peut également correspondre à des taux de rendement très élevés. De ce point de vue, l'ampleur de la distribution que nous obtenons est cohérente avec les résultats généralement obtenus lors de l'estimation d'équations de salaire à la Mincer, à savoir qu'une modélisation introduisant les effets des années d'études et des années d'expérience n'explique qu'une faible partie de la dispersion des salaires<sup>36</sup>. En termes de risque de valorisation, cette forme en « U » traduit le fait que les diplômés de

<sup>36</sup> Généralement, le R<sup>2</sup> est de l'ordre de 20-30%.

niveau Bac+3 et Bac+4 ont une probabilité plus élevée de connaître une faible valorisation de leur diplôme que les diplômés de niveau Bac+2 et Bac+5. En effet, les premiers quartiles de TRI (P25) des diplômés de niveau Bac+3 et Bac+4 sont de l'ordre de 5% contre respectivement 7% et 9% pour les diplômés de niveau Bac+2 et Bac+5.

Dans notre cadre d'analyse, les résultats sur la dispersion et les niveaux de rendement différenciés par niveau de diplôme (forme en « U ») reflètent les caractéristiques du système éducatif et ne peuvent donc pas être interprétés directement comme l'incitation financière qu'il y aurait à se former une année supplémentaire. En effet, les différents niveaux peuvent correspondre à des filières en grande partie cloisonnées : par exemple, une très grande partie des étudiants diplômés d'écoles d'ingénieurs et d'écoles de commerce ont intégré leur école à la suite d'une classe préparatoire dont l'entrée était sélective. De ce point de vue, il apparaît nécessaire d'isoler d'une part la filière strictement universitaire pour laquelle la question de la poursuite ou non d'une année supplémentaire d'études peut se poser effectivement dans ces termes et d'autre part les individus des autres cursus où les choix s'effectuent plutôt à l'entrée d'un cursus dont la durée est normalisée. Pour éclairer cet aspect dans le graphique 4, nous présentons uniquement la distribution des rendements de l'enseignement supérieur pour les diplômés de l'Université. Les DUT/Deust ont été écartés dans ce graphique car nous avons considéré *a priori* que ces filières universitaires étaient plus proches des filières BTS du fait de leurs pratiques pédagogiques et de la plus grande professionnalisation des diplômes qu'elles proposent.

Graphique 4 : Rendement de pour l'enseignement supérieur par niveau d'études pour différents points de la distribution (Université)



Source : calcul des auteurs.

Champ : diplômés du supérieur (DEUG, licence, maîtrise, DEA, DESS), génération 1970.

Note : P90 pour 90<sup>ème</sup> percentile, P75 pour 75<sup>ème</sup> percentile, P50 pour médiane, P25 pour 25<sup>ème</sup> percentile, P10 pour 10<sup>ème</sup> percentile.

Lecture : 50% des diplômés de l'Université de niveau Bac+3 ont un taux de rendement inférieur ou égal à 8,3%.

En ne considérant que les diplômés universitaires (graphique 4), on remarque que la distribution des rendements médians ne suit plus une forme en « U » mais une forme croissante. En effet, pour les Bac+2, le rendement diminue de 6,6 points par rapport au graphique 1 et se fixe à 7,3%. On peut faire la même observation pour les Bac+5, le rendement médian diminuant de 2,7 points. Cette diminution est moindre pour les individus de niveau Bac+3 (1,2 point) et nulle pour les individus de niveau Bac+4, puisque ce diplôme est uniquement constitué des filières universitaires.

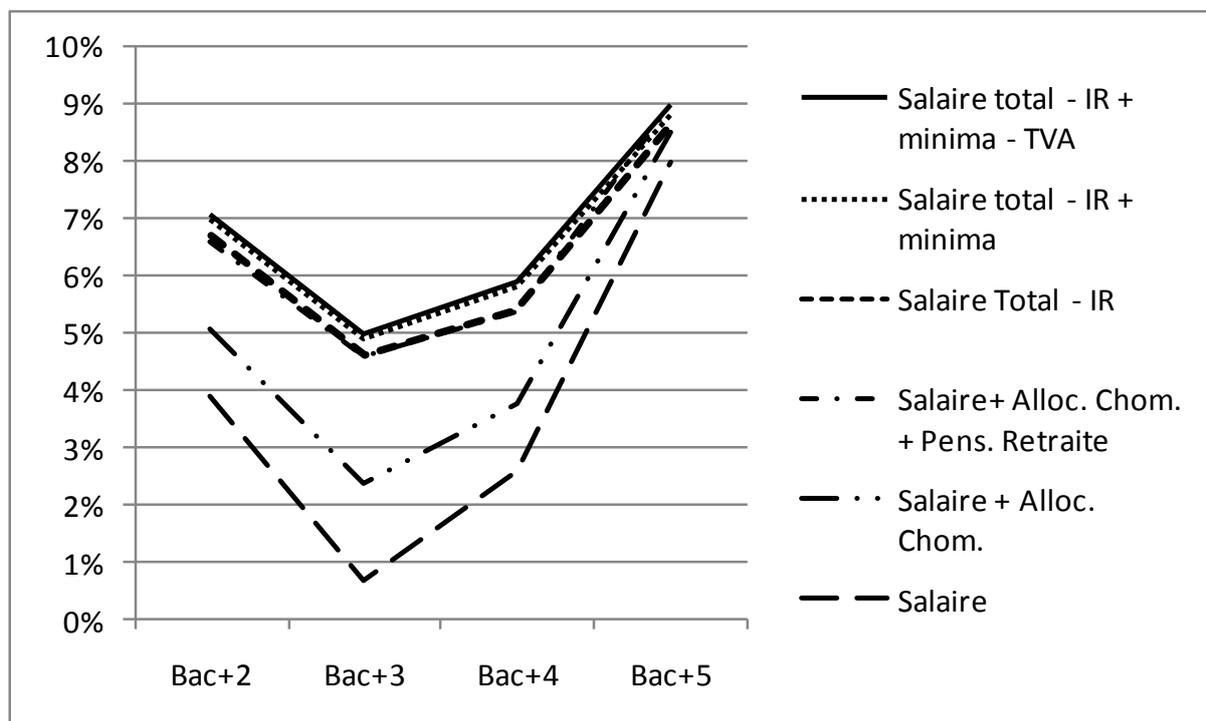
En termes de risques, le graphique montre que les individus ayant obtenu un diplôme universitaire ont une probabilité forte de connaître de faibles niveaux de valorisation. En effet, 25% des individus ayant obtenu un diplôme universitaire de niveau Bac+2 ou Bac +3 ont un rendement respectivement inférieur à 2,9% et 4,3%. Néanmoins, le risque de faible valorisation est décroissant avec l'augmentation du niveau de diplôme universitaire puisque, pour les Bac+4 et les Bac+5, les premiers quartiles (P25) se fixent respectivement à 5,9% et 7,5%.

## **L'assurance vieillesse et l'assurance chômage réduisent sensiblement les risques de faible valorisation des études jusqu'à Bac+4**

Il est important de rappeler que l'effet des différents éléments du système socio-fiscal sur les rendements de l'enseignement supérieur que nous mesurons ici n'est pas trivial. En effet, la construction des coûts d'opportunité est fondée sur les revenus moyens des non diplômés du supérieur qui sont utilisés dans notre analyse, comme la référence. De ce point de vue, le fait qu'un dispositif se traduise par un effet positif sur les rendements individuels des diplômés indique que l'effet pour l'individu, c'est-à-dire le diplômé du supérieur, est plus important que la moyenne des effets pour les individus qui constituent la référence, c'est-à-dire l'ensemble des non diplômés du supérieur. Un effet positif sur un point de la distribution des rendements peut donc être interprété comme un biais assurantiel indirect favorable aux diplômés du supérieur.

Nous nous intéressons principalement ici aux effets du système socio-fiscal sur les risques de faible valorisation des diplômes. Pour ce faire, nous nous concentrons sur le bas de la distribution (le premier quartile), que l'on peut interpréter comme un risque de faible valorisation. Pour mémoire, l'ordre d'agrégation progressive des effets des instruments du système socio-fiscal que nous retenons nous permet de rester en cohérence avec les assiettes fiscales servant de base au calcul de ces différents instruments (cf. *supra*).

Graphique 5 : Décomposition du risque de faible valorisation (P25) selon l'instrument socio-fiscal considéré.



Source : calcul des auteurs.

Champ : diplômés du supérieur, génération 1970.

Note : les courbes « Salaire total – IR + minima - TVA », « Salaire total-IR » et « Salaire + Alloc. chom. + Pens. retraite » sont quasiment confondues. P25 pour premier quartile.

Lecture : Si on s'intéresse uniquement aux salaires, les diplômés de niveau Bac+3 appartenant au premier quartile ont un taux de rendement inférieur ou égal à 0,7%. Ce taux atteint 5% une fois que le rôle du système socio-fiscal est pris en compte.

Le graphique 5 montre que le système socio-fiscal pris dans son ensemble intervient fortement dans la diminution des risques de faible valorisation. On remarque qu'à ce niveau de risque, ce sont les Bac+3 pour lesquels le rendement est le plus faible lorsque tous les instruments socio-fiscaux ont joué. En effet, le rendement pour le premier quartile (P25) passe de 0,7% à 5% soit un écart de 4,3 points. Cette réduction est de 3,3 points pour les Bac+4, de 3,2 points pour les Bac+2 et de 1 point pour les Bac+5. De manière générale, ce sont les individus susceptibles de connaître les rendements les plus faibles (Bac+3 et Bac+4) qui bénéficient le plus du système socio-fiscal. Les diplômés de niveau Bac+2 voient tout de même leur TRI décroître à ce niveau de risque ce qui est dû au fait que cette catégorie n'est pas homogène en termes de trajectoires sur le marché du travail et intègre des individus issus des filières universitaires et de diplômes type BTS.

Une décomposition de l'influence exercée par chaque instrument fait apparaître que ce sont principalement les pensions de retraite et les allocations chômage qui diminuent les

risques de faible valorisation. Cette diminution est plus forte pour les individus bénéficiant des rendements les plus faibles. En effet, les allocations chômage augmentent le premier quartile des rendements (P25) de 1,7 points pour les Bac+3, de 1,2 points pour les Bac+4 et les Bac+2 et de 0,5 point pour les Bac+5. Ces résultats s'expliquent par le fait que les individus issus des filières à faible valorisation salariale sont également les plus exposés au risque chômage durant leur carrière. Les allocations qu'ils perçoivent lors des périodes hors emploi contribuent à réduire l'écart de rentabilité entre leur diplôme et celui des individus moins exposés à ce risque. Le salaire qu'ils perçoivent en emploi leur permet par ailleurs de bénéficier d'indemnités plus élevées que celle des non diplômés du supérieur (situation de référence). Concernant les pensions de retraite, leur introduction dans le calcul augmente le premier quartile des rendements (P25) de 2,2 points pour les Bac+3 et de 1,6 points pour les Bac+4 contre 1,5 points pour les Bac+2 et 0,5 point pour les diplômés de niveau Bac+5. Ces résultats permettent d'éclairer certains effets du système de retraite : il réduit les écarts de rendements entre diplômés du supérieur, mais contribue également à accentuer les écarts avec les non diplômés du supérieur.

Les autres instruments fiscaux n'exercent en revanche qu'une faible influence. L'introduction de l'impôt sur le revenu dans le calcul des TRI diminue légèrement les rendements pour les Bac+5 (de 0,4 point) sans affecter ceux des autres catégories. Sur ce point, nous avons vu que les Bac+5 valorisent fortement leur diplôme sur le marché du travail. Bénéficiant de hauts revenus, on peut supposer qu'ils sont donc relativement plus taxés que les individus issus des autres filières ce qui diminue leur rendement. Le rendement Bac+2, des Bac+3 et des Bac+4 n'est cependant pas modifié vis-à-vis des non diplômés du supérieur.

Concernant les minima sociaux, on constate qu'ils réduisent les risques de faible valorisation en augmentant le premier quartile des rendements (P25), et ce, pour tous les niveaux de diplôme. Cette diminution du risque est sensiblement plus élevée pour les individus de niveau Bac+4 (0,4 point) qu'elle ne l'est pour les individus de niveau Bac+5 (0,2 point), les niveaux Bac+3 et Bac+2 se situant à un niveau intermédiaire (0,3 point). L'effet important sur les rendements des Bac+4 peut découler des difficultés d'insertion de ces individus qui sont susceptibles de terminer leurs études au moment où ils peuvent légalement prétendre au RMI. Durant leur recherche d'emploi, ce minima vient également compléter leurs revenus lorsque ces derniers sont faibles. Ce dernier mécanisme peut également jouer pour les diplômés de niveau Bac+2 et Bac+3 qui finissent leur études plus jeunes et peuvent

ne pas avoir droit au RMI. L'effet plus faible pour les Bac+5 s'explique par le fait qu'ils sont moins soumis au risque d'une insertion professionnelle difficile.

Enfin, nous constatons que la TVA a un impact homogène sur la rentabilité de l'investissement éducatif quel que soit le niveau de diplôme (de l'ordre de 0,1 point pour tous les diplômes). Cet effet faible de la TVA est cohérent avec les résultats disponibles sur les caractéristiques de cet impôt. En effet, le taux apparent de TVA (c'est-à-dire la part de TVA acquittée rapportée aux dépenses de consommation) varie très peu avec le revenu<sup>37</sup> et n'a donc pas de raison de produire une différence marquée entre les diplômés du supérieur et les autres. En revanche, le caractère anti-redistributif de cet impôt apparaît lorsque l'on analyse son impact sur les niveaux de vie à un point donné du temps<sup>38</sup>, ce qui nécessite de pouvoir prendre en compte la taille du ménage. Or, comme il a été expliqué précédemment cet aspect n'est pas pris en compte dans l'analyse présentée ici.

### **L'effet de l'assurance chômage et de l'assurance vieillesse sont beaucoup plus importants pour les diplômés de l'Université**

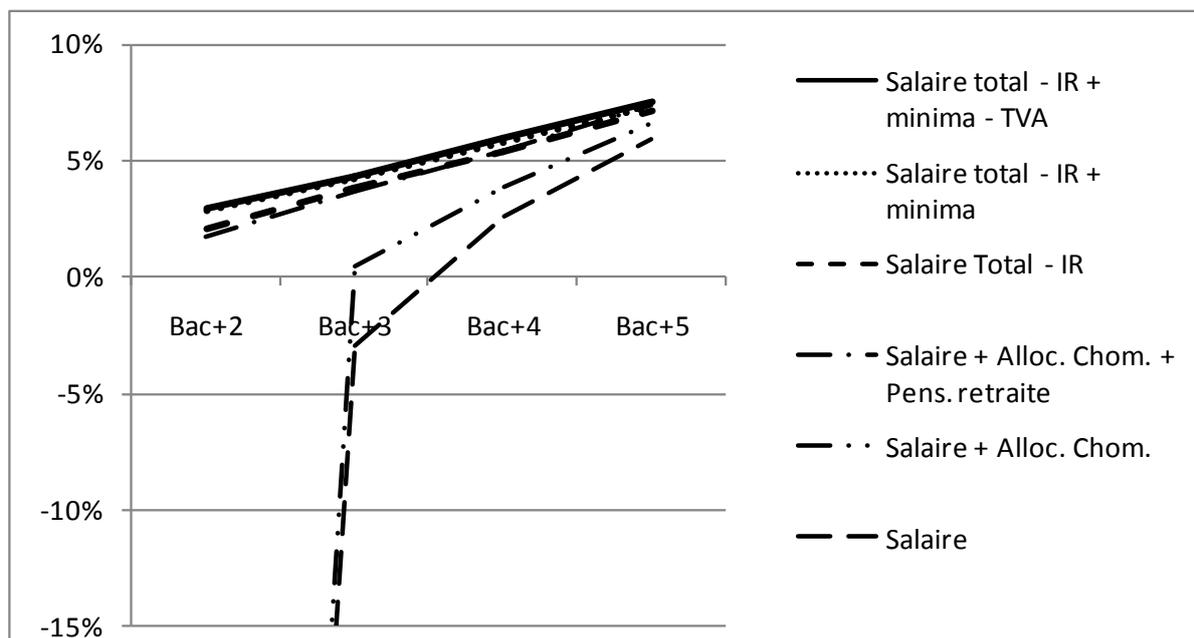
Pour un même niveau d'éducation, les caractéristiques du diplôme peuvent jouer un rôle important. Nous proposons de décomposer les effets du système socio-fiscal sur le rendement de manière plus fine en distinguant, cette fois-ci, les diplômés universitaires des diplômés non universitaires.

---

<sup>37</sup> Lamotte et Saint Aubin (1999).

<sup>38</sup> Par exemple Forgeot et Starzec (2003), Gardes Forgeot et Starzec (2003), Courtioux et Gadenne (2010).

Graphique 6 : Décomposition du risque de faible valorisation (P25) selon l'instrument socio-fiscal considéré (Université).



Source : calcul des auteurs.

Champ : diplômés du supérieur (DEUG, licence, maîtrise, DEA, DESS), génération 1970.

Note : les courbes « Salaire total - IR + minima - TVA » / « Salaire total-IR+minima » et « Salaire total-IR » / « Salaire direct+ Alloc. Chom. + Pens. Retraite » sont quasiment confondues. P25 pour premier quartile. Les points de rendements correspondant aux courbes « Salaire » et « Salaire + Alloc. Chom. » sont inférieurs à -15% pour les Bac + 2 : il n'apparaissent donc pas sur ce graphique.

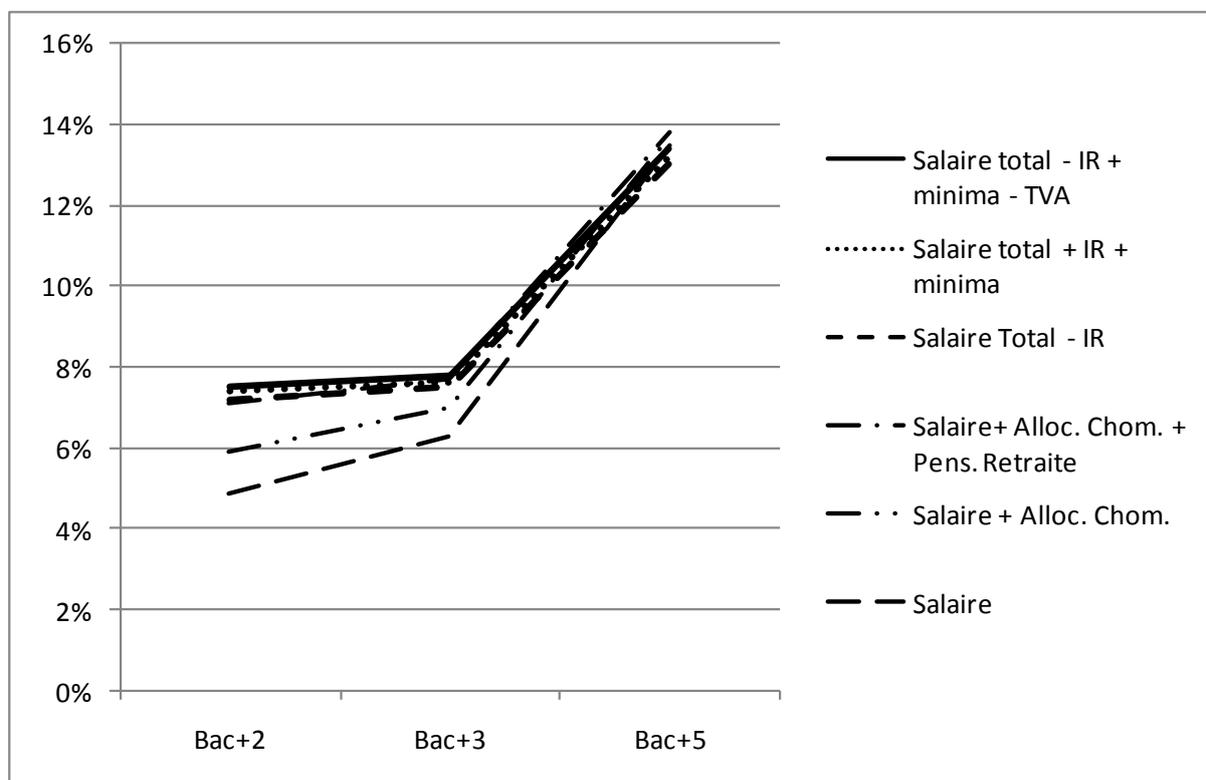
Lecture : après allocations chômage, les diplômés de l'Université de niveau Bac+3 appartenant au premier quartile ont un taux de rendement inférieur ou égal à 0,4%. Ce taux de rendement atteint 4,3% une fois que tous les éléments du système socio-fiscal sont pris en compte.

Concernant les diplômés universitaires, on note que l'effet du système socio-fiscal est d'autant plus fort que le diplôme obtenu est de faible niveau. Ici encore, ce sont les allocations chômage et le système de retraite qui ont l'effet le plus important.

Pour les Bac+2, ce sont les pensions de retraite qui augmentent davantage les rendements puisque l'on observe une augmentation du premier quartile des rendements (P25) d'un point fortement négatif à 1,7%. Pour les Bac+3, les allocations chômage permettent d'atténuer le risque de faible valorisation (augmentation de 3,4 points par rapport au seul salaire direct) mais le laisse à un niveau faiblement positif (0,4%). Pour cette catégorie de diplômés, les pensions de retraites ont un effet positif de 3,3 points. Enfin, pour les Bac+4 et Bac+5, ce sont également les pensions de retraite et les allocations chômage qui diminuent le plus le risque puisque, prises conjointement, elles ont un effet positif de 2,2 points pour les Bac+4 et de 1,5 point pour les Bac+5. Ceci illustre le fait que les diplômés universitaires (maîtrise, DEA et DESS) restent en partie vulnérables au chômage, mais que les niveaux

d'indemnisation auxquels les diplômés ont droit tendent à accentuer la différence de revenu avec les non diplômés du supérieur.

Graphique 7 : Décomposition du risque de faible valorisation (P25) selon l'instrument socio-fiscal considéré (non-universitaires).



Source : calcul des auteurs.

Champ : diplômés du supérieur (BTS, technicien du supérieur, diplôme paramédical, autres Bac+3, écoles de commerce et écoles d'ingénieurs), génération 1970.

Note : les courbes « Salaire total - IR + minima - TVA » / « Salaire total - IR + minima » / « Salaire total - IR » / « Salaire direct + Alloc. Chom. + Pens. Retraite » sont quasiment confondues. P25 pour premier quartile.

Lecture : pour les Bac+2 (non-universitaires) appartenant au premier quartile, le taux de rendement après intervention du système socio-fiscal passe de 4,9% à 7,5%.

Concernant les diplômes appartenant aux filières non universitaires, on constate que le système socio-fiscal joue beaucoup moins sur les risques de faible valorisation. Ce sont les Bac+2 (essentiellement BTS) qui voient leur premier quartile de rendement (P25) augmenter de 2,2 points : les allocations chômage augmentent le rendement du premier quartile de 1 point et les pensions de retraite de 1,2 point. Pour les diplômés de niveau Bac+3 non issus des filières universitaires, l'influence des allocations chômage et des retraites se traduit par une augmentation du premier quartile de 1,4 point. Pour les Bac+5, le système socio-fiscal n'a que des effets marginaux sur la distribution des faibles niveaux de valorisation. Ce constat illustre notamment la plus faible vulnérabilité au chômage de cette population comparée à celle des

diplômés universitaires de niveau équivalent. Néanmoins, on peut noter que l'impôt sur le revenu diminue faiblement le rendement observé de 0,8 point ce qui confirme d'une part la moindre exposition de cette population aux périodes sans emploi et d'autre part les flux de revenus plus importants (et donc davantage imposés) dont elle bénéficie. Enfin, quel que soit le niveau de diplôme non-universitaire considéré, l'influence des minima sociaux et de la TVA n'apparaît que très limitée (entre 0,1 et 0,2 point).

Nos résultats mettent en lumière la fonction particulière que remplissent les institutions qui concourent à la formation du revenu des diplômés du supérieur : le système de retraite et les allocations chômage sont efficaces pour diminuer la part des individus exposés à de faibles valorisations tandis que les minima sociaux, l'impôt sur le revenu et la TVA n'ont quasiment aucun impact sur la variabilité des risques entre les diplômés du supérieur.

## **Conclusion**

Au vu de l'existence d'une forte dispersion des rendements des diplômés de l'enseignement supérieur, nos résultats soulignent tout d'abord qu'il est difficile d'interpréter le taux de rendement moyen comme une incitation financière à la poursuite d'études supérieures sans préciser la distribution de ces risques. Ensuite, nous montrons que le système de retraite et les allocations chômage jouent un rôle d'assurance face au risque de faible valorisation des diplômés : ils augmentent de manière non négligeable le niveau des rendements dans le bas de la distribution. Ce rôle d'assurance existe mais est beaucoup plus faible pour les minima sociaux. Par ailleurs, les prélèvements (impôt sur le revenu et TVA) jouent peu sur le bas de la distribution des rendements. Ils sont de ce point de vue très faiblement désincitatifs à la poursuite d'études. Dans le cadre d'une réflexion sur les politiques de *cost-sharing*, compte tenu des imbrications des différents éléments du système socio-fiscal, il nous semble que les avantages financiers des diplômés du supérieur doivent bien être appréhendés sur l'ensemble du cycle de vie des individus.

D'un point de vue plus général, ces résultats soulignent, qu'en France, une partie non négligeable des avantages financiers des diplômés du supérieur passent par les institutions d'assurances sociales. Notre article montre que ces dernières jouent implicitement un rôle de garantie de valorisation des études. A cet égard, elles sont donc susceptibles d'intervenir dans les choix éducatif de manière aussi importante que des réformes du mode de financement des études supérieures comme l'augmentation des droits d'inscription.

## Bibliographie

Allègre G., Mélonio T., Timbeau X (2012), « Dépense publique d'éducation et inégalités. Une perspective de cycle de vie », *Revue économique*, 63 (6), p. 1055-1078.

Altonji J., Blom E., Meghir C. (2012), « Heterogeneity in Human Capital Investments: High School Curriculum, College Major, and Careers », NBER Working Paper, n°17985.

Bechtel J., Caussat L., Courtioux P., Laïb N., Le Minez S., Mirouse B. (2005), « La politique familiale française : coûts et bénéficiaires », in Godet M., Sullerot E. (dir.), *La famille, une affaire publique*, rapport n°57, Conseil d'Analyse Economique, La documentation française, p.409-437.

Becker G. (1964), *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, University of Chicago Press.

Blanchet D. (1998), « La microsimulation appliquée à l'analyse des politiques sociales », *Economie et Statistique*, n°315, p. 29-34.

Bourguignon F., Spadaro A. (2003), « Les modèles de microsimulation dans l'analyse des politiques de redistribution : une brève présentation », *Economie et Prévision*, n°160-161, p.231-238.

Buchinsky M., Leslie P. (2010), « Educational Attainment and the Changing U.S. Wage Structure: Dynamic Implications on Young Individual's Choices », *Journal of Labor Economics*, 28 (3), p. 541-594.

Charles N. (2012), « Les prêts à remboursement contingent au revenu : un système de financement des études importable en France ? », *Revue française de sociologie*, 53 (3), p.293-333.

Courtioux P. (2010), « Une contribution des diplômés du supérieur à leurs études est-elle envisageable ? », *Revue française d'économie*, Vol. XXIV, n°3, p. 121-165.

Courtioux P. (2012), « How income contingent loans could affect the return to higher education: a microsimulation of the French case », *Education Economics*, Vol. 20, n°4, p.402-429

Courtioux P., Gadenne L. (2010), « Inégalités et prélèvements obligatoires en France : l'apport d'une méthode de microsimulation avec *bootstrap* », *Economie Appliquée*, Tome LXIII, n°2, p.5-22.

Courtioux P., Gregoir S., Houeto D. (2011), « Enseignement supérieur et durées de subvention individuelle implicite. Une analyse par microsimulation dynamique », *Revue Economique*, Vol. 62, n°5, p.835-865.

Epple D., Romano R.E. (1998), « Competition between private and public schools, vouchers and peer effect group », *American economic review*, Vol. 88, n°1, p 33-62.

Flannery D., O'Donoghue C. (2011), « The Life-cycle Impact of Alternative Higher Education Systems in Ireland », *The Economic and Social Review*, Vol.42. n°3, p. 237-270.

Forgeot G., Starzec C. (2003), « L'impact redistributif des impôts indirects en France », *Economie Publique*, 13 (2), p. 3-43.

Gardes F., Forgeot G., Starzec C. (2004), *Les effets redistributifs et la progressivité de la fiscalité indirecte en France*, Rapport pour le Ministère des Finances, paris.

Goux D., Maurin E. (1994), « Education, expérience et salaire : tendances récentes et évolution de long terme », *Economie et Prévision*, n°116, p.155-178.

Gurgand M. (2005), *Economie de l'éducation*, La découverte.

Harding A. (1995), « Financing Higher Education: An Assessment of Income-Contingent Loan options and Repayment Patterns Over the Life Cycle », *Education Economics*, Vol. 3, p. 173-203.

Heckman J., Lochner L., Todd P. (2006), « Earning functions, Rates of return and Treatment Effects: The Mincer equation and beyond », in E. Hannushek, F. Welch (eds), *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 1, Elsevier, p. 307-458.

Insee [1999], « Le modèle de microsimulation Destinie », Document de travail Insee, Division redistribution et politiques sociales.

Lamotte H., Saint Aubin B. (1999), « TVA et redistribution », in Bourguignon F., Bureau D. (dir.), *L'architecture des prélèvements en France – Etat des lieux et voies de réforme*, rapport du Conseil d'Analyse Economique n°17, p.109-121.

Legendre F. (2004), « Microsimulation et évaluation des politiques économiques et sociales : un panorama des développements récents en France », *Revue d'économie politique*, 1 (114), p.17-53.

Maguain D. (2007), « Les rendements de l'éducation en comparaison internationale », *Economie et Prévision*, n°180-181, p.87-106.

Maurin E. (2009), *La peur du déclassement. Une sociologie des récessions*, Seuil.

Mincer J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York, Columbia University Press.

OCDE (2003), *Regards sur l'éducation*, OCDE, Paris.

OCDE (2008), *Regards sur l'éducation*, OCDE, Paris.

OCDE (2010), *Regards sur l'éducation*, OCDE, Paris.

O'Donoghue C. (1999), « Estimating the Rate of Return to Education using Microsimulation », *The Economic and Social Review*, Vol. 30, No. 3, p. 249-265.

O'Donoghue C., Lennon J., Hynes S. (2009), « The Life-Cycle Income Analysis Model (LIAM): A Study of a Flexible Dynamic Microsimulation Modelling Computing Framework », *International Journal of Microsimulation*, 2(1), p.16-31.

Psacharopoulos G. (1993), « Returns to Investment in Education: A global Update », *Education and Employment Policy Research Working Papers*, The World Bank, 1067.

Robert-Bobée I. Monteil C. (2005), « Quelles évolutions des différentiels sociaux de mortalité pour les femmes et les hommes ? Tables de mortalité par catégorie sociale en 1975, 1982, 1990 et 1999 », *Document de travail Insee*, n° F0506.

Vallin J., Meslé F. (2001), *Tables de mortalité françaises pour les XIXe et XXe siècles et projections pour le XXIe siècle*, INED, Paris.

## Annexe :

Il est difficile de procéder à une vérification systématique de la qualité des transitions sur le marché du travail produites par la simulation. En effet, une partie des transitions vers le chômage de la génération née en 1970 n'a pas encore été observée. Néanmoins, nous pouvons envisager un protocole de validation partielle sur la base d'une correspondance entre les taux de chômage de la génération 1970 sur la fenêtre d'observation de l'enquête Emploi 2003-2007 et les taux de chômage de cette même génération aux âges correspondant dans notre simulation. Quand on compare les individus de notre simulation de 33 à 37 ans avec les individus nés entre 1968 et 1970 observés de 2003 à 2007, on observe plutôt de bonnes performances de simulation même à un niveau détaillé. Même si la hiérarchie n'est pas toujours respectée dans les détails (alors qu'ils sont équivalents dans l'EEC les diplômés d'écoles de commerce ont des taux de chômage plus élevés que les ingénieurs dans la simulation). Le taux de chômage plus faibles pour certaines catégories de diplômes sont (DUT/Deust, BTS, etc.) sont bien rendus, de même, que le taux de chômage plus élevé d'autres catégories (sans diplôme, DEUG, etc.).

Tableau A1 : les taux de chômage selon le diplôme obtenu pour la génération 1970

Diplômes	EEC (*)	Simulation (**)
<b>Ensemble</b>	<b>8,1%</b>	<b>7,5%</b>
sans diplôme	12,8%	11,5%
CAP et BEP	7,3%	7,0%
Bac général	9,9%	7,0%
Bac professionnel	2,2%	5,2%
Bac technique	5,3%	6,4%
Deug (Bac+2)	9,0%	11,1%
DUT/Deust	4,1%	4,3%
BTS	3,6%	5,3%
Technicien du supérieur	15,6%	9,3%
Diplôme paramédical	2,8%	0,8%
Licence (Bac+3)	7,0%	6,0%
Autre Bac+3	10,8%	6,7%
Maîtrise	4,9%	6,6%
DEA (master recherche)	9,2%	10,0%
DESS (master appliqué)	7,2%	8,1%
Ecole de commerce	4,4%	6,5%
Ecole d'ingénieurs	4,4%	3,2%
Docteurs (hors santé)	7,4%	8,5%

Source : (\*) enquête Emploi 2003-2007, (\*\*) modèle Gameo - calcul des auteurs.

Champ : génération 1970.

Note : les résultats pour les docteurs (en santé) et les capacités en droit ne sont pas reproduits ici.