



**HAL**  
open science

## Les prêts à remboursement contingent dans le supérieur : plus redistributifs que l'impôt ?

Guillaume Allegre, Xavier Timbeau

### ► To cite this version:

Guillaume Allegre, Xavier Timbeau. Les prêts à remboursement contingent dans le supérieur : plus redistributifs que l'impôt ? : Une perspective de cycle de vie. *Revue Economique*, 2016, 67 (4), pp.797 - 820. 10.3917/reco.674.0797 . hal-03472056

**HAL Id: hal-03472056**

**<https://sciencespo.hal.science/hal-03472056>**

Submitted on 9 Dec 2021

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

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

# Les prêts à remboursement contingent dans le supérieur : plus redistributifs que l'impôt ?

Une perspective de cycle de vie

---

Guillaume Allègre\*  
Xavier Timbeau\*

*Cet article a pour objet d'analyser, par un exercice de microsimulation dynamique, les transferts induits par un financement d'une partie des coûts de l'enseignement supérieur par des systèmes de prêt à remboursement contingent (PARC) plutôt que par l'impôt sur le revenu des ménages (IR, CSG) ou par des droits d'inscription couplés à des prêts étudiants classiques. Le calcul de la progressivité du financement se fait dans une perspective de cycle de vie, c'est-à-dire qu'il s'appuie sur l'ensemble du revenu des individus pendant leur vie active et non pas seulement sur leur revenu courant. Le modèle de carrière salariale repose sur l'estimation de trois équations : une équation d'activité, une équation d'emploi pour les actifs et une équation de revenu salarial annuel pour les personnes en emploi. Par rapport à la littérature existante, nous prenons en compte la mise en commun des ressources au niveau familial. Côté financement, nous simulons un impôt sur le revenu proportionnel de type CSG, un impôt sur le revenu progressif et familialisé (IR), un système de PARC et un système de prêt étudiant ordinaire. Nous montrons que les systèmes de PARC ne sont pas plus progressifs en cycle de vie qu'un financement par l'impôt sur le revenu. Malgré tout, ces systèmes ont une progressivité relativement élevée : dans notre simulation, ils l'emportent sur un mix IR-CSG.*

## INCOME CONTINGENT LOANS IN HIGHER EDUCATION: MORE REDISTRIBUTIVE THAN TAX? A LIFE-CYCLE PERSPECTIVE

*This article aims to analyze, through a dynamic microsimulation exercise, transfers induced by financing part of the cost of higher education by income-contingent loans (ICL) rather than by taxes based on household income or tuition fees coupled with ordinary student loans. The progressivity of financing is assessed with a life cycle perspective: it is based on total income of individuals during their working life and not only on their current income. The life-cycle model is based on the estimation of three equations: an activity equation, an employment equation for active individuals and an annual wage income equation for individuals in employment.*

---

\* Observatoire français des conjonctures économiques (OFCE). *Correspondance* : 69 quai d'Orsay, 75340 Paris Cedex 07. *Courriels* : guillaume.allegre@sciencespo.fr, xavier.timbeau@sciencespo.fr

Les auteurs remercient les rapporteurs de la revue pour leurs suggestions constructives.

*Compared to the existing literature, we take into account the pooling of resources at the household level. On the financing side, we simulate a proportional tax on income (CSG), a progressive tax on household income (IR), income-contingent loans and ordinary student loans. We show that in a life-cycle perspective, ICLs are less progressive than financing with IR. Nevertheless, the progressivity of ICLs is relatively strong, stronger than a mix of IR and CSG.*

Classification JEL : D31, I22, D91.

## INTRODUCTION

Cet article a pour objet d'analyser, par un exercice de microsimulation dynamique et dans une perspective de cycle de vie, les transferts induits par un financement d'une partie des coûts de l'enseignement supérieur par des systèmes de prêt à remboursement contingent (PARC) plutôt que par l'impôt sur le revenu des ménages (impôt sur le revenu (IR), contribution sociale généralisée (CSG)) ou par des prêts étudiants ordinaires.

Le prêt à remboursement contingent est un prêt dont le remboursement n'est exigible que dans les périodes où le revenu de l'emprunteur dépasse un certain seuil. Le système de PARC a été proposé à l'origine par Milton Friedman [1955] afin de financer les investissements en capital humain (et notamment des droits d'inscription dans l'enseignement supérieur). Les systèmes de PARC sont progressifs dans la mesure où tous les étudiants emprunteurs ne remboursent pas l'intégralité de leurs prêts contingents : ceux dont les revenus ne dépassent jamais le seuil n'ont rien à rembourser. De tels systèmes ont été mis en place notamment en Australie, en Nouvelle-Zélande et au Royaume-Uni afin de financer des droits d'inscription dans l'enseignement supérieur. La Suède a également utilisé des PARC mais pour financer la vie étudiante, l'université restant gratuite (Courtioux [2014]). Le système de PARC est aujourd'hui discuté en France où l'enseignement supérieur est quasi gratuit à l'université, c'est-à-dire payé par les contribuables à travers l'impôt<sup>1</sup>.

En pratique, les effets distributifs des PARC dépendent des modalités du dispositif : quel est le taux d'intérêt du dispositif (pendant et après les études) ? quel est le seuil de revenu à partir duquel les anciens étudiants commencent à rembourser ? la part annuelle du capital à rembourser dépend-elle du revenu au-delà de ce seuil ? existe-t-il un moratoire à partir duquel la dette est effacée ? Il existe en théorie deux formules de PARC selon que les pertes liées au non-remboursement sont supportées par l'ensemble de la collectivité, à travers l'impôt, dans une formule dite de partage des risques (*risk sharing*), ou seulement par les personnes ayant emprunté (les étudiants), dans une formule dite de mutualisation

---

1. Voir le *Briefing Paper* de l'Institut Montaigne (Colin [2008]), la note du Centre d'analyse stratégique (Ben Jelloul, Liégy et Schaff [2009]), le *Position Paper* de l'EDHEC (Courtioux [2009]) et un appel à consultation de la direction générale du Trésor et de la Politique économique sur l'évaluation des systèmes de prêts à remboursement contingent (<http://www.boamp.fr/avis/detail/11-269942/officiel>).

des risques (*risk pooling*). En pratique, les PARC mis en place correspondent à la formule de partage des risques. En effet, dans la seconde formule, les étudiants ne connaissent pas à l'avance le montant qu'ils devront rembourser puisqu'il dépend du taux de remboursement des individus de leur cohorte. Cette incertitude risque de réduire fortement le recours aux PARC. De plus, le système peut sembler peu équitable : les pertes liées au non-remboursement sont supportées en partie par ceux qui éprouvent des difficultés à financer leurs études. La seconde formule n'étant plus utilisée en pratique, nous nous limiterons à l'analyse de la première formule dans laquelle le capital à rembourser est fixe (au taux d'intérêt près) et connu par l'étudiant au moment où il prend la décision de continuer ses études ou non.

Par construction, un financement par des droits d'inscription couplés à un PARC plutôt que par l'impôt sur le revenu des ménages a des effets redistributifs importants. Le financement par PARC ne repose que sur les personnes ayant fréquenté l'enseignement supérieur, tandis que l'impôt concerne toute la population. Par contre, les remboursements du PARC sont plafonnés (les anciens diplômés ne remboursent pas plus que les droits d'inscription qu'ils doivent, éventuellement augmentés d'un intérêt<sup>2</sup>), tandis que l'impôt n'est pas plafonné. D'un point de vue générationnel, l'augmentation de l'impôt touche toutes les personnes ayant des revenus tandis que la mise en place d'un système de PARC ne touche que les personnes encore en étude et les futures générations. Du point de vue de l'âge, du fait de leur plafonnement, les remboursements de PARC sont plus concentrés sur les âges plus jeunes, bien que cet aspect puisse dépendre du seuil.

Les PARC peuvent-ils être plus progressifs que l'impôt progressif ou non ? Autrement dit, pour quel type de barème les deux systèmes seront-ils jugés aussi progressifs ? Quels seraient alors les effets redistributifs du passage d'un système à l'autre ? Un impôt ou une charge sont considérés comme progressifs s'ils pèsent proportionnellement plus sur les plus aisés, c'est-à-dire si le taux d'effort est une fonction croissante du revenu. Comme la progressivité relative des deux instruments dépend des niveaux de revenus autour desquels elle est mesurée (l'impôt sera par construction plus progressif pour des niveaux très élevés de revenus alors que les PARC pourront l'être au niveau des classes moyennes), nous privilégierons un indicateur synthétique de la progressivité tel que le coefficient de Gini du revenu après financement des études universitaires. L'avantage (ou l'inconvénient) du Gini est de prendre en compte de façon synthétique l'ensemble de la distribution des revenus.

Notre démarche est contrefactuelle (« *what if... ?* »). En comparant le PARC à l'impôt sur le revenu des ménages ou à des prêts classiques, la démarche permet de répondre à la question suivante : que se passerait-il si l'on finançait l'enseignement supérieur, ou une hausse du budget de l'enseignement supérieur, par des PARC ou par des prêts étudiants, plutôt que par un autre financement ? Cela ne veut pas dire que nous estimons que l'enseignement supérieur est actuellement financé uniquement par l'imposition sur le revenu des ménages (IR, CSG). Par construction, de par la règle budgétaire de non-affectation, les recettes publiques ne sont pas affectées à une dépense déterminée. L'enseignement supérieur est

2. Qui ne peut être supérieur au taux d'intérêt du marché, puisque les étudiants ont toujours la possibilité d'emprunter sur le marché pour payer les droits de scolarité.

donc financé par une caisse unique dans laquelle toutes les recettes publiques sont versées. L'objectif ici n'est pas d'estimer la progressivité de ces recettes (sur ce sujet, voir Landais, Piketty et Saez [2011] et Cazenave *et al.* [2013]) mais de comparer l'impact des instruments de financement (PARC, impôts sur le revenu, prêts), parmi toutes les recettes potentielles.

Nous nous situons dans une perspective de cycle de vie : le calcul de la progressivité du financement s'appuiera sur le revenu sur l'ensemble de la vie active<sup>3</sup>. La progressivité mesurée de cette façon peut être différente de la progressivité mesurée en coupe du fait de la dynamique des revenus. L'éducation étant une dépense d'investissement, nous pensons qu'il est légitime de mesurer la progressivité de son financement dans cette perspective de cycle de vie (voir Allègre, Mélonio et Timbeau [2012]).

Nous nous plaçons par ailleurs dans une perspective intragénérationnelle : nous supposons que chaque génération finance ses propres dépenses d'éducation. Si cette hypothèse est tout d'abord un *exercice de pensée* qui permet de distinguer les effets intragénérationnels des effets intergénérationnels, elle a également une justification théorique : il est usuel et pertinent de répartir le coût d'un investissement sur sa période d'usage (Allègre, Mélonio et Timbeau [2012]).

Théoriquement, la progressivité relative des PARC et de l'impôt sur le revenu des ménages est ambiguë. Premièrement, comme nous l'avons vu, les PARC ne sont remboursés que par les individus ayant fréquenté l'enseignement supérieur et ceux-ci ont, en moyenne, des revenus plus élevés que les non-diplômés. Cet effet de composition rend les PARC plus progressifs. Il joue d'autant plus que l'écart salarial moyen par niveau de diplôme est élevé. De par cet effet, le financement par l'impôt des dépenses d'éducation supérieure pourrait *a priori* être qualifié d'antiredistributif, de régressif et d'inégalitaire. Un tel jugement négligerait en fait l'effet assurantiel de l'impôt sur le revenu. En effet, si les diplômés du supérieur ont bien en moyenne des revenus supérieurs aux non-diplômés et diplômés du secondaire, les carrières par niveau de diplôme sont assez hétérogènes : certains diplômés du supérieur se trouvent dans le bas de la distribution, tandis que des non-diplômés se trouvent dans le haut. L'impôt procure une assurance dans le sens où le paiement de l'impôt sera plus faible pour les personnes rencontrant des « accidents », c'est-à-dire les personnes qui ont des diplômes élevés mais des revenus faibles. Au contraire, les personnes ayant des « accidents positifs », c'est-à-dire des faibles diplômes mais des revenus élevés seront contributeurs nets. Cette « assurance » est payée également par les personnes qui ne fréquentent pas l'enseignement supérieur, ce qui peut poser un problème d'équité horizontale. Mais de manière contre-intuitive, du point de vue de la redistribution verticale, l'effet d'assurance peut, sous certaines conditions, être plus important que l'effet de composition, de telle sorte qu'un financement par l'impôt (même proportionnel au revenu) des études supérieures peut être, sous certaines conditions, plus progressif que le paiement des frais de scolarité par les étudiants et anciens étudiants, même si les diplômés sont en moyenne (beaucoup) plus riches que les non-diplômés (Allègre, Mélonio et Timbeau [2012]).

---

3. Nous ne simulons pas les retraites.

Les PARC apportent également une assurance, notamment comparés à des prêts bancaires ordinaires. Cela est dû au fait que les individus qui n'atteignent jamais le seuil de revenu ne remboursent pas le PARC. L'effet assurantiel apporté par les PARC est en général plus faible que celui fourni par l'impôt, ce qui réduit leur impact redistributif. L'effet d'assurance jouera d'autant plus que les carrières par niveau de diplôme sont hétérogènes (ce qui nécessite de bien simuler l'hétérogénéité des carrières). Enfin, un des avantages en termes de progressivité de l'impôt par rapport au PARC est lié à son caractère dé plafonné : cet effet jouera d'autant plus que les inégalités dans le haut de la distribution sont élevées.

Notre objectif est donc d'analyser les effets redistributifs intragénérationnels respectifs d'un financement par l'impôt, par des prêts ordinaires ou par un système de PARC dans le contexte français. Dans cet article, nous ne traiterons pas de la question de l'équité entre étudiants et non-étudiants, ou par niveau d'études. Nous ne traiterons pas non plus de la question de l'accès équitable à l'enseignement supérieur, bien que nous pensions que cette question soit cruciale (voir Allègre, Mélonio et Timbeau [2012]). Nous traitons principalement de la question de l'équité verticale : quels sont les effets sur les inégalités d'un financement par des PARC plutôt que par un impôt sur le revenu ou un système de prêt ordinaire ? Il s'agit dans tous les cas de contributions pesant sur les ménages.

Pour répondre à cette question, nous recourons à une microsimulation dynamique qui consiste à simuler les revenus sur le cycle de vie d'un échantillon représentatif d'individus constituant une génération. Dans un premier temps, nous estimons, de manière stylisée, la dépense d'enseignement supérieur de chaque individu sur la base du diplôme réellement obtenu par chaque individu de l'échantillon. Cette dépense constitue le capital à rembourser dans les systèmes de prêts (PARC ou prêt ordinaire). Dans un second temps, nous simulons le profil de carrière salariale de chaque individu avec la modélisation la plus parcimonieuse possible, l'objectif étant de reconstituer l'hétérogénéité réelle des carrières par niveau de diplôme. Cet exercice demande d'estimer les salaires que les individus recevront dans le futur. Toutefois notre intention n'est pas d'essayer de prédire l'avenir : l'objectif est de simuler, à partir d'un scénario réaliste, des variantes contrefactuelles de financement afin de mieux comprendre les mécanismes distributifs à l'œuvre. Nous simulons ainsi plusieurs types de financement : un impôt sur le revenu proportionnel de type CSG, un impôt progressif de type IR, un système de PARC et un système de prêt étudiant ordinaire. Cette simulation n'a pas pour objet de décrire l'imposition sur le revenu telle qu'elle existe aujourd'hui en France. C'est pourquoi nous ne simulons pas les dépenses fiscales, ni la TVA dont le prélèvement repose sur la consommation. Les impôts simulés doivent être vus comme des prototypes dont nous testons les caractéristiques redistributives sur le cycle de vie, dans un environnement contrôlé.

En pratique notre échantillon est issu de l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS) 2008, à partir de laquelle nous estimons également les équations d'activité, d'emploi et de salaire. Nous projetons les carrières à partir d'estimations en coupe sur l'année 2008. Notre modèle de carrière salariale repose sur l'estimation de trois équations : une équation d'activité, une équation d'emploi pour les actifs et une équation de revenu salarial annuel (à la Mincer) pour les personnes en emploi. Les revenus du chômage sont eux simulés de manière simplifiée. L'activité et l'emploi dépendent de variables démographiques (présence d'un conjoint et d'enfants, notamment pour les femmes), nous simulons au préalable

les événements démographiques, et notamment la mise en couple, l'arrivée et le départ des enfants<sup>4</sup>. Les données sur les dépenses d'éducation ainsi que le barème de l'impôt sur le revenu concernent également l'année 2008. Cela revient à supposer que les individus de notre pseudo-panel vivent toute leur vie dans un monde qui ressemble à la France de 2008. Puisqu'il n'y a qu'une cohorte, notre modèle néglige les effets intergénérationnels qui, dans les estimations en coupe, sont confondus avec l'effet de l'âge. Dans notre modèle, il n'y a pas d'inflation, d'effet période ou de cycle économique. Cela permet de simplifier considérablement le modèle et de privilégier la maîtrise d'un petit modèle simple et maniable permettant d'illustrer la sensibilité des résultats présentés à des paramètres clés préalablement identifiés.

Dans cet article, nous nous focalisons sur les effets redistributifs des différents dispositifs de financement du supérieur (CSG, PARC, impôt sur le revenu, remboursement de prêt étudiant ordinaire), en négligeant les changements de comportement que leur introduction pourrait induire. Nous ne nous attarderons pas ici sur les effets incitatifs mais ceux-ci ne sont que le revers des effets redistributifs. La redistribution verticale (entre aisés et moins aisés) implique une incitation moindre à augmenter ses revenus, et donc une moindre incitation à l'effort et, indirectement, à la poursuite des études (dans la mesure où les études sont poursuivies dans l'objectif d'augmenter son revenu futur). La redistribution horizontale (entre diplômés du supérieur et non-diplômés à *revenus égaux*) implique, elle, et ce directement, une moindre incitation à la poursuite des études.

## UN POINT SUR LA LITTÉRATURE

La controverse sur l'impact redistributif des subventions à l'enseignement supérieur n'est pas récente (Hansen et Weisbrod [1969] ; Pechman [1970]). Elle s'est d'abord principalement concentrée sur les débats en termes de redistribution statique, où il s'agissait de savoir si les ménages ou individus les plus aisés bénéficiaient plus des dépenses publiques d'éducation à un instant donné (pour un état des lieux sur le cas français, voir notamment Hugounenq [1998] et Amar *et al.* [2008]).

L'analyse de l'effet redistributif de ces dépenses en cycle de vie est beaucoup moins développée et nécessite de mettre en œuvre un modèle de microsimulation dynamique (sur le cas français, voir notamment Courtieux, Gregoir et Houeto [2011] et Allègre, Mélonio et Timbeau [2012]). Dans cette section, nous présentons les dispositifs PARC ainsi que les résultats redistributifs présents dans la littérature économique et plus particulièrement les analyses par microsimulation dynamique.

Le système de prêt à remboursement contingent s'inspire d'une proposition de Friedman [1955]. Il est alors principalement préoccupé par des questions d'efficacité : selon l'auteur, les imperfections du marché des capitaux conduisent à un sous-investissement dans le capital humain. Friedman s'étonne

---

4. Ici, les événements démographiques sont simulés de manière très simplifiée. Cf. *infra*.

de l'absence de contrats privés dans lesquels les étudiants reçoivent des fonds pour payer leurs études contre l'engagement de payer au prêteur une fraction de leurs revenus futurs, soit l'équivalent d'actions de capital humain. Friedman suppose que les coûts d'administration de prêts ordinaires sont trop élevés et propose que le gouvernement fédéral intervienne pour compenser cette défaillance sur le marché du crédit. Une subvention complète de l'enseignement supérieur conduirait à un surinvestissement et le rationnement serait arbitraire, et donc inefficace et injuste (les personnes rationnées paieraient sous forme d'impôt l'éducation des non-rationnés). Atteindre le niveau d'éducation optimal nécessite que les étudiants supportent le coût de l'investissement et en reçoivent les fruits. Le gouvernement prêterait aux individus « de qualité suffisante » une somme limitée qui pourrait être dépensée dans des institutions reconnues, l'individu s'engageant à rembourser  $x$  % de ses revenus supérieurs à un seuil de revenu  $y$ , correspondant au salaire moyen des individus sans éducation supérieure,  $x$  étant calculé tel que le projet s'autofinance. Les individus choisiraient alors librement un niveau optimal d'investissement dans l'éducation (il n'y a pas d'externalité positive de l'éducation dans le modèle de Friedman). Malgré la précision de la proposition, Friedman s'appuie sur un argument simple : en présence d'une contrainte de crédit et d'agents optimisateurs, lever la contrainte de crédit et internaliser le coût de l'éducation permet d'atteindre un investissement optimal.

Le *Higher Education Contribution Scheme*, introduit en Australie en 1989, est la première expérience nationale de PARC pour le paiement de droits d'inscription dans l'enseignement supérieur. Le succès perçu de cette expérience a inspiré la Nouvelle-Zélande puis l'Angleterre. Le système a été conçu par Bruce Chapman, professeur d'économie et conseiller au ministère de l'Éducation entre 1987 et 1989. L'objectif de la réforme était de trouver un moyen de financer l'augmentation souhaitée du nombre d'étudiants. Selon Chapman [1988] la réforme était « motivée de façon prépondérante par des questions d'équité et d'accès » et non d'efficacité économique. Le système donnait le choix aux étudiants entre payer des frais de scolarité avec un rabais de 15 % ou prendre un prêt à remboursement contingent : le taux d'intérêt était de 0 %<sup>5</sup> et le remboursement était nul pour les individus gagnant moins que le revenu national moyen puis progressif (de 1 à 3 % de la tranche de revenu annuel imposable), collecté au moyen du système fiscal, jusqu'à ce que le capital soit remboursé. Initialement, les universités ne pouvaient fixer les droits de scolarité qu'à un maximum de 1 800 dollars (correspondant à environ 20 % du coût moyen). Depuis 1996, les frais d'inscription maximaux dépendent des cursus et varient, en 2013, entre 4 000 dollars (éducation, sciences sociales) et 10 000 dollars (droit, commerce, économie, médecine). Le rabais a été réduit à 5 % et le taux marginal maximal de remboursement est maintenant de 8 %.

Chapman a défendu le système de prêt contingent dans de nombreux articles (voir notamment Chapman [1997], [2005] ; Chapman et Ryan [2005]). Du point de vue de l'efficacité, l'argumentation est proche de celle de Friedman. L'investissement optimum dans l'éducation est atteint si les étudiants s'éduquent jusqu'au point où le gain marginal social est égal au coût marginal social. Comme chez Friedman, les prêts à remboursement contingent permettent

5. Le capital à rembourser est indexé sur l'inflation.

de lever la contrainte de crédit et d'internaliser le coût de l'éducation, mais en prenant désormais en compte l'externalité positive de l'éducation, ce qui justifie que le système ne soit pas autofinancé, les droits à rembourser ne correspondant qu'à une partie du coût. Sur le plan de l'équité, Chapman reprend l'argument selon lequel les étudiants proviennent de milieux favorisés et qu'ils auront des salaires élevés, du fait justement de l'investissement éducatif : faire payer l'enseignement supérieur par les contribuables serait ainsi à la fois régressif et inéquitable du point de vue des non-étudiants. Le fait que les subventions à l'enseignement supérieur soient une forme de redistribution à l'envers dans une perspective de cycle de vie (« *redistribute away from the lifetime poor* ») est la conséquence évidente des rendements privés de l'éducation (Chapman [2005]) et non la conclusion d'une analyse contrefactuelle qui intégrerait les aspects familiaux et les autres outils fiscaux qui nous intéressent ici. Plus récemment, Chapman a critiqué le projet du nouveau gouvernement australien de dé plafonner les droits d'inscription que les universités peuvent fixer, d'augmenter le taux d'intérêt des PARC et de réduire le financement public. Le gouvernement australien soutient la réforme en arguant de l'équité envers les non-diplômés : pourquoi devraient-ils subventionner l'éducation de ceux qui vont gagner plus grâce à leurs diplômes ? Pour Chapman, avec cette réforme, le risque est important que les droits d'inscription augmentent de manière significative et que la hausse des taux d'intérêts dissuade les individus les moins aisés<sup>6</sup>.

En France, la question des droits d'inscription à l'université a été posée par Gary-Bobo et Trannoy [2005] qui ont proposé leur augmentation assortie de la distribution à tous les jeunes sortant de l'enseignement secondaire d'un chèque-projet professionnel d'une valeur approximative de 60 000 euros, sur la base d'un projet professionnel validé par une commission. L'année suivante, Trannoy [2006] propose de mettre en œuvre à titre expérimental un système de prêt à remboursement contingent destiné à financer la vie étudiante. Les deux auteurs ont fait récemment une nouvelle proposition dans ce sens mais jusqu'à maintenant sans l'accompagner d'études redistributives en cycle de vie (Gary-Bobo et Trannoy [2015]).

Si l'approche redistributive en cycle de vie est relativement rare, elle se développe grâce à l'apport des modèles de microsimulation dynamique, mais les articles traitant des effets redistributifs des différents systèmes de financement de l'enseignement supérieur restent néanmoins assez rares. La première simulation dynamique d'un système de PARC semble être celle de Harding [1995] sur données australiennes, à la suite de l'adoption d'un tel système par les gouvernements australiens et néo-zélandais. L'objectif principal était d'estimer la proportion de dette remboursée pour le prêt contingent, les études existantes ayant estimé ces remboursements sur la base de données en coupe transversale. Or, dans les systèmes de PARC, le taux de remboursement dépend des profils longitudinaux de carrière. L'auteure trouve que le remboursement de la dette par les hommes est relativement rapide, avec un pic de remboursement à 28 ans et un âge moyen de fin de remboursement de 34 ans. Quatre-vingt-treize pour cent des hommes ont remboursé l'intégralité de leur prêt à 65 ans,

---

6. M. Knott et H. Gilmore, « Graduates Could Pay Up to \$120,000 in Debt, HECS Architect Warns », *The Sydney Morning Herald*, 14 mai 2014.

96 % du capital prêté est remboursé. Par contre, les femmes remboursent plus tardivement, leur âge moyen de fin de remboursement est de 39 ans et seulement 67 % remboursent l'intégralité de leur prêt avant 65 ans (71 % du capital prêté). Les PARC sont donc plus favorables pour les femmes qu'un prêt bancaire à remboursement fixe. Malheureusement, l'étude ne donne pas d'indications sur l'impact du système de PARC sur les inégalités globales.

Sur données irlandaises, Flannery et O'Donoghue [2011] simulent deux financements alternatifs des dépenses d'enseignement supérieur : un prêt à remboursement contingent et une *graduate tax*, impôt progressif sur le revenu ne touchant que les diplômés de l'enseignement supérieur. Comme Harding, leur objectif principal est d'estimer les taux de remboursement mais ils s'intéressent également à la redistributivité. Les auteurs concluent que les PARC sont redistributifs, mais ils ne comparent pas cet impact redistributif avec celui d'un impôt générique.

Sur données australiennes, Higgins et Sinning [2013] simulent les remboursements d'un système de PARC dans une perspective de cycle de vie. Leur objectif est de montrer que les estimations de remboursement dépendent fortement de la manière dont la dynamique des carrières est simulée. Ils concluent que les modèles de microsimulation dynamique doivent porter une attention particulière à la modélisation des dynamiques salariales, ce que nous faisons ici.

Courtioux [2009], [2012] est le premier à simuler la mise en place d'un système de PARC en France. En utilisant un modèle de microsimulation dynamique, l'auteur montre que l'impact incitatif de la mise en place d'un système de PARC ne serait pas si important compte tenu du taux de rendement actuellement très élevé de l'investissement dans l'enseignement supérieur (mesuré par l'écart de revenu entre diplômés et non-diplômés<sup>7</sup>). La question de la progressivité des PARC est présente dans Courtioux [2013]. L'auteur montre que l'effort moyen sur le cycle de vie demandé par un système de PARC est nettement plus concentré sur les plus aisés que pour la CSG, la TVA ou même l'IR. L'auteur souligne que la progressivité du PARC est plus forte que celle de la TVA et de la CSG et se rapproche de l'IR avec des profils différents : l'IR n'est quasiment pas progressif sur les premiers percentiles de revenus mais est plus progressif sur les revenus élevés, tandis que « le PARC est caractérisé par un profil de progressivité dentelé ». Par rapport à l'article de Courtioux, l'approche que nous adoptons ici introduit une composante familiale (simulée de manière très stylisée). Cela permet premièrement de simuler l'impôt sur le revenu de manière plus réaliste et deuxièmement de mesurer la redistribution en s'appuyant sur des revenus équivalents (tenant compte de la composition du ménage).

De manière plus générale, l'introduction à cet article ainsi que cette section suggèrent que la différence de résultats quant à la progressivité plus ou moins grande des dispositifs PARC et de l'impôt dépend : 1) de l'indicateur de progressivité utilisé et du champ sur lequel il est calculé (nous nous concentrons sur le Gini en cohorte totale) ; 2) de l'architecture des dispositifs simulés (PARC, impôt sur le revenu, prêt ordinaire) ; 3) des hypothèses de simulation du devenir d'une cohorte (nous tenons compte des aspects familiaux). La suite de l'article discute les choix méthodologiques que nous faisons pour les aspects 2 et 3.

7. Le biais de composition est supposé nul.

## LES DONNÉES

Notre échantillon issu de l'ERFS 2008 comprend les 2 493 individus ayant terminé leur formation initiale entre 1992 et 1994 et leurs conjoints, soit au total 4 047 individus. Chaque individu est ensuite répliqué dix fois pour les besoins de la microsimulation dynamique (qui nécessite des tirages au sort). Comme dans Allègre, Mélonio et Timbeau [2012], nous utilisons une cohorte d'individus définie par la date de fin d'études (soit une promotion). On compare ainsi des individus qui seront confrontés aux mêmes conditions économiques durant leur vie active. Le choix d'utiliser la cohorte sortie depuis 14 à 16 ans de formation initiale est effectué pour des raisons méthodologiques. En effet, à ce point du cycle de vie (en moyenne à 36 ans), nous pouvons récolter de nombreuses informations sur ces individus représentatifs de leur promotion. Environ 75 % des individus vivent en couple, la plupart des mises en couple ont donc déjà été effectuées ; il y a 1,7 enfant pour chaque femme (le taux de descendance final pour les femmes de cette génération est estimé à 2,0 par l'Insee). L'information concernant l'homogamie et les comportements de fécondité est ainsi riche. De plus, pour les personnes qui travaillent, nous connaissons leur salaire effectif, ce qui donne des informations sur leurs caractéristiques « inobservables » (au sens de l'équation de Mincer). Parmi les individus ayant terminé leur formation initiale entre 1992 et 1994, 97 % des hommes et 84 % des femmes ont ainsi des revenus d'activité.

### Les dépenses théoriques d'éducation supérieure

En 2008, la dépense moyenne par étudiant du supérieur s'élève à 10 790 euros (Jeljoul et Dalous [2010]). Toutefois, le coût moyen par étudiant est très variable selon la filière : un étudiant en classe préparatoire aux grandes écoles (14 510 euros) coûte 1,5 fois plus cher qu'un étudiant en université (9 400 euros), du fait d'un encadrement bien plus important. Les sections de techniciens supérieurs (13 220 euros) bénéficient également d'un encadrement important.

Nous calculons un coût théorique du diplôme hors redoublement et double diplôme. Négliger ces aspects pose problème dans la mesure où le nombre d'années supplémentaires passées dans l'enseignement supérieur par rapport au nombre d'années théoriques peut être important : Giret [2003] estime qu'il est de 3 années en moyenne pour un doctorat, de 2 pour l'obtention du DEA ou DESS (master) et de 2,2 pour la maîtrise (M1). Nous ne traitons pas de cet aspect car on peut imaginer que les années supplémentaires passées dans le supérieur, relativement au parcours théorique, seraient sensiblement réduites si l'enseignement supérieur devenait payant (c'est même très souvent un objectif affiché de l'augmentation des droits d'inscription). En effet, le redoublement est en général, pour diverses raisons, un mode exceptionnel de fonctionnement dans les formations payantes et/ou sélectives, tandis qu'il est la norme à l'université (gratuite et non sélective à l'entrée) : sur 100 inscrits en première année de licence en 2007, seuls 27 % ont obtenu leur licence en 3 ans et 39 % en 3 ou 4 ans ; tandis que 44 % ne se sont pas réinscrits à l'université en 2009 (Fouquet [2013]). La question de savoir si les droits d'inscription, plutôt que la sélection, sont le bon moyen de régler le problème du redoublement dans le supérieur n'est pas l'objet de cet article mais mérite d'être analysée.

Tableau 1. Coût théorique de l'enseignement supérieur selon le diplôme et poids de chaque niveau de diplôme dans l'échantillon

	Diplôme	Dépense théorique (en euros 2008)	Poids en %
	Aucun diplôme du supérieur	0	60,5
Bac +2	Deug, DUT	18 800	6,5
	BTS	26 440	14,5
Bac +3	Licence	28 200	4,9
Bac +4	Maîtrise	37 600	6,0
Bac +5	Master	47 000	3,2
	École	57 220	3,1
Bac +8	Doctorat	75 200	1,4

Source : MEN-DEPP ; calculs des auteurs.

Le tableau 1 montre le coût théorique que nous affectons aux individus selon le diplôme obtenu dans l'enseignement supérieur (en sept catégories), à partir des données fournies par le ministère de l'Éducation nationale. Nous supposons qu'après les classes préparatoires, le coût des écoles est égal à celui de l'université. Parmi les individus de notre échantillon, 60,5 % n'ont aucun diplôme du supérieur : on ne leur affecte donc aucune dépense bien qu'un nombre non négligeable d'entre eux fréquentent l'enseignement supérieur une ou deux années avant d'en sortir sans diplôme. Le coût théorique d'une école à bac +5 est environ trois fois plus élevé que celui d'un Deug. Nous ne différencions pas par filière bien que les coûts puissent également différer selon les filières et que certains pays qui ont mis en place des PARC pratiquent des frais d'inscription variant selon la filière choisie (*cf. supra* l'exemple de l'Australie). Nous nous limitons également aux coûts qui sont distingués dans le Compte de l'éducation. Zuber [2004] tente d'estimer les dépenses publiques d'autres formations du supérieur, dont les « très grandes écoles ». Même si elles ne concernent que 0,8 % d'une cohorte, la dépense y est largement plus élevée que dans les autres formations (elle est par exemple environ quatre fois plus importante que pour un troisième cycle en sciences), ce qui pose en soi un problème d'équité (voir également Courtioux [2013]).

Bien que nous raisonnions par la suite en termes de cycle de vie, cadre dans lequel les dépenses sont affectées aux individus et non à leur famille, il est également possible à ce stade de documenter les dépenses par CSP du père, quintile de niveau de vie et quintile de revenu salarial. Le tableau 2 montre que les dépenses théoriques d'enseignement supérieur sont très inégalement réparties selon l'origine sociale : les enfants d'ouvriers bénéficieraient ainsi d'environ quatre fois moins de dépenses que les enfants de cadres et professions libérales. Ce constat d'accès biaisé à l'enseignement supérieur n'est évidemment pas nouveau. Gregoir [2008] souligne ainsi que le 3<sup>e</sup> cycle recrute à 43 % dans les catégories sociales supérieures alors qu'elles ne représentent que 16 % de la population.

De même, le tableau 3 montre que les individus ayant les revenus d'activité et les niveaux de vie (en coupe) les plus élevés ont bénéficié des plus fortes dépenses d'enseignement supérieur. Les individus du 1<sup>er</sup> quintile de revenus d'activité ont ainsi bénéficié, en moyenne, de cinq fois moins de dépenses d'enseignement supérieur que les individus du 5<sup>e</sup> quintile.

Tableau 2. Dépenses théoriques d'enseignement supérieur selon la CSP du père (en euros 2008)

CSP du père	Dépense théorique
Agriculteurs et artisans	12 132
Cadres et professions libérales	24 801
Professions intermédiaires	19 049
Employés	11 811
Ouvriers	6 676

Champ : Exp ≥ 10 et ≤ 20.

Source : MEN-DEPP ; ERFS 2008 ; calculs des auteurs.

Tableau 3. Dépenses théoriques d'enseignement supérieur selon le quintile de revenu salarial et le quintile de niveau de vie (en euros 2008)

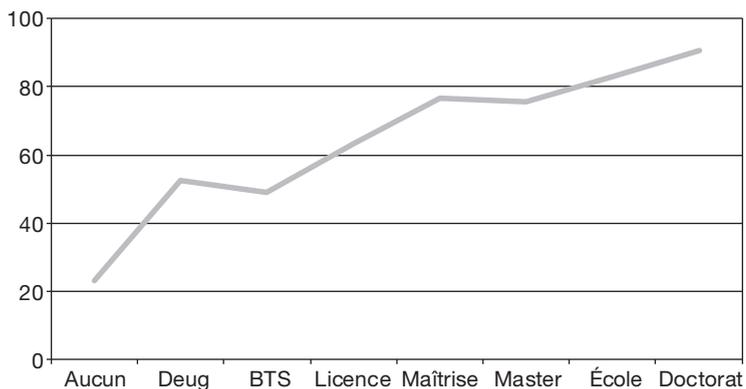
Quintile	Selon Q niveau de vie	Selon Q revenu d'activité
1	4 240	6 285
2	5 881	5 529
3	8 644	7 974
4	16 027	14 167
5	30 270	31 068

Champ : Exp ≥ 10 et ≤ 20.

Source : MEN-DEPP ; ERFS 2008 ; calculs des auteurs.

De plus, les mises en couple font l'objet d'une forte homogamie concernant le diplôme : alors que seules 23 % des personnes ayant un conjoint non diplômé du supérieur ont un diplôme du supérieur, 90 % des personnes dont le conjoint a le niveau doctorat ont un diplôme du supérieur (figure 1).

Figure 1. Probabilité d'être diplômé du supérieur selon le diplôme du conjoint



Champ : Exp ≥ 10 et ≤ 20.

Source : ERFS 2008 ; calculs des auteurs.

## LE MODÈLE DE MICROSIMULATION DYNAMIQUE

### Événements démographiques

Dans cette version préliminaire, les événements démographiques sont simulés de manière très simplifiée. Pour les couples avec enfants, nous supposons que les enfants sont issus du couple et que la mise en couple a eu lieu trois ans avant l'arrivée du premier enfant<sup>8</sup>. Les personnes isolées le restent pendant toute leur carrière professionnelle. Afin d'estimer un revenu d'activité permanent équivalent (sur le cycle de vie, en tenant compte des solidarités au niveau du ménage), nous forçons l'âge et l'expérience des conjoints à être égaux à ceux du partenaire (de fait, nous ne gardons comme information pertinente que leur diplôme et leur sexe)<sup>9</sup>.

La décohabitation des enfants, le départ à la retraite et la mortalité ne sont pas simulés : nous supposons que les enfants quittent le foyer parental à 18 ans. Les individus sortent définitivement du marché du travail quarante-deux ans après leur sortie de formation initiale. Dans cette version, c'est à ce moment que les individus sortent de la simulation, mais la retraite et la mortalité seront simulées (de façon schématique) dans une version ultérieure<sup>10</sup>.

### Simulation de l'activité et du revenu annuel

Dans un premier temps, nous estimons pour tous les individus de l'échantillon un statut d'activité la première année après la sortie de formation initiale ( $\text{exp} = 1$ ). La probabilité d'être actif est estimée dans l'ERFS 2008 par une équation d'activité qui dépend de l'âge, de l'âge au carré, de la présence d'un conjoint, du diplôme et du sexe. Le fait d'être actif est tiré au sort selon la probabilité estimée. Pour les actifs, nous estimons ensuite la probabilité d'être en emploi (ou au chômage) la première année en utilisant les mêmes variables.

Pour les années suivantes ( $\text{exp} = 2$  à 42), des équations de transition en deux étapes (activité puis emploi) sont estimées sur les données de l'ERFS 2008 pour les hommes et les femmes séparément (*cf.* annexe). Pour les hommes, les variables explicatives sont l'âge (et son carré), l'expérience (son carré et son cube), la présence d'un conjoint, le diplôme, la nationalité française et le statut d'activité en  $t - 1$ , auxquels s'ajoutent la présence d'enfants de moins de 3 ans et le nombre d'enfants de moins de 18 ans pour les femmes.

Les transitions sont ensuite tirées au sort pour tous les individus de notre échantillon ( $4047 \times 10$ ) et pour leurs quarante-deux années d'expérience, année après année, selon les probabilités estimées par les équations d'activité et d'emploi.

---

8. Selon Robert-Bobée [2004], en moyenne 3,4 ans s'écoulent entre la mise en couple et la naissance du premier enfant. Dans cette simulation, nous négligeons le fait que les femmes plus diplômées vivent plus longtemps en couple avant d'avoir un enfant.

9. Pour prolonger cette recherche, il faudrait simuler de façon moins grossière les unions et séparations ainsi que l'arrivée de nouveaux enfants.

10. Comme noté plus haut, l'impôt est payé par tous les âges en fonction de leur revenu tandis que le remboursement des PARC est concentré aux âges les plus jeunes. L'inclusion des années passées à la retraite peut donc avoir des effets de premier ordre sur nos résultats.

De façon similaire, nous estimons quatre équations de Mincer sur le champ des personnes en emploi sur les données de l'ERFS 2008 (pour les hommes et les femmes ayant un an d'expérience ; puis pour les hommes et les femmes les années suivantes en incluant le statut d'activité un an auparavant dans les variables explicatives). Le logarithme du revenu salarial annuel (incluant les traitements, salaires, les revenus agricoles, industriels et commerciaux, et les revenus non commerciaux<sup>11</sup>) dépend de l'expérience (et de son carré), du diplôme, du nombre d'enfants et de la nationalité (*cf.* annexe).

Les salaires simulés pour les individus de notre échantillon sont constitués de deux parties, une partie déterministe, égale à la prédiction des équations de Mincer, et une partie résiduelle qui correspond à l'hétérogénéité des revenus d'activité à caractéristiques égales (les équations de revenus d'activité n'expliquant qu'environ 30 % de la variance des salaires).

La partie résiduelle du revenu d'activité est modélisée comme suit :

$$r_{it} = \alpha \cdot r_{it-1} + \mu_{it},$$

où  $\mu_{it}$  est un bruit blanc.

La valeur de  $\alpha$  est essentielle pour déterminer l'hétérogénéité des carrières à caractéristiques égales (notamment à diplôme égal). Or, en l'absence de données de panel sur longue période, il est difficile de connaître la valeur réelle de  $\alpha$ . Si  $\alpha$  est faible, les individus font face à des chocs peu persistants et/ou les dynamiques de carrière dépendent peu de caractéristiques individuelles non observées dans l'équation de salaire (niveau fin du diplôme, secteur d'activité, caractéristiques personnelles persistantes en termes de talent, sociabilité, engagement dans le travail). Au contraire, si  $\alpha$  est élevé, les individus font face à des chocs persistants et/ou les dynamiques de carrières dépendent fortement des caractéristiques individuelles persistantes. Plusieurs études ont essayé d'estimer la valeur de  $\alpha$  sur données de panel américaines. Par exemple, sur la base d'un panel américain, Guvenen [2007] l'estime à 0,988. Nous retenons une valeur de 0,98 dans notre scénario central, ce qui revient à supposer que cette valeur est sensiblement la même pour les hommes américains et l'ensemble des individus de notre cohorte (hommes et femmes). Contrairement à Courtioux [2009], [2012], [2013], nous supposons également que la variabilité interindividuelle est homogène pour tous les diplômes et non conditionnelle au passage par un épisode de chômage. Nous avons également testé la robustesse de nos résultats lorsque ce paramètre varie entre 0,95 et 0,99 : nos principaux résultats sont robustes<sup>12</sup>.

En pratique, pour les individus en emploi dans notre échantillon, nous connaissons leur résidu individuel  $r_{it}$  lorsque leur expérience  $t$  est égale à 14, 15 ou 16. On tire ensuite un bruit blanc pour les autres années d'expérience (1 à 42) de sorte à respecter la variance observée des revenus d'activité. Pour les individus qui ne sont pas en emploi, nous tirons un résidu individuel de même écart type que celui des résidus observés sur les personnes en emploi puis un bruit blanc annuel.

Les personnes en inactivité sont supposées avoir des revenus d'activité annuels nuls (en réalité, ils sont faibles mais pas nuls, l'inactivité n'étant pas nécessairement continue dans l'année). L'indemnisation du chômage est simulée

11. Les indépendants déclarant des revenus nuls ou négatifs sont exclus du champ.

12. Et disponibles sur demande auprès des auteurs.

de manière simplifiée : le droit à l'indemnisation dépend de l'ancienneté dans l'emploi (1 an d'ancienneté donne droit à 1 an d'indemnisation ; 2 ans et plus donnent droit à 2 ans). Le taux de remplacement net (marginal) est supposé égal à 90 % en dessous de 12 000 euros annuels et à 50 % sur les revenus au-delà.

## Mesures d'inégalité dans l'échantillon simulé

Le modèle ci-dessus permet de reconstituer quarante-deux années de carrière professionnelle fictive pour les 40 470 individus de notre échantillon. Nous calculons quatre indicateurs d'inégalité (Gini) sur cette base. Premièrement, nous calculons le Gini des revenus d'activité sur les 40 470 individus pendant leurs quarante-deux années de carrière (soit 1 699 740 cas). Il s'établit à 0,4781.

Deuxièmement, nous calculons un Gini de revenu équivalent avant transferts pour ces 1,7 million de cas, tenant compte du revenu d'activité éventuel de leur conjoint et du nombre d'unités de consommation (fonction du nombre d'enfants et de la présence éventuelle d'un conjoint)<sup>13</sup>. Il s'établit à 0,4189 ce qui montre que la mise en commun des ressources permet de réduire fortement les inégalités.

Troisièmement, nous calculons un Gini de revenu permanent individuel égal à la moyenne des revenus d'activités sur leurs quarante-deux années de carrière professionnelle pour les 40 470 individus de l'échantillon. Il est égal à 0,3463.

Enfin, nous calculons un Gini du revenu permanent équivalent égal à la moyenne des revenus équivalents sur le cycle de vie professionnel. Il est égal à 0,2905.

## LES EFFETS REDISTRIBUTIFS DES DIFFÉRENTS MODES DE FINANCEMENT : CSG, IR, PRÊTS SIMPLES OU PARC

Le modèle permet de simuler les effets redistributifs de plusieurs dispositifs de financement du supérieur. Nous utilisons le coefficient de Gini avant et après financement afin d'appréhender la redistributivité des différents modes de financement. L'avantage du Gini est de prendre en compte l'ensemble de la distribution des revenus.

Une première solution est de financer les dépenses d'enseignement supérieur par un impôt proportionnel sur le revenu de type CSG. Le Gini étant un indicateur d'inégalité relative, un tel financement laisserait les Gini calculés ci-dessus inchangés : dans ce cas, le Gini est le même avant et après financement (*cf.* tableau 4, col. 1). De ce point de vue, ce que nous appelons CSG est bien une simplification. En effet, dans la réalité les taux appliqués diffèrent selon le revenu catégoriel. Cependant cette simplification a peu d'impact car les taux appliqués aux allocations chômage et aux revenus d'activité sont proches.

13. Plus précisément, le revenu équivalent est égal au revenu disponible du ménage divisé par le nombre d'unités de consommation (échelle d'équivalence OCDE-Insee). Ici, le revenu disponible du ménage est égal au revenu simulé moins le financement de l'enseignement supérieur simulé.

Les systèmes de PARC constituent une deuxième solution. Dans le scénario central, le seuil de remboursement du PARC correspond au revenu auquel un individu seul et sans enfant devient imposable, décote comprise (soit 13 130 euros en 2008 – *seuil*). Les individus ayant un capital à rembourser paient 9 % (*taux*) sur les revenus au-delà de ce seuil tant que le capital n'est pas remboursé. La dette est oubliée au bout de trente ans (*oubli*)<sup>14</sup>. Dans ce scénario central, selon notre simulation 73 % du capital (correspondant aux dépenses théoriques) est remboursé. Les financements alternatifs couvriront également 73 % des dépenses théoriques d'enseignement supérieur. Après financement par les PARC, le Gini de revenu équivalent permanent est réduit à 0,2878. Nous avons simulé divers changements de paramètres, faisant varier le seuil de 13 000 à 17 000, le taux de 9 à 15 % et le délai d'oubli de vingt à trente ans. Ces modifications ont en fait très peu d'effet sur le niveau global des inégalités mesuré par le Gini. Par exemple, le Gini de revenu équivalent permanent varie entre 0,2877 et 0,2879 selon les scénarios. Il est en fait très difficile de modifier la redistributivité globale du PARC en jouant sur les paramètres mentionnés ci-dessus<sup>15</sup> : les remboursements des PARC étant plafonnés, il n'est pas possible d'augmenter significativement la contribution des plus aisés.

La seule possibilité pour rendre le système plus progressif est de réduire la contribution des moins aisés, par un oubli plus rapide de la dette ou un seuil plus élevé de remboursement. Les gains en redistributivité sont limités par le fait que la plus forte progressivité du système se traduit alors par un poids plus faible du prélèvement<sup>16</sup>. En fait, comme les PARC touchent une population relativement aisée (les diplômés du supérieur) et que le système de seuil permet déjà d'exonérer les plus pauvres dans cette population, les modifications du seuil au-delà de celui qui permet d'exonérer les plus pauvres ont tendance à toucher les classes médianes de la population. De plus, pour les paramètres simulés, entre 50 et 60 % des diplômés remboursent l'intégralité de leurs dépenses affectées : pour eux le remboursement est forfaitaire (dans la mesure où il ne dépend plus des revenus). Cela explique que le changement des paramètres du PARC modifie peu les inégalités globales telles qu'elles sont mesurées par le Gini : les pauvres étant déjà en grande partie exonérés et les plus aisés étant au plafond, les modifications de paramètres touchent essentiellement les classes médianes<sup>17</sup>.

Nous simulons également le financement par un impôt sur le revenu (IR) correspondant au barème de 2008 (abattement, tranches et décote). L'affectation de 9,9 % de cet impôt permet de financer 73 % des dépenses d'enseignement supérieur, comme dans le scénario central décrit ci-dessus. Enfin nous simulons un système de prêt à vingt ans à taux 0 dans lequel les diplômés remboursent la même part de leur frais d'études dès que leur revenu d'activité est supérieur à l'annuité de remboursement<sup>18</sup> (soit 5 % des dépenses théoriques). Là encore, l'objectif est de financer 73 % des dépenses d'enseignement supérieur.

14. Ce taux de 9 % et l'oubli de trente ans correspondent au système en place actuellement au Royaume-Uni.

15. Nous n'avons pas encore introduit de taux d'intérêt mais ce paramètre ne pourrait pas avoir un effet très important dans la mesure où le système ne permet pas d'imposer un intérêt supérieur au taux de marché.

16. La redistributivité d'un prélèvement est fonction de sa progressivité et de son poids.

17. Un moyen d'augmenter la progressivité du système pourrait alors consister à augmenter le plafond en augmentant le prix de la formation. Le Royaume-Uni est ainsi passé d'un plafond de droits de scolarité de 3 470 livres en 2010 à 9 000 livres en 2012.

18. Ce qui correspond à la très large majorité des cas.

Le tableau 4 présente les résultats. De façon peu étonnante, c'est l'IR qui a l'impact redistributif le plus élevé, quelle que soit la mesure retenue. Néanmoins, un mix d'IR et de CSG selon le poids actuel de ces impôts serait moins redistributif qu'un système de PARC du même poids<sup>19</sup>. En combinant une assise sur les diplômés du supérieur et un seuil d'exemption, les PARC ont ainsi un pouvoir redistributif relativement fort (bien que moins fort que l'IR seul et pas facilement modulable). Enfin, le remboursement de prêts n'est que marginalement plus redistributif qu'un impôt proportionnel en cycle de vie, malgré le fait qu'ils ne touchent que les diplômés du supérieur et que ceux-ci sont en moyenne plus aisés que le contribuable moyen. En effet, le remboursement de prêt touche de façon égale les diplômés quelle que soit leur situation sur le marché du travail, et ne procure ainsi pas l'effet d'assurance que procure l'impôt, même proportionnel. Si en cycle de vie le fait que les diplômés du supérieur soient plus aisés l'emporte, cela n'est plus vrai à un instant  $t$  : les remboursements d'emprunt sont plus inégalitaires que l'impôt proportionnel.

Tableau 4. *Gini avant et après financement des dépenses théoriques d'enseignement supérieur*

	Avant / après CSG	Après PARC	Après IR	Après Rbt prêt
Revenus individuels	47,81	47,58	47,53	47,97
Revenus équivalents	41,89	41,74	41,50	42,04
Revenus individuels permanents	34,63	34,34	34,34	34,61
Revenus équivalents permanents	29,05	28,78	28,68	28,96

Les figures 2 et 3 nous renseignent mieux sur le profil redistributif des différents instruments de financement (CSG, PARC, IR, remboursement d'emprunt). Sur la figure 2, on peut voir que l'avantage de l'IR par rapport au PARC est de mieux toucher les ménages du dernier décile. Le PARC étant plafonné, le taux d'effort baisse entre le 9<sup>e</sup> et le 10<sup>e</sup> décile. On peut également voir que les remboursements de prêts sont régressifs : à partir d'un certain seuil (situé dans le 2<sup>e</sup> décile), le remboursement est fixe ; par conséquent, le taux d'effort est plus élevé pour les déciles inférieurs (à part pour les ménages du 1<sup>er</sup> décile qui n'ont pas de remboursement à effectuer). Par contre en cycle de vie, les remboursements de prêts sont progressifs (*cf.* tableau 4 et figure 3) : en cycle de vie, le fait d'avoir à rembourser des échéances les années de vaches maigres n'est plus pris en compte. De même que sur la figure 2, on peut voir sur la figure 3 que l'avantage redistributif de l'IR par rapport aux PARC se situe au niveau du dernier décile. Dans les figures 2 et 3, nous ne retrouvons pas le profil de « progressivité dentelé » de Courtioux [2013], car nous ne nous intéressons pas au même indicateur. Ce dernier cherche à illustrer l'hétérogénéité intrapercentile et utilise la médiane des taux d'effort, alors que nous utilisons ici des moyennes de taux d'effort par décile qui fournissent des éléments de détails complémentaires suffisants pour notre analyse centrée sur le Gini comme indicateur de redistribution.

19. Intégrer les retraités dans l'analyse est néanmoins susceptible de modifier ce résultat.

Figure 2. Taux d'effort moyen par décile de revenus équivalents

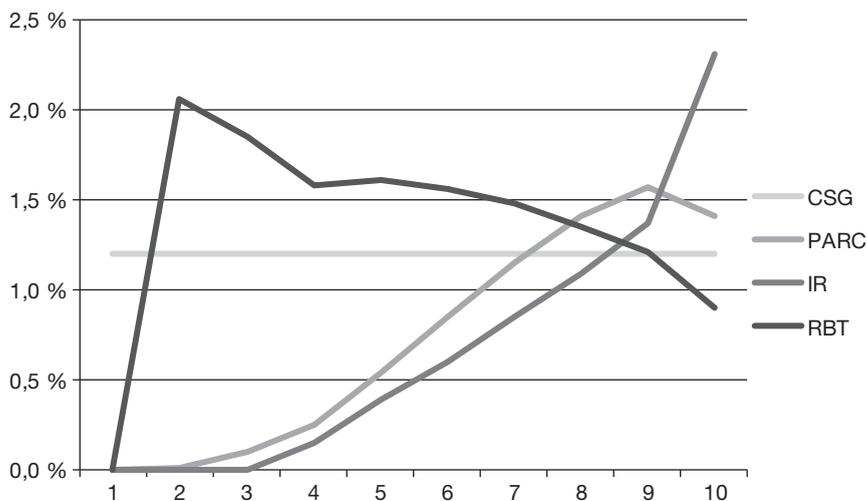
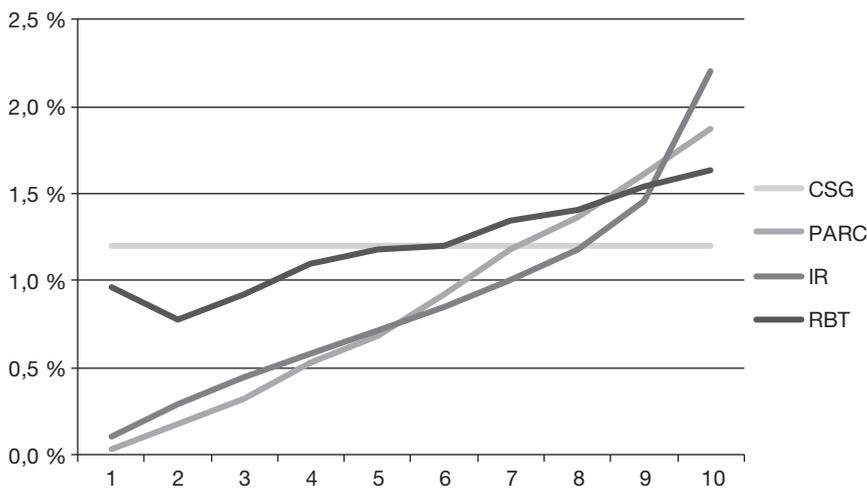


Figure 3. Taux d'effort moyen en cycle de vie par décile de revenus équivalents permanents



## CONCLUSION

Sur la base d'un modèle de microsimulation dynamique simple dont l'intérêt principal est de permettre la prise en compte des aspects familiaux (mise en commun des ressources, paiement de l'impôt sur le revenu), nous avons montré que dans le cas français un système de PARC n'est pas plus redistributif en cycle de vie qu'un financement par l'impôt sur le revenu. Malgré tout, ces systèmes

ont bien un pouvoir redistributif relativement élevé : dans notre simulation, ils l'emportent sur un mix IR-CSG. Néanmoins, il est très difficile de moduler ces effets redistributifs globaux en jouant sur les paramètres des PARC, et notamment d'atteindre la progressivité de l'IR en cycle de vie.

Finalement, les instruments (PARC, mix IR-CSG) sont très proches d'un point de vue de la redistribution verticale sur le cycle de vie sur l'ensemble de la population. La différence fondamentale réside dans la redistributivité horizontale (entre diplômés et non-diplômés du supérieur à *revenu égal*). Avec un financement fiscal, deux individus de même revenu ayant fait ou non des études supérieures contribuent de la même manière au financement de cet enseignement supérieur, alors que le premier contribue davantage sous un système de PARC.

Savoir lequel des deux systèmes est le plus approprié dépend du diagnostic que l'on porte sur le rôle de l'enseignement supérieur. Peut-être paradoxalement, si l'éducation supérieure est considérée comme un investissement en capital humain, les arguments en faveur de son financement privé sont plus faibles, notamment parce que le capital humain est, en partie, un bien public, et que les revenus de ce capital peuvent être taxés directement et progressivement<sup>20</sup>. Par contre, l'iniquité d'un financement public de l'enseignement supérieur sera d'autant plus forte que l'enseignement supérieur est considéré comme un bien de consommation privée. Si tel est le cas, l'équité impose alors soit d'ouvrir son accès à tous, soit de faire contribuer ceux qui y ont accès.

### RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALLÈGRE G., MÉLONIO T. et TIMBEAU X. [2012], « Dépenses publiques d'éducation et inégalités. Une perspective de cycle de vie », *Revue économique*, 63 (6), p. 1055-1079.
- AMAR E., BEFFY M., MARICAL F. et RAYNAUD E. [2008], « Les services publics de santé, éducation et logement contribuent deux fois plus que les transferts monétaires à la réduction des inégalités de niveau de vie », dans *France, portrait social*, Paris, Insee, coll. « Insee Références », p. 85-101.
- BARR N. [2002], « Funding Higher Education: Policies for Access and Quality », House of Commons, Education and Skills Committee, *Post-16 Student Support*, Sixth Report of Session 2001-2002.
- BARR N. [2004], « Higher Education Funding », *Oxford Review of Economic Policy*, 20 (2), p. 264-283.
- BEN JELLOUL M., LIÉGEY M. et SCHAFF C. [2009], « Le prêt à remboursement contingent au revenu : une nouvelle piste pour l'autonomie financière des étudiants ? », *La note de veille*, 143, Centre d'analyse stratégique.
- BERGER V. [2011], « Commentaire », dans P.-A. CHIAPPORI, *Financement de l'enseignement supérieur : quel rôle pour les entreprises ?*, Paris, Institut de l'entreprise, coll. « Les notes de l'Institut », p. 61-65.
- CAZENAVE M.-C., DUVAL J., EIDELMAN A., LANGUMIER F. et VICARD A. [2011], « La redistribution : état des lieux en 2010 et évolution depuis vingt ans », dans *France, portrait social*, Paris, Insee, coll. « Insee Références », p. 87-101.
- CHAPMAN B. [1988], « An Economic Analysis of the Higher Education Contribution Scheme of the Wran Report », *Economic Analysis and Policy*, 18 (2), p. 171-188.

20. En absence de nomadisme fiscal.

- CHAPMAN B. [1997], « Conceptual Issues and the Australian Experience with Income Contingent Charges for Higher Education », *The Economic Journal*, 107 (442), p. 738-751.
- CHAPMAN B. [2005], « Income Contingent Loans for Higher Education: International Reform », *CEPR Discussion Paper*, 491.
- CHAPMAN B. et RYAN C. [2005], « The Access Implications of Income-Contingent Charges for Higher Education: Lessons from Australia », *Economics of Education Review*, 24 (5), p. 491-512.
- COLIN N. [2008], « Pour une contribution plus juste au financement de l'enseignement supérieur », *Briefing Paper*, Institut Montaigne.
- COURTIOUX P. [2009], « Peut-on financer l'éducation du supérieur de manière plus équitable ? », *EDHEC Position Paper*, janvier.
- COURTIOUX P. [2012], « How Income Contingent Loans Could Affect the Returns to Higher Education: A Microsimulation of the French Case », *Education Economics*, 20 (4), p. 402-429.
- COURTIOUX P. [2013], « Équité fiscale et financement de l'enseignement supérieur : le prêt à remboursement conditionnel au revenu comme instrument fiscal », *EDHEC Position Paper*, janvier.
- COURTIOUX P. [2014], « Que peut-on attendre d'un prêt à remboursement contingent au revenu pour les étudiants en France ? », *EDHEC Position Paper*, septembre.
- COURTIOUX P., GREGOIR S. et HOUETO D. [2011], « Enseignement supérieur et durées de subvention individuelle implicite. Une analyse par microsimulation dynamique », *Revue économique*, 62 (5), p. 835-865.
- FLANNERY D. et O'DONOGHUE C. [2011], « The Life-Cycle Impact of Alternative Higher Education Systems in Ireland », *The Economic and Social Review*, 42 (3), p. 237-270.
- FOUQUET S. [2013], « Parcours et réussite en licence et en master à l'université », *Note d'information SIES*, 13.02.
- FRIEDMAN M. [1955], « The Role of Government in Education », dans *Capitalism and Freedom*, Chicago, Chicago University Press, chap. 6.
- GARCIA-PEÑALOSA C. et WÄLDE K. [2000], « Efficiency and Equity Effects of Subsidies to Higher Education », *Oxford Economic Papers*, 52 (4), p. 702-722.
- GARY-BOBO R. et TRANNOY A. [2005], « Faut-il augmenter les droits d'inscription à l'université ? », *Revue française d'économie*, 19 (3), p. 189-237.
- GARY-BOBO R. et TRANNOY A. [2015], « La crise du financement des universités françaises. Impôt sur le revenu des anciens étudiants ou prêt à remboursement contingent ? », *Regards croisés sur l'économie*, 16, p. 176-190.
- GIRET J.-F. [2003], « La diversité des parcours universitaires influence-t-elle l'insertion professionnelle des diplômés de l'enseignement supérieur ? », dans J.-F. GIRET (dir.), *Parcours étudiants : de l'enseignement supérieur au marché du travail*, Marseille, Céreq, p. 75-86.
- GREGOIR S. [2008], « Les prêts étudiants peuvent-ils être un outil de progrès social ? », *EDHEC Position Paper*, octobre.
- GUVENEN F. [2007], « An Empirical Investigation of Labor Income Processes », *NBER Working Paper*, 13394.
- HANSEN L. et WEISBROD B. [1969], *Benefits, Costs, and Finance of Public Higher Education*, Chicago, Markham Publishing.
- HARDING A. [1995], « Financing Higher Education: An Assessment of Income-Contingent Loan Options and Repayment Patterns Over the Life Cycle », *Education Economics*, 3 (2), p. 173-203.
- HIGGINS T. et SINNING M. [2013], « Modelling Income Dynamics for Public Policy Design: An Application to Income Contingent Student Loans », *Economics of Education Review*, 37 (C), p. 273-285.
- HUBBARD G., SKINNER J. et ZELDES S. [1994], « The Importance of Precautionary Saving in Explaining Individual and Aggregate Savings », *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, 40, p. 59-105.

- HUGOUNENQ R. [1998], « Les consommations publiques et la redistribution. Le cas de l'éducation », *Document de travail du CSERC*, 98.05.
- JELJOL M. et DALOUS J.-P. [2010], « Coût de l'éducation en 2008. Évaluation provisoire du compte », *Note d'information de la DEPP*, 10.01.
- LANDAIS C., PIKETTY T. et SAEZ E. [2011], *Pour une révolution fiscale*, Paris, Seuil.
- LICHTENBERGER Y. et AÏDARA A. [2011], *Faire réussir nos étudiants, faire progresser la France. Pour un sursaut vers la société de la connaissance*, Paris, Terra Nova, Projet 2012, Contribution n° 12.
- NERLOVE M. [1975], « Some Problems in the Use of Income-Contingent Loans for the Finance of Higher Education », *Journal of Political Economy*, 83 (1), p. 157-183.
- PECHMAN J. [1970], « The Distributional Effects of Public Higher Education in California », *The Journal of Human Resources*, 5 (3), p. 361-370.
- ROBERT-BOBÉE I. [2004], « Les femmes les plus diplômées vivent plus longtemps en couple avant d'avoir un enfant », *Insee Première*, 956.
- TRANNOY A. [2006], « Financement des universités, financement des études », *Revue d'économie politique*, 116 (6), p. 745-782.
- ZUBER S. [2004], « Évolution de la concentration de la dépense publique d'éducation en France 1900-2000 », *Éducation & formations*, 70, p. 97-108.

ANNEXE

Tableau A1. Équations d'activité (modèle Logit)

	Hommes			Femmes		
	Coefficient	Écart type	P >  z	Coefficient	Écart type	P >  z
<b>Âge</b>						
age	0,444	0,088	0,000	0,450	0,079	0,000
age2	-0,006	0,001	0,000	-0,006	0,001	0,000
<b>Expérience</b>						
exp	-0,501	0,079	0,000	-0,453	0,069	0,000
exp2	0,024	0,003	0,000	0,019	0,003	0,000
exp3	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>Conjoint</b>	0,455	0,159	0,004	-0,151	0,136	0,268
<b>Enfant – 3 ans</b>				-1,094	0,204	0,000
<b>Nb d'enfants (réf. = 0)</b>						
1				0,233	0,163	0,154
2				0,003	0,194	0,987
3				-0,344	0,238	0,148
4+				-0,536	0,433	0,216
<b>Diplôme (réf. = sans)</b>						
Brevet	0,477	0,235	0,042	-0,037	0,198	0,852
CAP, BEP	0,611	0,179	0,001	0,496	0,164	0,002
Baccalauréat	0,868	0,247	0,000	0,331	0,197	0,092
Deug	0,771	0,421	0,067	0,601	0,302	0,046
BTS	1,007	0,385	0,009	0,930	0,294	0,002
Licence	1,233	0,515	0,017	0,714	0,374	0,056
Maîtrise	1,023	0,479	0,033	0,429	0,374	0,252
Master	1,349	0,656	0,040	0,583	0,506	0,250
École	1,629	0,581	0,005	0,913	0,997	0,360
Doctorat	2,151	0,747	0,004	1,154	0,684	0,091
<b>Activité n – 1</b>						
Chômage	-2,044	0,213	0,000	-2,092	0,187	0,000
Inactivité	-4,364	0,165	0,000	-4,576	0,131	0,000
<b>Nationalité française</b>	-0,673	0,352	0,056	0,263	0,232	0,258
Constante	-1,102	1,400	0,431	-1,979	1,273	0,120
N	5010			5257		
Pseudo R <sup>2</sup>	0,543			0,559		

Champ : Hommes et femmes, exp < 42.

Source : ERF5 2008 ; calculs des auteurs.

Tableau A2. Équations d'emploi (modèle Logit)

	Hommes			Femmes		
	Coefficient	Écart type	P >  z	Coefficient	Écart type	P >  z
<b>Âge</b>						
age	0,191	0,086	0,026	0,082	0,102	0,421
age2	- 0,002	0,001	0,098	0,000	0,001	0,999
<b>Expérience</b>						
exp	- 0,104	0,053	0,051	- 0,073	0,056	0,193
exp2	0,001	0,001	0,149	0,000	0,001	0,810
<b>Conjoint</b>	0,605	0,171	0,000	0,672	0,160	0,000
<b>Enfant - 3 ans</b>				0,225	0,259	0,384
<b>Nb d'enfants (réf. = 0)</b>						
1				- 0,212	0,185	0,252
2				- 0,371	0,221	0,092
3				- 0,118	0,328	0,718
4+				- 1,065	0,569	0,061
<b>Diplôme (réf. = aucun)</b>						
> Bac +2	0,331	0,372	0,374	0,591	0,355	0,096
Bac +2	0,504	0,332	0,128	0,696	0,301	0,021
Baccalauréat	0,557	0,267	0,037	0,508	0,256	0,047
CAP, BEP	0,443	0,208	0,033	0,513	0,217	0,018
Brevet	0,364	0,278	0,190	0,704	0,289	0,015
<b>Activité n - 1</b>						
Chômage	- 3,054	0,176	0,000	- 3,054	0,176	0,000
Inactivité	- 2,679	0,219	0,000	- 2,679	0,219	0,000
<b>Nationalité française</b>	0,412	0,290	0,155	0,412	0,290	0,766
Constante	- 1,083	1,383	0,433	- 1,083	1,383	0,666
N	4386			4145		
Pseudo R <sup>2</sup>	0,2745			0,302		

Champ : Hommes et femmes en activité, exp < 42.

Source : ERFS 2008 ; calculs des auteurs.

Tableau A3. Équations de revenu d'activité (log du salaire)

	Hommes			Femmes		
	Coefficient	Écart type	P >  z	Coefficient	Écart type	P >  z
<b>Expérience</b>						
exp	0,039	0,004	0,000	0,038	0,005	0,000
exp2	-0,001	0,000	0,000	-0,001	0,000	0,000
<b>Diplôme (réf. = sans)</b>						
Brevet	0,203	0,044	0,000	0,186	0,054	0,001
CAP, BEP	0,149	0,032	0,000	0,202	0,042	0,000
Baccalauréat	0,365	0,036	0,000	0,489	0,044	0,000
Deug	0,596	0,058	0,000	0,776	0,052	0,000
BTS	0,504	0,045	0,000	0,675	0,054	0,000
Licence	0,394	0,067	0,000	0,773	0,063	0,000
Maîtrise	0,761	0,056	0,000	0,827	0,059	0,000
Master	0,933	0,060	0,000	0,970	0,066	0,000
École	1,064	0,056	0,000	1,278	0,105	0,000
Doctorat	1,135	0,067	0,000	1,307	0,093	0,000
<b>Activité n - 1</b>						
Chômage	-0,573	0,060	0,000	-0,595	0,062	0,000
Inactivité	-0,647	0,069	0,000	-0,843	0,066	0,000
<b>Nb d'enfants</b>	0,026	0,011	0,014	-0,067	0,014	0,000
<b>Nationalité française</b>	0,107	0,048	0,025	0,142	0,060	0,018
Constante	9,059	0,060	0,000	8,748	0,074	0,000
N	3380			3115		
Pseudo T <sup>2</sup>	0,298			0,272		

Champ : Hommes et femmes en emploi, exp < 42.

Source : ERF5 2008.