



L'impact des dépenses de santé dans une économie vieillissante

Le cas de la France étudié à l'aide d'un modèle d'équilibre général calculable avec état de santé endogène¹

Chaire Transitions Démographiques, Transitions économiques

X. CHOJNICKI² E. DELATTRE³ P.-E. RABESANDRATANA⁴
L. RAGOT⁵

¹Ce travail a bénéficié du soutien financier de la Chaire transitions démographiques, transitions économiques (Fondation du Risque).

²LEM-CNRS (UMR 9221), Université de Lille et Chaire Transitions Démographiques, Transitions Économiques

³ThEMA, Université de Cergy-Pontoise et Chaire Transitions Économiques Transitions Démographiques.

⁴LEM-CNRS (UMR 9221), Université de Lille

⁵EconomiX, Université de Paris-Ouest Nanterre La Défense, CEPII et Chaire Transitions Démographiques, Transitions Économiques

Table des matières

1	Introduction	5
2	Un MEGC-GI avec agents hétérogènes	8
2.1	Le bloc démographique	8
2.2	Le comportement de la firme représentative	8
2.3	Le comportement des consommateurs	9
2.3.1	La fonction d'utilité intertemporelle	9
2.3.2	Modélisation de l'état de santé des consommateurs	11
2.3.3	La contrainte budgétaire des consommateurs	11
2.4	Le marché du travail	13
2.5	Offre de travail, d'éducation et d'expérience	13
2.6	Le secteur public	15
2.6.1	Les transferts publics	15
2.6.2	Les recettes de l'État	16
2.7	Les organismes complémentaires de santé	17
3	Calibrage du compte central	19
3.1	Calibrage du bloc démographique	19
3.2	Choix des paramètres libres	19
3.3	Calibrage des variables exogènes observables	20
3.4	Calibrage des variables exogènes non observées	21
3.5	Estimation des paramètres de la fonction d'utilité	22
3.5.1	La méthode d'estimation	22
3.5.2	Les données françaises	24
3.5.3	les différentes étapes de l'estimation	25
4	Le compte central	29
4.1	La démographie française dans le compte central	29
4.2	L'économie française dans le compte central	30
4.3	Les comptes de la Sécurité Sociale dans le compte central	31
5	Les effets de la hausse des dépenses de santé sur l'économie française	33

5.1	Conséquences démographiques	34
5.2	Conséquences macroéconomiques	37
5.3	Impacts sur les comptes de la protection sociale	38
5.4	Variations de bien-être	39
6	Conclusion	43

Résumé

Dans ce rapport, nous évaluons l'impact des dépenses de santé sur l'économie française à moyen et long terme. Pour ce faire, nous développons un Modèle d'Equilibre Général Calculable à Générations Imbriquées (noté MEGC-GI par la suite) appliqué au cas de la France. Ce MEGC-GI a pour principale caractéristique d'offrir un cadre d'analyse unifié permettant de prendre en considération l'effet simultané des dépenses de santé sur l'espérance de vie, le bien-être et la productivité. Il apparaît à travers nos simulations que, premièrement, les gains d'espérance de vie obtenus grâce à la future hausse des dépenses de santé ne devraient pas être substantiels. Deuxièmement, les gains de productivité engendrés par la future hausse des dépenses de santé ne devraient pas générer une croissance économique suffisante pour annihiler les effets économiques négatifs du vieillissement de la population française. Ce résultat s'explique principalement par les effets d'éviction induits par les dépenses publiques de santé et l'accroissement de la fiscalité nécessaire à leur financement. Troisièmement, une manière de minimiser ces effets d'éviction consiste à faire financer prioritairement l'accroissement des dépenses de santé par ceux qui en bénéficient le plus, c'est à dire les personnes en âge de retraite.

JEL Classifications : C68-D58-E60-H55-I10-J24.

Mots clés : MEGC, Générations Imbriquées, Vieillissement, Protection sociale, Dépenses de santé.

1 Introduction

L'économie française connaît un vieillissement de sa population. Cette mutation démographique se caractérise par un accroissement du ratio de dépendance des personnes âgées. Ce ratio mesure le rapport entre la taille de la population âgée de 65 ans et plus et celle de la population âgée de 16 à 64 ans. En France, en 1950, ce ratio était de 17.2% contre 21.1% en 1990 et 25.9% en 2010. Ce ratio devrait s'élever à 33.1% en 2020 puis 47% en 2060 d'après les projections de population officielles fournies par Blanpain & Chardon (2010). Ces projections soulignent que le processus de vieillissement de la population française devrait se poursuivre dans les prochaines décennies. Notons que pour obtenir ces évolutions démographiques, Blanpain & Chardon (2010) font l'hypothèse que le taux de fécondité se stabiliserait à 1.95 enfant par femme après 2015 et que le flux d'immigration nette représenterait 100 000 individus chaque année. Ainsi, en partant de ces hypothèses, il apparait que c'est surtout l'allongement de l'espérance de vie qui explique le vieillissement de la population française (on parlera ainsi d'un vieillissement par le haut de la pyramide des âges). En effet, ces projections montrent que l'espérance de vie à la naissance des français devrait augmenter de 79.4 ans en 2020 à 84.8 ans en 2060, soit un gain d'espérance de vie de 4 ans sur 40 ans.

Ce vieillissement de la population française, tel que nous venons de le décrire, s'accompagne d'une détérioration des comptes de la protection sociale. D'une part, l'accroissement de la part de la population âgée de 65 ans et plus dans la population totale entraîne une hausse du poids des dépenses de retraite dans l'économie française. En 1970, les dépenses de retraite représentaient 7.8% du PIB contre 14% du PIB en 2015 (Conseil d'Orientation des Retraites (2015)). En même temps, la hausse de la part de la population de retraités induit une réduction de la part de la population active dans la population totale, et donc une baisse de la part de la population qui cotise afin de financer les dépenses de retraite. C'est la raison pour laquelle le vieillissement de la population française affecte négativement les comptes de l'assurance retraite. Le déficit de l'assurance retraite devrait passer de 0.4% du PIB en 2015 à 1.6% du PIB en 2060 dans le pire scénario envisagé par le Conseil d'Orientation des Retraites (2015) (noté COR par la suite)¹. Seules des hypothèses économiques beaucoup plus optimistes (notamment un taux de chômage qui convergerait à long terme vers 4.5%) sont à même d'assurer l'équilibre des régimes publics de retraite, conditionnellement à la poursuite des réformes qui ont déjà été engagées. D'autre part, les dépenses de santé augmentent aussi avec le vieillissement de la population française. En 1970, les dépenses de santé représentaient 6% du PIB contre 10.2% en 2010. Les projections faites par le Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie (noté HCAAM par la suite) tendent d'ailleurs à montrer que ces dépenses continueraient à augmenter dans les prochaines décennies pour atteindre 12.7% du PIB en 2040 puis 13.1% du PIB en 2060 HCAAM (2013). Cependant, cette croissance des dépenses publiques de santé devrait impacter négativement les

1. Ce scénario est caractérisé par une croissance économique inférieure à 1.2% par an après 2030, découlant (i) d'une croissance de la productivité du travail n'excédant pas 1% par an et (ii) d'un taux de chômage de 7% à partir de 2020.

comptes de l'assurance maladie. Le déficit de l'assurance maladie devrait passer de 0.3% du PIB en 2014 à 2.4% du PIB en 2060 selon les projections du HCAAM (2013).

Même si le vieillissement démographique contribue à l'accroissement des dépenses de santé en France, ces dernières participent aussi au vieillissement de la population française. En effet, les gains d'espérance de vie obtenus par les français ces dernières décennies ont été permis, pour partie, par une amélioration significative de l'environnement sanitaire des ménages. Cette amélioration de l'environnement sanitaire a été obtenue notamment grâce à l'augmentation substantielle du poids des dépenses publiques de santé dans l'économie française. En d'autres termes, les gains d'espérance de vie sont une illustration des rendements des dépenses publiques de santé. Toutefois, d'après la littérature économique, ces gains d'espérance de vie ne sont pas les seuls bénéfiques générés par les dépenses publiques de santé. Selon Fanti & Gori (2011), les dépenses publiques de santé ont la capacité d'améliorer l'efficacité de l'offre de travail des travailleurs, en particuliers les plus âgés, ce qui peut accroître la productivité de cette main d'oeuvre et stimuler la croissance économique. Pour Hall & Jones (2007), les dépenses de santé améliorent le bien-être individuel mais aussi collectif au même titre que les dépenses de consommation. Selon ces auteurs, les dépenses de santé, en allongeant l'espérance de vie, accroissent le bien-être intertemporel en augmentant le nombre de périodes durant lesquelles les agents économiques peuvent consommer et jouir d'un niveau de bien-être correct. Selon Aisa & Pueyo (2004) et Chakraborty (2004), en allongeant l'espérance de vie, les dépenses publiques de santé incitent les agents économiques à épargner davantage. La hausse de l'épargne entraîne une hausse du stock de capital physique, de la productivité du travail et donc de la croissance économique.

En se référant aux intuitions développées dans les travaux cités ci-dessus, la question qui se pose est donc la suivante : la future augmentation des dépenses de santé en France peut-elle stimuler la production de richesse tout en annihilant les effets négatifs attendus du vieillissement de la population sur les comptes de la protection sociale et en améliorant significativement le bien-être intertemporel des français ? Afin de répondre à cette question, nous proposons un cadre d'analyse unifié permettant de prendre en considération l'effet simultané des dépenses de santé sur l'espérance de vie, le bien-être et la productivité. Pour ce faire, nous développons dans la section 2 un modèle d'équilibre général calculable appliqué au cas de l'économie française avec 16 générations imbriquées et une prise en compte des trois principaux types de dépenses de santé en France (dépenses publiques de santé, dépenses remboursées par les organismes complémentaires de santé et les restes à charge). Dans ce modèle, nous tenons compte de l'impact des dépenses de santé sur la productivité en associant la santé au capital humain au même titre que l'expérience et l'éducation. Ensuite, nous considérons l'effet des dépenses de santé sur l'espérance de vie comme nous le suggère la littérature économique. Enfin, nous intégrons l'effet des dépenses de santé sur le bien-être comme nous le suggèrent Hall & Jones (2007). La construction et le calibrage du compte central du modèle sont décrits dans les sections 3 et 4. Dans la section 5, nous simulons différents scénarios dans lesquels nous supposons différentes évolutions futures des dépenses de santé,

ainsi que différentes modalités de financement, pour quantifier les effets économiques futurs de ces dépenses.

Les résultats fournis par nos simulations tendent à montrer que, premièrement, les gains d'espérance de vie permis par la future hausse des dépenses de santé, estimée à 3 points de PIB entre 2015 et 2060, ne devraient pas être substantiels. Pour chaque cohorte, ces gains ne devraient pas excéder 2 mois sur le moyen et long terme. Deuxièmement, la future hausse des dépenses publiques de santé devrait agir positivement sur le bien-être des cohortes de retraités et négativement sur celui des jeunes générations. Troisièmement, il semblerait que les gains de productivité obtenus grâce à cette future hausse des dépenses publiques de santé ne devraient pas être suffisamment importants pour stimuler la production de richesse afin de contre-carrer les impacts négatifs du vieillissement démographique sur les comptes de la protection sociale. Ce dernier résultat s'explique par les effets d'éviction engendrés par le financement nécessaire de ce surcroît de dépenses publiques de santé. Il apparaît à travers nos simulations que ces effets d'éviction annulent totalement les gains de productivité générés par les dépenses publiques de santé.

2 Un MEGC-GI avec agents hétérogènes

2.1 Le bloc démographique

Nous modélisons une population composée de 16 cohortes d'adultes dont l'âge varie de 20-24 ans (cohorte 1) à 95 ans et plus (cohorte 16). Il s'en suit que la cohorte t est composée des individus âgés de 20 ans à la période t et qu'une période du modèle correspond à 5 années. Le niveau de qualification constitue la seule source d'hétérogénéité entre les agents de chaque cohorte. Trois niveaux de qualification sont alors considérés : faiblement, moyennement et hautement qualifié. Les faiblement qualifiés (notés LS par la suite) sont constitués des individus ayant un niveau d'éducation inférieur au baccalauréat (noté BAC par la suite). Les moyennement qualifiés (notés MS par la suite) sont composés des agents économiques ayant un niveau d'étude compris entre le BAC et BAC+2. Les hautement qualifiés (notés HS par la suite) sont formés par les individus ayant un niveau d'éducation supérieur à BAC+2. L'indice $S = L, M, H$ est utilisé pour identifier respectivement les LS, MS et HS. Il en résulte que la population âgée de j ($j = 1, \dots, 16$) dotée d'une qualification S ($S = L, M, H$) à la période t est notée $P_{j,t}^S$. Nous supposons que la décision d'acquisition d'un niveau de qualification donné est prise durant la jeunesse de manière purement exogène. Les proportions de jeunes dans la population optant pour les niveaux de qualifications LS, MS et HS sont ainsi donnés respectivement par π_t^L , π_t^M et π_t^H .

Les taux de survie à chaque période varient selon le niveau de qualification. Ces taux, qui sont indiqués par $\beta_{j,t}^S$ ($j = 1, \dots, 16$), représentent la proportion d'individus de niveau de qualification S ayant survécu entre l'âge $j - 1$ et l'âge j . De ce fait, la taille de chaque cohorte âgée de 0 à 16 est donnée par :

$$P_{j,t}^S = \beta_{j,t}^S (1 - \xi_{j,t}^S) P_{j-1,t-1}^S \quad j = 1, \dots, 16 \quad (1)$$

pour $S = L, M, H$ et $\xi_{j,t}^S$ le taux d'émigration nette des cohortes j de qualification S à la période t .

2.2 Le comportement de la firme représentative

Nous caractérisons le secteur de la production par une firme représentative utilisant du travail (Q_t) et du capital physique (K_t) pour produire un bien composite (Y_t). La technologie de production est définie par la fonction de production Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants suivante :

$$Y_t = A_t K_t^{1-\varphi} Q_t^\varphi \quad (2)$$

dans laquelle φ mesure la part de la rémunération du travail dans le revenu national et A_t désigne un processus exogène décrivant la productivité globale des facteurs. Formellement, la quantité de travail (Q_t) est une combinaison de l'état de santé

(H_t), du travail physique (L_t), de l'expérience (E_t) et du niveau de qualification (S_t) définie par la fonction CES suivante :

$$Q_t = H_t^\Psi [L_t^\rho + \mu E_t^\rho + \Theta S_t^\rho]^{\frac{1}{\rho}} \quad (3)$$

L'inverse de l'élasticité de substitution entre ces différents attributs est renseigné par le paramètre ρ . Le paramètre μ indique la préférence de la firme pour l'expérience. Θ_t décrit un processus exogène mesurant le progrès technique biaisé vers la qualification. Ψ mesure l'impact de l'état de santé des travailleurs sur l'efficacité de l'offre de travail. Dans la lignée de la littérature mincerienne sur la détermination du salaire (Ben-Porath (1967), Card & Lemieux (2001), et Wasmer (2001a)), nous supposons que le travail par unités efficaces agrège de manière explicite les différents attributs des travailleurs. Ainsi, plutôt que de supposer l'existence de plusieurs marchés du travail (pour les LS, MS, HS, travailleurs jeunes mais aussi âgés), nous supposons que les travailleurs d'âge et de niveaux de qualification différents offrent différentes combinaisons d'éducation et d'expérience. Il en résulte que le nombre d'attributs en concurrence est indépendant du nombre de groupes considérés².

De manière usuelle, la firme représentative a pour objectif de maximiser son profit $PROF_t$ en se comportant de façon concurrentielle sur les marchés des facteurs de production. Le profit est alors donné par :

$$PROF_t = Y_t - (r_t + \delta)K_t - w_t^L L_t - w_t^S S_t - w_t^E E_t \quad (4)$$

dans laquelle δ désigne le taux de dépréciation du stock de capital physique, r_t indique le taux d'intérêt, et w_t^L , w_t^S et w_t^E mesurent la productivité marginale du travail physique, de l'éducation et de l'expérience. Les conditions de maximisation du profit impliquent alors que :

$$r_t = (1 - \varphi)A_t K_t^{-\varphi} Q_t^\varphi - \delta \quad (5)$$

$$w_t^L = \varphi A_t K_t^{1-\varphi} H_t^{\Psi\varphi} [L_t^\rho + \mu E_t^\rho + \Theta S_t^\rho]^{\frac{\varphi}{\rho}-1} \times L_t^{\rho-1} \quad (6)$$

$$w_t^E = \varphi A_t K_t^{1-\varphi} H_t^{\Psi\varphi} [L_t^\rho + \mu E_t^\rho + \Theta S_t^\rho]^{\frac{\varphi}{\rho}-1} \times \mu E_t^{\rho-1} \quad (7)$$

$$w_t^S = \varphi A_t K_t^{1-\varphi} H_t^{\Psi\varphi} [L_t^\rho + \mu E_t^\rho + \Theta S_t^\rho]^{\frac{\varphi}{\rho}-1} \times \Theta S_t^{\rho-1} \quad (8)$$

Ces conditions soulignent que la firme rémunère chaque facteur de production à sa productivité marginale et mettent en exergue l'impact de l'état de santé, H_t , sur la productivité marginale de chaque facteur de production.

2.3 Le comportement des consommateurs

2.3.1 La fonction d'utilité intertemporelle

Les consommateurs sont caractérisés par leur fonction d'utilité intertemporelle. Cette dernière est définie par une fonction d'utilité espérée de cycle de vie notée

2. Cette approche diffère de celle proposée par Card & Lemieux (2001) qui consiste à agréger dans une fonction de production type CES les stocks de capital humain spécifiques à chaque cohorte. Il s'en suit que le nombre de fonctions CES emboîtées est fonction du nombre de cohortes prises en compte.

$E(U_t^S)$. L'utilité de cycle de vie est non certaine du fait de l'incertitude sur la durée de vie de chaque individu. Cette incertitude est mesurée par la probabilité de mourir à la fin de chaque période de vie. Cette fonction d'utilité est spécifiée de telle sorte à mettre en évidence les principaux effets de la santé sur le bien-être. La dépense de santé est considérée comme une dépense mais est également intégrée comme un investissement puisqu'elle permet d'allonger la durée de vie de chaque individu. Dans la lignée de Hall & Jones (2007), $E(U_t^S)$ est définie comme suit :

$$E(U_t^S) = \sum_{j=1}^{16} \Delta_{j,t+j} \Upsilon_{j,t+j}^S u(c_{j,t+j}^S, h_{j,t+j}^S) \quad (9)$$

Le terme $\Delta_{j,t+j} = \prod_{s=1}^j \beta_{j,t}^S$ ($j = 1, \dots, 16$) mesure la probabilité cumulée d'être en vie à l'âge j telle que $\Delta_{0,t+0} = 1$. $\Upsilon_{j,t+j}^S$ est un facteur d'escompte psychologique appliqué à l'utilité instantanée $u(c_{j,t+j}^S, h_{j,t+j}^S)$ de chaque période. C'est un paramètre non-constant au cours du temps et qui varie selon l'âge et le niveau de qualification.

L'utilité instantanée $u(c_{j,t+j}^S, h_{j,t+j}^S)$ qui dépend de $c_{j,t+j}^S$ et $h_{j,t+j}^S$ - désignant respectivement la consommation et l'état de santé de l'individu ayant une qualification S , appartenant à la génération t à l'âge j - est spécifiée comme suit :

$$u(c_{j,t+j}^S, h_{j,t+j}^S) = b + \frac{(c_{j,t+j}^S)^{1-\eta}}{1-\eta} + \alpha \frac{(h_{j,t+j}^S)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (10)$$

Le paramètre b assure une utilité instantanée positive. L'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation est donnée par la constante $-1/\eta$. Le paramètre α indique le poids relatif de la santé dans la fonction d'utilité. Enfin, $-1/\sigma$ est une constante qui mesure l'élasticité de substitution intertemporelle de la santé. Cette fonction d'utilité additivement séparable permet d'obtenir une utilité marginale de la consommation indépendante de l'état de santé (et réciproquement).

Les équations (9) et (10) mettent bien en évidence les deux principaux impacts de la santé sur le bien-être individuel intertemporel. Le premier impact opère via le taux de mortalité. En effet, dans la lignée de Hall & Jones (2007), nous supposons que $h_{j,t+j}^S$ et $\beta_{j,t}^S$ sont liés à travers la relation suivante :

$$h_{j,t}^S = \frac{1}{1 - \beta_{j,t}^S} \quad (11)$$

Ainsi, en intégrant l'équation (11) dans l'équation (9), il apparaît qu'une meilleure santé permet d'accroître le nombre de périodes durant lesquelles l'individu profite du bien-être procurées par sa consommation et sa santé. Le deuxième impact de la santé sur le bien-être transite naturellement par l'effet positif de $h_{j,t+j}^S$ sur l'utilité instantanée comme indiqué dans l'équation (9).

2.3.2 Modélisation de l'état de santé des consommateurs

En suivant les travaux de Hall & Jones (2007), nous définissons l'état de santé des consommateurs, $h_{j,t+j}^S$, par la fonction suivante :

$$h_{j,t}^S = \chi_{j,t}^S \left(\Omega_{j,t}^S \times \sum_{X=P,M,O} m_{X,j,t}^S \right)^{\kappa_j} \quad (12)$$

$\chi_{j,t}^S$ représente un paramètre d'échelle qui dépend de l'âge et du niveau de qualification de chaque individu. $\Omega_{j,t}^S$ inclut toutes les variables exogènes, autres que les dépenses de santé, pouvant affecter l'état de santé de chaque individu (comme la pollution ou encore l'environnement sanitaire). Enfin, le montant des dépenses allouées par chaque individu à sa santé est fourni par $m_{X,j,t}^S$ ($X = P, M, O$) tel que :

- $m_{P,j,t}^S$ indique le montant des dépenses de santé remboursées par la Sécurité Sociale ;
- $m_{M,j,t}^S$ indique le montant des dépenses de santé remboursées par les organismes complémentaires de santé ;
- $m_{O,j,t}^S$ indique les restes à charge du patient.

L'efficacité de ces dépenses sur l'état de santé est donnée par κ_j .

2.3.3 La contrainte budgétaire des consommateurs

Les agents nés à la période t déterminent donc un plan optimal de consommations maximisant leur utilité espérée (équation 9) tout en respectant leur contrainte budgétaire. Cette dernière implique que la valeur espérée des dépenses égale celle des revenus. En d'autres termes :

$$\begin{aligned} & \sum_{j=1}^{16} R_{j,t+j} \Delta_{j,t+j} \left[\left(m_{O,j,t+j}^S + c_{j,t+j}^S \right) (1 + \tau_{t+j}^c) + \Gamma_t \right] \\ & = \sum_{j=1}^{16} R_{j,t+j} \Delta_{j,t+j} \left[\omega_{j,t+j}^L + \omega_{j,t+j}^E e_{j,t+j}^S + \omega_{j,t+j}^H s_{j,t+j}^S \right] \ell_{j,t+j}^S + T_{j,t+j}^S + m_{M,j,t+j}^S + b_{j,t+j}^S \end{aligned} \quad (13)$$

τ_{t+j}^c indique le taux de taxe sur la consommation et sur les restes à charge à la période t . $T_{j,t+j}^S$ fournit le montant des transferts publics - i.e les allocations chômage, les pensions de retraite, les allocations familiales, etc - perçus à l'âge j . Γ_t désigne la cotisation forfaitaire prélevée par les organismes complémentaires de santé. $m_{M,j,t+j}^S$ renseigne le montant des remboursements versés par ces organismes. $\ell_{j,t+j}^S$, $e_{j,t+j}^S$ et $s_{j,t+j}^S$ mesurent respectivement l'offre de travail brut, les stocks de capital humain et d'expérience à l'âge j . Les salaires contingents nets de toutes taxes relatifs à chaque attribut sont respectivement donnés par $\omega_{j,t+j}^L$, $\omega_{j,t+j}^H$ and $\omega_{j,t+j}^E$. La variable $b_{j,t+j}^S$ désigne l'héritage perçu par un agent appartenant à la génération t et doté d'une qualification S à la période $t + j$. L'héritage est un leg laissé par les individus qui décèdent à chaque période. Il est involontaire car les individus ne sont pas altruistes et ne prennent pas en compte le bien-être de leurs descendants. Il n'est donc jamais optimal pour eux de transférer volontairement une richesse à leurs

enfants ou petits-enfants. En l'absence de toute incertitude sur sa date de décès, un individu consommerait toute sa richesse avant de mourir ; il ne resterait rien à léguer. C'est cette incertitude sur la survenue de la mort qui explique l'existence de ces transferts privés entre agents. Les hypothèses que nous avons retenues pour déterminer l'affectation de ces legs sont les suivantes : jusqu'à la génération 4 (moins de 45 ans), le patrimoine des individus qui décèdent est reversé aux individus du même âge et du même niveau de qualification³. Ceci revient à considérer, qu'à ces âges où les enfants ne sont pas encore adultes, le leg prend la forme d'une succession au dernier vivant au sein d'un couple. Pour les générations suivantes, la succession d'une personne appartenant à la génération t est intégralement reversée aux enfants (génération $t-5$)⁴. Ceci signifie que la génération 20-24 ans a deux sources de leg : la succession au dernier vivant des individus de 20-24 ans décédés et l'héritage provenant des personnes de la génération 45-49 ans. Selon cette règle, la génération 25-29 ans reçoit donc (i) la succession au dernier vivant des individus de 25-29 ans décédés et (ii) l'héritage provenant des personnes de la génération 50-54 ans ; et ainsi de suite.

Avec ce processus d'allocation des héritages involontaires, l'équilibre sur le marché du capital physique est toujours assuré car le patrimoine des personnes décédées est intégralement ré-alloué vers celui de personnes qui sont toujours en vie.

Comme indiqué dans la section 2.2, le taux d'intérêt entre les périodes t et $t+1$ est donné par r_t . De ce fait, le facteur d'escompte qui s'applique sur le revenu ainsi que les dépenses s'écrit comme suit :

$$R_{j,t+j} \equiv \prod_{s=t+1}^{t+j} (1 + r_s(1 - \tau_s^k))^{-1}$$

avec $R_{0,t} = 1$ par convention. Il en résulte que la maximisation de l'utilité espérée (Equation 9) sous contrainte budgétaire (Equation 13) donne la loi d'évolution des dépenses de consommations contingentes sur le cycle de vie de chaque individu, c'est-à-dire :

$$c_{j+1,t+j+1}^S = \left[\frac{\Upsilon_{j,t+j}^S \times \beta_{j,t}^S \times (1 + \tau_t^c) \times (1 + r_{t+1})}{(1 + \tau_{t+1}^c)} \right]^n \times c_{j,t+j}^S \quad \forall S; \forall j = 1, \dots, 20 \quad (14)$$

Le patrimoine implicite de chaque individu noté $a_{j,t+j}^S$ est déterminé par la différence entre le revenu et la consommation, c'est-à-dire :

$$\begin{aligned} R_{j,t+j} \Delta_{j,t+j} a_{j,t+j} &= R_{j,t+j} \Delta_{j,t+j} a_{j-1,t+j-1}^S + b_{j,t+j}^S \\ &\quad \left(\omega_{j,t+j}^L + \omega_{j,t+j}^E e_{j,t+j}^S + \omega_{j,t+j}^H s_{j,t+j}^S \right) \ell_{j,t+j}^S + T_{j,t+j}^S + m_{M,j,t+j}^S \\ &\quad - \left[\left(m_{O,j,t+j}^S + c_{j,t+j}^S \right) (1 + \tau_{t+j}^c) + \Gamma_t \right] \end{aligned} \quad (15)$$

3. Cette dernière hypothèse est peu satisfaisante. Mais en l'absence d'informations précises sur les niveaux de qualification des testateurs et de leurs légataires, il nous semble préférable de retenir cette règle simple.

4. A nouveau, et pour la même raison, nous faisons l'hypothèse simplificatrice que les enfants ont le même niveau de qualification que le testateur.

telle que

$$a_{0,t}^S = \left(\omega_{0,t}^L + \omega_{0,t}^E e_{0,t}^S + \omega_{0,t}^H s_{0,t}^S \right) \ell_{0,t}^S + b_{0,t}^S + T_{0,t}^S + m_{M,0,t}^S - \left[\left(m_{O,0,t}^S + c_{0,t}^S \right) \left(1 + \tau_t^c \right) + \Gamma_t \right]$$

2.4 Le marché du travail

Le chômage est exogène dans le modèle. Plus précisément, les taux de chômage moyens des travailleurs non-qualifiés et qualifiés sont respectivement donnés par $\bar{\Phi}_t^L$ et $\bar{\Phi}_t^{MH}$ tels que :

$$\bar{\Phi}_t^L = \left(aj_cho_t^L \sum_{j=1}^9 P_{j,t}^L q_{j,t}^L \Phi_{j,t}^L \right) / \left(\sum_{j=1}^9 P_{j,t}^L q_{j,t}^L \right)$$

$$\bar{\Phi}_t^{MH} = \left(aj_cho_t^{MH} \sum_{j=1}^9 P_{j,t}^M q_{j,t}^M \Phi_{j,t}^M + P_{j,t}^H q_{j,t}^H \theta_{j,t}^H \right) / \left(\sum_{j=1}^9 P_{j,t}^M q_{j,t}^M + P_{j,t}^H q_{j,t}^H \right)$$

Dans ces équations, $aj_cho_t^L$ et $aj_cho_t^{MH}$ représentent des variables d'ajustement permettant de reproduire l'évolution historique des taux de chômage en France. Ces variables permettent de faire converger les taux de chômage actuels vers leur valeur de long terme, c'est-à-dire 4,5% en moyenne en 2060 Conseil d'Orientation des Retraites (2015). Le paramètre $q_{j,t}^S$ indique le taux de participation exogène des travailleurs d'âge j dotés d'une qualification S à la période t . Les taux de chômage spécifiques à ces travailleurs sont indiqués par Φ_j^S .

2.5 Offre de travail, d'éducation et d'expérience

Le temps alloué à l'éducation par les individus durant leur jeunesse détermine par la suite leur profil d'offre de travail physique, d'éducation et d'expérience sur leur cycle de vie. En ce qui concerne le premier attribut, le vecteur d'offre de travail physique d'un agent appartenant à la génération t s'écrit comme suit :

$$\ell_t^S = \left(q_t^S (1 - \bar{u}_S), q_{t+1}^S, q_{t+2}^S, q_{t+3}^S, q_{t+4}^S, q_{t+5}^S, q_{t+6}^S, q_{t+7}^S, q_{t+8}^S (1 - \alpha_{t+8}), 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0 \right) \quad (16)$$

avec α_{t+8} le temps exogène passé à la retraite durant la 9^{ème} période de vie (entre 60 et 64 ans).

Dans la lignée de Chojnicki, Docquier & Ragot (2011), la proportion de temps allouée à l'éducation durant la jeunesse, \bar{u}_S , est convertie en travail efficace grâce à la fonction de production de capital humain éducatif $\epsilon \bar{u}_S^\psi$ dont la technologie de production est renseignée par les paramètres $\epsilon > 0$ and $\psi \in (0, 1)$. Le vecteur d'offre de capital humain éducatif est donc :

$$s_t^S = \left(0, \epsilon \bar{u}_S^\psi, \epsilon \bar{u}_S^\psi, \epsilon \bar{u}_S^\psi, \epsilon \bar{u}_S^\psi, \epsilon \bar{u}_S^\psi, \epsilon \bar{u}_S^\psi, \epsilon \bar{u}_S^\psi, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0 \right) \quad (17)$$

Dans l'esprit de Wasmer (2001b), le stock d'expérience d'un individu, e_t^S , agrège les taux de participation passés. Il s'en suit que le vecteur d'offre d'expérience est défini comme suit :

$$e_t^S = \begin{pmatrix} 0, \\ (1 - \bar{u}_S)q_t\theta_e^1, \\ (1 - \bar{u}_S)q_t\theta_e^2 + q_{t+1}\theta_e^1, \\ (1 - \bar{u}_S)q_t\theta_e^3 + q_{t+1}\theta_e^2 + q_{t+2}\theta_e^1, \\ (1 - \bar{u}_S)q_t\theta_e^4 + q_{t+1}\theta_e^3 + q_{t+2}\theta_e^2 + q_{t+3}\theta_e^1, \\ \dots, \\ (1 - \bar{u}_S)q_t\theta_e^8 + \dots + q_{t+7}\theta_e^1, \\ 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0 \end{pmatrix} \quad (18)$$

dans lequel $\theta_e^j \in (0, 1)$ correspond à 1 moins le taux de dépréciation de l'expérience au cours du temps.

Comme mentionné dans l'équation (3), chaque attribut de l'offre de travail d'un individu est pondéré par son état de santé pour obtenir du travail en unités efficaces. Le vecteur définissant l'état de santé d'un individu appartenant à la génération t au cours de son cycle de vie est :

$$h_t^S = \begin{pmatrix} h_t^S, h_{t+1}^S, h_{t+2}^S, h_{t+3}^S, h_{t+4}^S, h_{t+5}^S, \\ h_{t+6}^S, h_{t+7}^S, h_{t+8}^S, h_{t+9}^S, h_{t+10}^S, h_{t+11}^S, \\ h_{t+12}^S, h_{t+13}^S, h_{t+14}^S, h_{t+15}^S, h_{t+16}^S \end{pmatrix}$$

avec l'équation (12) qui donne la dynamique de l'état de santé au cours du temps.

Enfin, les quantités agrégées de travail physique (L_t), d'éducation (S_t), d'expérience (E_t) et de santé (H_t) s'écrivent comme suit :

$$H_t = \sum_{j=1}^9 \sum_{S=L,M,H} P_{j,t}^S h_{j,t}^S \quad (19)$$

$$L_t = \sum_{j=1}^9 \sum_{S=L,M,H} P_{j,t}^S \ell_{j,t}^S \quad (20)$$

$$E_t = \sum_{j=1}^9 \sum_{S=L,M,H} P_{j,t}^S \ell_{j,t}^S e_{j,t}^S \quad (21)$$

$$S_t = \sum_{j=1}^{16} \sum_{S=L,M,H} P_{j,t}^S \ell_{j,t}^S s_{j,t}^S \quad (22)$$

2.6 Le secteur public

2.6.1 Les transferts publics

Les dépenses publiques de santé, de retraite, d'éducation et les autres allocations sociales composent le vecteur des transferts publics :

$$\bar{T}_t^S = \begin{pmatrix} v_t q_t \bar{u}_S \omega_{1,t}^L + \gamma_{san,1}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{cho,1}^S g_t^{cho} \Phi_1^S a_j_{-cho}^S + \gamma_{log,1}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,1}^S g_t^{fam} \\ + \gamma_{rmi,1}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{san,2}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{cho,2}^S g_t^{cho} \Phi_2^S a_j_{-cho}^S + \gamma_{log,2}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,2}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,2}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{san,3}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{cho,3}^S g_t^{cho} \Phi_3^S a_j_{-cho}^S + \gamma_{log,3}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,3}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,3}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{san,4}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{cho,4}^S g_t^{cho} \Phi_4^S a_j_{-cho}^S + \gamma_{log,4}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,4}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,4}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{san,5}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{cho,5}^S g_t^{cho} \Phi_5^S a_j_{-cho}^S + \gamma_{log,5}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,5}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,5}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{san,6}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{cho,6}^S g_t^{cho} \Phi_6^S a_j_{-cho}^S + \gamma_{log,6}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,6}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,6}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{san,7}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{cho,7}^S g_t^{cho} \Phi_7^S a_j_{-cho}^S + \gamma_{log,7}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,7}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,7}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{san,8}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{cho,8}^S g_t^{cho} \Phi_8^S a_j_{-cho}^S + \gamma_{log,8}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,8}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,8}^S g_t^{rmi}, \\ \alpha_{t+9} + \gamma_{ret,9,t+9}^S + \gamma_{san,9}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + (1 - \alpha_{t+9}) \gamma_{cho,9}^S g_t^{cho} \Phi_9^S a_j_{-cho}^S \\ + \gamma_{log,9}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,9}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,9}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{ret,10,t+10}^S + \gamma_{san,10}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{log,10}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,10}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,10}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{ret,11,t+11}^S + \gamma_{san,11}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{log,11}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,11}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,11}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{ret,12,t+12}^S + \gamma_{san,12}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{log,12}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,12}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,12}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{ret,13,t+13}^S + \gamma_{san,13}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{log,13}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,13}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,13}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{ret,14,t+14}^S + \gamma_{san,14}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{log,14}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,14}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,14}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{ret,15,t+15}^S + \gamma_{san,15}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{log,15}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,15}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,15}^S g_t^{rmi}, \\ \gamma_{ret,16,t+16}^S + \gamma_{san,16}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} + \gamma_{log,16}^S g_t^{log} + \gamma_{caf,16}^S g_t^{fam} + \gamma_{rmi,16}^S g_t^{rmi} \end{pmatrix} \quad (23)$$

Dans ce vecteur $\gamma_{risk,j}^S g_t^{risk}$ indique le montant des transferts versés par l'État à un individu âgé de j et de qualification S pour les pensions de retraite (ret), l'allocation chômage (cho), les aides au logement (log), l'allocation familiale (fam), les revenus minimums (rmi) et les remboursements de soins de santé (san) tels que $\gamma_{san,j}^S g_t^{san} = m_{P,j,t}^S$. En d'autres termes, $\gamma_{risk,j}^S$ fournit le profil par âge et par niveau de qualification des différentes formes ($risk$) de prestations sociales et la générosité de ces dernières est renseignée par g_t^{risk} .

Tous les $\gamma_{risk,j}^S$ sont des variables exogènes qui varient en fonction du risque, de l'âge et du niveau d'éducation sauf $\gamma_{ret,j,t+j}^S$. En effet, $\gamma_{ret,j,t+j}^S$ est une variable endogène indiquant le montant de la pension perçue par un individu retraité appartenant à la génération t à la période $t+j$ ($j = 9$ à 16). De ce fait, comme le prévoit la législation française, la pension est calculée comme étant une proportion du salaire moyen perçu par l'individu au cours de ses 25 dernières années de vie active⁵, c'est-à-dire :

$$\gamma_{ret,j,t+j}^S = \eta_t \times \frac{1}{5} \sum_{j=4}^8 [\omega_{j,t+j}^L + \omega_{j,t+j}^E e_{j,t+j}^S + \omega_{j,t+j}^H h_{j,t+j}^S] \quad (j = 4, \dots, 8)$$

avec η_t le taux de remplacement qui prévaut dans l'économie française.

5. Dans les faits, il s'agit des 25 meilleures années.

Le terme $\gamma_{san,t}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB}$ dans l'équation (23) permet de reproduire fidèlement l'évolution des dépenses publiques de santé au cours du temps en prenant en considération la taille et la structure de la population française ainsi que la croissance du PIB (Δ_t^{PIB}). Nous tenons compte des effets de la croissance économique sur l'évolution des dépenses de santé. Ainsi, en se basant sur les travaux de Mahieu (2000) et Azizi & Pereira (2005), nous considérons que les dépenses de santé ont une élasticité unitaire. En d'autres termes, une croissance de 1% du PIB, *ceteris paribus*, implique une croissance des dépenses de santé de 1%.

Le profil par niveau de qualification des allocations chômage est donné par $\gamma_{cho,t}^S$. Ce profil est pondéré par $\Phi_j^S a_j_{cho_t^S}$, variable indiquant le taux de chômage par âge et par niveau de qualification. Ainsi, en calculant $\gamma_{cho,t}^S g_t^{cho} \Phi_j^S a_j_{cho_t^S}$ pour chaque âge et niveau d'éducation, nous reproduisons fidèlement l'évolution des dépenses d'allocation chômage en France au cours du temps.

Notons enfin que les profils par âge et par niveau de qualification des autres allocations sociales (logement, famille et RMI) sont également connus. Ces profils sont simplement recalés de manière uniforme en exploitant les valeurs agrégées observées de ces dépenses au cours du temps.

2.6.2 Les recettes de l'État

Pour financer ses dépenses, l'État a la capacité d'émettre des titres publics et de prélever des taxes sur les revenus du travail (τ_t^w), sur les dépenses de consommation et les restes à charge (τ_t^c) et sur les revenus du capital (τ_t^k). Par ailleurs, l'État collecte des cotisations sociales (cot_t) sur les salaires mais aussi une Contribution Sociale Généralisée (csg_t , notée CSG par la suite) sur les revenus du travail et du capital, les pensions de retraite et l'allocation chômage pour financer toutes ses dépenses. Trois grandes catégories de dépenses sont considérées : les dépenses sociales, la consommation publique non-spécifique à l'âge et enfin le paiement des intérêts de la dette. La contrainte budgétaire de l'État est donc :

$$\begin{aligned} & (\tau_t^w + cot_t + csg_t)(w_t^L L_t + w_t^E E_t + w_t^H H_t) + \tau_t^c (C_t + M_{O,t}) + (\tau_t^k + csg_t)r_t K_t + D_{t+1} \\ & = \sum_j \sum_S P_{j,t}^S \bar{T}_{j,t}^S + \vartheta_t Y_t + (1 + r_t)D_t \end{aligned}$$

D_t donne le montant de la dette publique en début de période t . ϑ_t indique la part dans le PIB de la consommation publique non-spécifique à l'âge. $\bar{T}_{j,t}^S$ fournit le montant total des allocations perçues par chaque âge et niveau de qualification. C_t et $M_{O,t}$ désignent les dépenses agrégées de consommation et des restes à charge (dépenses de santé non remboursées par la Sécurité sociale ou les mutuelles). Nous supposons que la trajectoire du ratio dette/PIB est donnée mais que la taxe sur les revenus du travail (τ_t^w) varie à chaque période pour assurer l'équilibre budgétaire.

Nous définissons par T_t^{risk} le montant total des transferts alloués par l'État à la

période t tel que :

$$\begin{aligned}
 T_t^{ret} &= \sum_j \sum_S P_{j,t}^S \alpha_{t+j} \gamma_{ret,j,t+j}^S \\
 T_t^{san} &= \sum_j \sum_S P_{j,t}^S \gamma_{san,j}^S g_t^{san} \Delta_t^{PIB} \\
 T_t^{cho} &= \sum_j \sum_S P_{j,t}^S \gamma_{cho,j}^S g_t^{cho} \Phi_{j,t}^S a_{j_cho}^S \\
 T_t^{caf} &= \sum_j \sum_S P_{j,t}^S (\gamma_{log,j}^S g_t^{log} + \gamma_{fam,j}^S g_t^{fam}) \\
 T_t^{rmi} &= \sum_j \sum_S P_{j,t}^S \gamma_{rmi,j}^S g_t^{rmi}
 \end{aligned}$$

A chaque risque correspond une caisse financée de manière autonome à l'exception de la caisse pour les dépenses d'exclusion dont le financement provient du budget de l'État et non d'un financement spécifique. Les caisses de retraites, d'assurance maladie, d'assurance chômage, d'allocation familiale sont financées grâce (i) aux cotisations sociales prélevées sur les salaires, (ii) aux impôts et taxes affectés prélevés sur les revenus du travail et du capital et (iii) aux contributions publiques. Pour chaque caisse, l'égalité suivante est donc toujours vérifiée :

$$\begin{aligned}
 Solde_t^{risk} &= T_t^{risk} - (\cot_t^{risk} + csg_t^{risk})(w_t^L L_t + w_t^E E_t + w_t^H H_t) - csg_t^{risk} r_t K_t \\
 &\quad - cpub_t^{risk} \cot_t^{risk} (w_t^L L_t + w_t^E E_t + w_t^H H_t)
 \end{aligned}$$

Dans cette égalité, \cot_t^{risk} et csg_t^{risk} représentent respectivement les taux de cotisations sociales et les impôts et taxes affectés pour chacun des risques sociaux. La variable $cpub_t^{risk}$ représente le montant de la contribution publique allouée par l'État à chaque caisse.

2.7 Les organismes complémentaires de santé

Les organismes complémentaires de santé ont pour vocation de rembourser une partie des dépenses de santé faites par les agents économiques et non prises en charge par la Sécurité sociale. A cet effet, ces organismes déterminent un profil de remboursement noté $\zeta_{j,t}^S$ qui dépend de l'âge et du niveau de qualification de chaque individu. La variable x_t définit par la suite le niveau de générosité de ces remboursements. Ainsi, $\zeta_{j,t}^S \times x_t$ indique le montant des dépenses de santé remboursé par les organismes complémentaires de santé à un individu âgé de j et dont le niveau de qualification est S tel que $\zeta_{j,t}^S \times x_t = m_{M,j,t}^S$. Par ailleurs, tout comme pour les dépenses publiques de santé, une élasticité prix unitaire est appliquée sur les dépenses de santé remboursées par les organismes complémentaires afin de prendre en considération les effets de la croissance économique (Δ_t^{PIB}) sur ces dépenses. De ce fait, le vecteur des dépenses de santé remboursées par les complémentaires santé est défini comme suit :

$$\Xi_t^S = \left(\begin{array}{c} \zeta_{1,t}^S, \zeta_{2,t}^S, \zeta_{3,t}^S, \zeta_{4,t}^S, \zeta_{5,t}^S, \zeta_{6,t}^S, \zeta_{7,t}^S, \zeta_{8,t}^S \\ \zeta_{9,t}^S, \zeta_{10,t}^S, \zeta_{11,t}^S, \zeta_{12,t}^S, \zeta_{13,t}^S, \zeta_{14,t}^S, \zeta_{15,t}^S, \zeta_{16,t}^S \end{array} \right) \times x_t \times \Delta_t^{PIB} \quad (24)$$

Le montant total des dépenses de santé remboursées par les organismes complémentaires de santé est fourni par $\bar{\Xi}_t$ avec :

$$\bar{\Xi}_t = \sum_j \sum_S P_{j,t}^S \times \zeta_{j,t}^S \times x_t \times \Delta_t^{PIB}$$

Pour financer ces dépenses, les organismes complémentaires prélèvent une cotisation forfaitaire dont le montant est Γ_t , prélevé sur les revenus des agents économiques (voir équation 13). Γ_t varie à chaque période afin de permettre à ces organismes d'équilibrer leur budget.

La part des dépenses de santé qui ne sont ni remboursées par la protection sociale ni par les organismes complémentaires de santé constitue les restes à charge $m_{O,j,t}^S$. Celles-ci sont simplement déterminées de manière résiduelle et permettent de bien tenir compte de l'ensemble des dépenses de santé.

3 Calibrage du compte central

Les valeurs numériques prises par la plupart des variables exogènes du MEGC-GI proviennent de séries de données issues d'enquêtes économiques. Les valeurs numériques des paramètres du modèle sont tirées des estimations empiriques réalisées dans les études de référence. Enfin, les valeurs prises par les variables exogènes non-observables sont obtenues en effectuant un calibrage dynamique. Nous présentons une description détaillée de ces méthodes de calibrage dans cette section.

3.1 Calibrage du bloc démographique

Dans le scénario de référence, encore appelé compte central, le bloc démographique est calibré de manière à reproduire la structure de la population française telle qu'elle est renseignée dans les données socio démographiques disponibles. Pour ce faire, avant 1970, nous exploitons les données historiques produites par Vallin & Meslé (2001) sur la structure par âge de la population française. Entre 1970 et 2010, la structure par âge et par niveau de qualification de la population est extraite des données de recensement de la population de 1968, 1982, 1990, 1999, 2005 et 2010. Ces données de recensement fournissent les proportions de LS, MS et HS parmi les jeunes cohortes, c'est-à-dire π_t^L , π_t^M et π_t^H . Ces proportions sont maintenues constantes au delà de 2010, à leurs valeurs de 2010, de sorte à ce que l'amélioration du niveau d'éducation de la population résulte simplement de la remontée des générations les plus jeunes (et les mieux éduquées) dans la pyramide des âges. Au-delà de 2010, nos projections de population résultent des hypothèses retenues par Blanpain & Chardon (2010) dans le scénario central de leur projection de population. Après 2060, nous maintenons les taux de mortalité, de fertilité et d'émigration nette à leur valeur de 2060. De la sorte, nous étendons nos projections de population jusqu'en 2250 pour les besoins de simulation du modèle.

Les données sur les taux de mortalité selon l'âge ($\beta_{j,t}^S$) sont calculées à partir des tables de survie proposées par Vallin & Meslé (2001), pour la période 1900-2010, et des projections de population de l'INSEE Blanpain & Chardon (2010), pour la période 2010-2060. Les taux de mortalité ont été désagrégés selon le niveau de qualification à partir des taux de mortalité standardisés (SMR) mesurés par Mejer (2004) pour chaque âge. Ainsi, en exploitant toutes ces données, nous obtenons de manière résiduelle le taux d'émigration nette ($\xi_{j,t}^S$) de 1900 jusqu'à 2250.

3.2 Choix des paramètres libres

La part des revenus du travail dans le PIB (φ) est fixée à 0,7, ce qui est fidèle aux observations. L'élasticité de substitution entre le travail physique, l'éducation et l'expérience - donnée par $1/(1-\rho)$ - est évaluée à 3,33 ; valeur retenue par De La Croix & Docquier (2007). La valeur choisie pour le paramètre décrivant les préférences de la firme pour l'expérience, μ , est fixé à 0,5 (Chojnicki & Ragot (2015)). En se référant

à l'hypothèse médiane adoptée par Wasmer (2001b), le taux de dépréciation annuelle de l'expérience est fixé à 3%. Cette valeur implique que $\theta_e^1 = 0,859$, $\theta_e^2 = (\theta_e^1)^2 = 0,737$, et ainsi de suite. Pour finir, nous fixons Ψ égal à 0,02857. En effet, il en résulte que $\Psi \times \varphi$ s'établit à 0,02, soit la valeur de l'élasticité du PIB par rapport à l'état de santé mesurée dans Aghion, Howitt & Murdin (2011).

Les valeurs des paramètres définissant la fonction de production de capital humain éducatif ont été choisies de telle sorte à reproduire l'évolution historique des profils de salaires en France. De ce fait, la valeur retenue pour ψ est de 0,75. En adoptant cette valeur, nous répliquons correctement les différences de salaire entre les travailleurs LS, MS et HS en France. Par ailleurs, le paramètre d'échelle ϵ est fixé à 1,2 afin d'obtenir des profils de salaires par âge vraisemblables.

Le seul paramètre intervenant dans la fonction de production de l'état santé est κ_j . En se référant aux estimations obtenues par Hall & Jones (2007), nous supposons ici que l'élasticité de la santé par rapport à ses inputs prend les valeurs suivantes :

- $\kappa_5 = \kappa_6 = 0,155$
- $\kappa_7 = \kappa_8 = 0,2$
- $\kappa_9 = \kappa_{10} = 0,24$
- $\kappa_{11} = \kappa_{12} = 0,245$
- $\kappa_{13} = \kappa_{14} = 0,17$
- $\kappa_{15} = \kappa_{16} = 0,13$
- $\kappa_{17} = \kappa_{18} = 0,105$
- $\kappa_{19} = \kappa_{20} = 0,04$

Ainsi, tout comme Hall & Jones (2007), nous faisons l'hypothèse d'une élasticité de la santé par rapport à ses inputs qui est décroissante avec l'âge. En d'autres termes, ceci revient à supposer que les rendements des dépenses de santé décroissent avec l'âge.

Pour finir, le taux de dépréciation du capital est fixé à $\delta = 0,4$. Cette valeur implique une dépréciation du capital physique de 5% chaque année.

3.3 Calibrage des variables exogènes observables

Les taxes sur les revenus du travail (τ_t^w), les revenus du capital (τ_t^k), les dépenses de consommation et restes à charge (τ_t^c) font partie des recettes de l'État. Pour donner des valeurs numériques à ces différentes taxes, nous apparions la part des recettes fiscales induites par les différentes taxes dans le PIB du modèle avec la part réelle de ces recettes dans le PIB de l'économie française INSEE (2014). De la sorte, nous répliquons parfaitement l'évolution historique de la part des recettes de ces taxes dans le PIB telle qu'elle est renseignée dans les comptes de la nation française INSEE (2014). Il s'agit donc de taxes apparentes.

Comme mentionné dans la section 2.6, la part dans le PIB de la consommation publique non-spécifique à l'âge est donnée par ϑ_t . Pour allouer une valeur numérique à cette variable, entre 1900 et 2010, nous exploitons les données historiques fournies par l'OCDE sur l'évolution des dépenses publiques non liées à l'âge en France. Cette

part est ensuite maintenue constante sur l’horizon de projection.

Les profils par âge et par niveau de qualification ($\gamma_{risk,j}^S$) des transferts publics sont issues de Chojnicki (2013) et découlent de l’exploitation de l’enquête Budget des Familles. Ils sont recalés sur les agrégats macroéconomiques correspondants par la variable d’échelle g_t^{risk} jusqu’en 2010. Cette procédure implique que d’une part, les profils des transferts publics sont maintenus constants durant le calibrage du modèle et d’autre part, la variable g_t^{risk} varie au cours du temps pour reproduire l’évolution de la part dans le PIB des transferts publics jusqu’en 2010. De ce fait, nous répliquons exactement l’évolution des dépenses sociales en France jusqu’en 2010 telle qu’elle est renseignée dans les études statistiques officielles. A partir de 2015, la part dans le PIB des dépenses de retraites suit les évolutions projetées par le Conseil d’Orientation des Retraites (2015). Par contre, la part dans le PIB des autres dépenses sociales est supposée rester constante à partir de 2015 pour les autres risques sociaux. Enfin, nous utilisons l’étude de De La Croix & Docquier (2007) pour donner une valeur numérique au taux de subvention des dépenses d’éducation v_t .

Le taux de sortie du marché du travail en 9^{ème} période de vie fait aussi partie des variables exogènes observables. La valeur de α_{t+9} est estimée en utilisant les données fournies par Blondal & Scarpetta (1997) et le Conseil d’Orientation des Retraites (2015) sur l’âge effectif de départ à la retraite. Par ailleurs, le taux de participation au marché du travail, q_t , prend les valeurs renseignées dans les statistiques officielles de l’INSEE.

3.4 Calibrage des variables exogènes non observées

La productivité globale des facteurs (A_t), le progrès technique biaisé vers la qualification (Θ_t), le facteur d’échelle des pensions de retraite (η_t), les facteurs d’ajustement des profils des transferts selon l’âge (g_t^{risk}), les facteurs d’escompte psychologiques ($\Upsilon_{j,t+j}^S$), les facteurs d’échelle de la fonction de production de la santé ($\chi_{j,t}^S$) et la variable capturant tous les autres facteurs influant la santé d’un individu ($\Omega_{j,t}^S$) sont déterminés en recourant à un processus de calibrage dynamique. En effet, les données historiques concernant ces variables ne sont pas toujours disponibles dans les études statistiques officielles. Afin d’identifier l’évolution de ces variables, nous appliquons donc la méthode de calibrage suggérée par De La Croix & Docquier (2007). Pour ce faire, nous commençons par répliquer exactement la structure démographique et les principales tendances de l’économie française dans le compte central. Par la suite, nous exploitons les résultats des simulations fournis dans le compte central pour identifier l’évolution des variables exogènes non observées. Ainsi, nous reproduisons grâce à A_t , Θ_t , η_t et g_t^{risk} les évolutions historiques des variables endogènes suivantes : le taux de croissance du PIB, l’écart de salaire à 45 ans entre les HS et les LS, la part des dépenses de retraite dans le PIB et enfin la part des autres dépenses sociales dans le PIB. Les données sur le taux de croissance du PIB ont été tirées de Maddison (2001) pour la période antérieure à 1950 et des statistiques de l’INSEE après 1950 et jusqu’en 2010. Au delà, nous reproduisons le scénario B proposé dans le rapport du Conseil d’Orientation des Retraites (2015).

L'écart de salaire entre les HS et LS à 45 ans a, quant à lui, été mesuré grâce aux Enquêtes Emploi de 1960 à 2007.

Traditionnellement, le facteur d'escompte psychologique est supposé constant au cours du temps et invariable selon l'âge et le niveau de qualification. Afin d'obtenir des profils de consommation et d'épargne individuelle réalistes, nous supposons que $\Upsilon_{j,t+j}^S$ évolue au cours du temps mais aussi en fonction de l'âge et du niveau de qualification. Pour ce faire, nous reproduisons à travers cette variable l'évolution historique des dépenses de consommation en fonction de l'âge et du niveau de qualification en France. Les données sur les dépenses de consommation ont été extraites des différentes vagues de l'Enquête Budget des Familles (1979 à 2011).

Pour identifier les valeurs prises par $\Omega_{j,t}^S$ and $\chi_{j,t}^S$, nous exploitons l'équation (11) dans une procédure préalable de calibrage. En effet, en appariant les données concernant les taux de mortalité avec l'équation (11), nous calibrons de manière précise l'état de santé de chaque individu pour chaque âge et chaque niveau de qualification. Ensuite, en réécrivant la fonction de production de la santé définie par l'équation (12), nous obtenons la relation suivante :

$$g_{-\Omega_{j,t}^S} = \frac{(1 + g_{-h_{j,t}^S})^{1/\kappa_j}}{1 + g_{-m_{j,t}^S}} - 1 \quad (25)$$

dans laquelle $g_{-\Omega_{j,t}^S}$, $g_{-h_{j,t}^S}$ et $g_{-m_{X,j,t}^S}$ décrivent les taux de croissance de respectivement $\Omega_{j,t}^S$, $h_{j,t}^S$ et $\sum_{X=P,M,O} m_{X,j,t}^S$. Comme les données relatives à $h_{j,t}^S$ et $m_{X,j,t}^S$ sont disponibles durant le processus de calibrage, nous obtenons aisément les valeurs de $g_{-h_{j,t}^S}$ et $g_{-m_{X,j,t}^S}$. Enfin, en exploitant la relation décrivant le taux de croissance de $\Omega_{j,t}^S$, nous déduisons les valeurs exactes de $\Omega_{j,t}^S$ pour chaque âge et niveau de qualification. Le vecteur de $\Omega_{j,t}^S$ est donc :

$$\Omega_j^S = \begin{pmatrix} 1, (1 + g_{-\Omega_{j,t+1}^S}), (1 + g_{-\Omega_{j,t+1}^S}) + (1 + g_{-\Omega_{j,t+2}^S}), \\ (1 + g_{-\Omega_{j,t+1}^S}) + (1 + g_{-\Omega_{j,t+2}^S}) + (1 + g_{-\Omega_{j,t+3}^S}), \\ \dots, \\ (1 + g_{-\Omega_{j,t+1}^S}) + \dots + (1 + g_{-\Omega_{j,t+12}^S}) + (1 + g_{-\Omega_{j,t+13}^S}), \\ \dots, \\ (1 + g_{-\Omega_{j,t+1}^S}) + \dots + (1 + g_{-\Omega_{j,t+19}^S}) + (1 + g_{-\Omega_{j,t+20}^S}), \\ \dots, \\ (1 + g_{-\Omega_{j,t+1}^S}) + \dots + (1 + g_{-\Omega_{j,t+344}^S}) + (1 + g_{-\Omega_{j,t+345}^S}) \end{pmatrix}$$

avec $g_{-\Omega_{j,0}^S} = 0$ par convention. De ce fait, nous obtenons l'ensemble des valeurs numériques de $h_{j,t}^S$, $m_{j,t}^S$, $\Omega_{j,t}^S$ et κ_j , et nous déduisons $\chi_{j,t}^S$ grâce à l'équation (12).

3.5 Estimation des paramètres de la fonction d'utilité

3.5.1 La méthode d'estimation

Il est nécessaire d'identifier les paramètres b , η , α et σ de l'équation 10. Le paramètre η qui représente la valeur absolue de l'élasticité de l'utilité marginale de

la consommation par rapport à la consommation⁶ peut être repris de Hall & Jones (2007) et être fixé à 2.

Il reste donc 3 paramètres à identifier. Pour cela, on utilise la méthodologie de Cutler & Richardson (1997). Cette méthodologie s'appuie sur la définition des QALY (Quality Adjusted Life Years). Pour une pathologie donnée (d), le QALY correspondant (Q_d) représente le rapport entre l'utilité d'un individu atteint de la pathologie et l'utilité d'un individu identique en parfaite santé :

$$Q_d = \frac{u_i(c_i, h_i = d)}{u_i(c_i, h_i = \text{parfaite santé})} \quad (26)$$

Pour calculer ces QALY, on utilise des états de santé autoévalués : on demande à des individus de positionner leur état de santé s_i sur une échelle discrète de 0 à 4. On interroge également sur l'existence d'une pathologie particulière k . On a alors $d_{k,i} = 1$ si la pathologie k est présente chez l'individu i et $d_{k,i} = 0$ sinon.

Les états de santé déclarés sont les suivants :

- $s_i = 0$: mauvaise santé
- $s_i = 1$: santé moyenne
- $s_i = 2$: bonne santé
- $s_i = 3$: très bonne santé
- $s_i = 4$: excellente santé

On estime ensuite à l'aide d'un modèle probit ordonné, le modèle latents à seuils suivants :

$$\begin{aligned} h_i^* &= P_i \beta_{(k,1)} + Z_i \gamma + \epsilon_i \\ P_i &= [d_{1,i}, \dots, d_{k,i}] \\ s_i = 0 &: h_i^* < c_1 \\ s_i = 1 &: c_1 \leq h_i^* \leq c_2 \\ s_i = 2 &: c_2 \leq h_i^* \leq c_3 \\ s_i = 3 &: c_3 \leq h_i^* \leq c_4 \\ s_i = 4 &: c_4 \leq h_i^* \end{aligned}$$

On obtient $\hat{\beta}$ et $\hat{\gamma}$ et les seuils estimés \hat{c}_l ($l = 1, 4$) et les QALY moyens :

$$\hat{Q}_k = \frac{\hat{\beta}_k}{\hat{c}_1 - \hat{c}_4}$$

On peut alors identifier les paramètres de la fonction d'utilité à partir de la

6. $\eta = \left| \frac{\frac{\partial u_c}{\partial c}}{\frac{u_c}{c}} \right|$

propriété suivante, valable à toute date t :

$$\frac{u(c_{a,t}, x_{a,t})}{Q_k^a} = cte \quad \forall a \quad (27)$$

À une date donnée, le rapport entre le niveau d'utilité de la génération a et le Qaly, associé à une affection donnée, pour cette génération, ne dépend pas de la génération considérée.

Ainsi, si on dispose, pour une affection donnée k , de la valeur Q_k^a associée à quatre générations différentes, on peut former un système non linéaire à trois équations qui sera résolu numériquement.

3.5.2 Les données françaises

Les estimations des QALY pour différentes pathologies sont effectuées à partir des données de l'Enquête sur la Santé et la Protection Sociale (ESPS 2012). Cette enquête nous renseigne pour 23 047 individus sur l'état de santé individuel (autodéclaré), les caractéristiques individuelles et socio-économiques, la couverture maladie et les consommations de soins.

La variable de santé autoévaluée (s_i) n'est pas renseignée pour tous les individus et est disponible sur une échelle de 0 à 10. De plus d'autres variables d'intérêt sont parfois non renseignées. Après avoir recodé la variable de santé, nous obtenons la distribution présentée dans le tableau 1.

TABLEAU 1 – Distribution des états de santé autodéclarés

s_i	Effectif	Pourcentage
0	194	1,72
1	1463	12,97
2	2800	24,82
3	5111	45,31
4	1712	15,18

Nombre d'individus : 11280

Nous disposons également de variables indicatrices pour les affections suivantes :

- Asthm : asthme au cours des 12 derniers mois.
- Bron : bronchite chronique, bronchopneumopathie chronique obstructive (BPCO) ou emphysème au cours des 12 derniers mois.
- Infar : infarctus du myocarde au cours des 12 derniers mois.
- Coron : maladies des artères coronaires, angine de poitrine ou angor au cours des 12 derniers mois.
- Hyper : hypertension artérielle au cours des 12 derniers mois.
- Avc : accident vasculaire cérébral ou attaque cérébrale au cours des 12 derniers mois.
- Arth : arthrose hors colonne vertébrale au cours des 12 derniers mois.

- Lomb : lombalgie ou autre atteinte chronique du dos au cours des 12 derniers mois.
- Cervi : cervicalgie ou autre atteinte cervicale chronique au cours des 12 derniers mois.
- Cirrh : cirrhose du foie au cours des 12 derniers mois.
- Diabet : diabète au cours des 12 derniers mois.
- Depres : dépression au cours des 12 derniers mois.
- Urina : incontinence urinaire, fuite urinaire ou problème de contrôle de la vessie au cours des 12 derniers mois.
- Aller : allergie telle que : rhinite allergique, rhume des foins, conjonctivite allergique, allergie de la peau ou allergie alimentaire au cours des 12 derniers mois.

Le tableau 2 donne la répartition par tranche d'âge et selon le niveau de qualification professionnelle. Par la suite, afin de pouvoir estimer les paramètres de notre fonction d'utilité, nous n'allons considérer deux sous-populations : tout d'abord les individus de qualification basse (L) et ensuite les individus de qualification moyenne (M) ou haute (H).

TABLEAU 2 – Effectifs par tranches d'âge et qualification

Qualifications	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans	60-79 ans
Basse (L)	645	1210	1329	2225
Moyenne (M)	673	689	538	464
Haute (H)	463	416	285	312
Moyenne et haute	1116	1105	823	776

Basse : diplômés jusqu'au baccalauréat
 Moyenne : diplômés de Bac+1 à Bac+2
 Haute : diplômés à partir de Bac+3

3.5.3 les différentes étapes de l'estimation

Calcul des QALY

Pour une classe d'âge donnée, la régression effectuée est donc :

$$s_i = P_i \beta_{(k,1)} + Z_i \gamma + \epsilon_i \quad (28)$$

Les variables Z_i étant :

- Age, carré de l'âge, sexe, sexe*âge, sexe*(âge au carré)
- Interaction diabète et maladie coronarienne, diabète et Avc
- Indicatrices de vie en couple et consommation de tabac
- Présence d'une affection de longue durée (ALD)

Les principaux résultats sont reportés dans les tableaux 3 et 4.

Calcul des paramètres

Il faut donc disposer, pour une même affection, du QALY correspondant, pour les

TABLEAU 3 – Calcul des QALY par tranches d'âge. Qualifications basses

	30-39 ans N=638		40-49 ans N=1182		50-59 ans N=1305		60-79 ans N=2141	
	$\hat{\beta}$	\hat{Q}	$\hat{\beta}$	\hat{Q}	$\hat{\beta}$	\hat{Q}	$\hat{\beta}$	\hat{Q}
Asthm	ns	-	-0,454	0,124	ns	-	-0,318	0,079
Bronc	-0,394	0,114	-0,562	0,150	-0,410	0,111	-0,212	0,052
Infar	ns	-	ns	-	-0,900	0,224	-0,539	0,134
Coron	ns	-	-1,429	0,385	-0,920	0,229	-0,584	0,146
Hyper	-0,543	0,145	-0,260	0,070	ns	-	-0,145	0,036
Avc	ns	-	ns	-	-0,739	0,184	ns	-
Arth	ns	-	-0,426	0,115	-0,438	0,109	-0,326	0,081
Lomba	-0,560	0,149	-0,477	0,128	-0,397	0,099	-0,200	0,049
Cervi	ns	-	-0,329	0,089	-0,200	0,050	-0,206	0,051
Cirrh	ns	-	ns	-	ns	-	ns	-
Diabet	ns	-	ns	-	ns	-	-0,149	0,037
Depres	-0,979	0,261	-0,546	0,147	-0,489	0,122	-0,503	0,125
Urina	-0,900	0,237	ns	-	ns	-	-0,227	0,057
Aller	-0,270	0,072	ns	-	ns	-	ns	-
\hat{c}_1	1,381	-	-13,55	-	-29,871	-	0,103	-
\hat{c}_4	5,137	-	-9,84	-	-25,862	-	4,028	-

TABLEAU 4 – Calcul des QALY par tranches d'âge. Qualifications moyennes et hautes

	30-39 ans N=1131		40-49 ans N=1092		50-59 ans N=817		60-79 ans N=762	
	$\hat{\beta}$	\hat{Q}	$\hat{\beta}$	\hat{Q}	$\hat{\beta}$	\hat{Q}	$\hat{\beta}$	\hat{Q}
Asthm	ns	-	ns	-	ns	-	ns	-
Bronc	-0,381	0,097	ns	-	ns	-	ns	-
Infar	ns	-	-2,764	0,647	ns	-	ns	-
Coron	ns	-	ns	-	ns	-	ns	-
Hyper	-0,442	0,112	-0,590	0,138	-0,429	0,102	-0,338	0,076
Avc	ns	-	-1,913	0,446	ns	-	-0,832	0,187
Arth	-0,667	0,170	-0,529	0,124	-0,568	0,135	-0,527	0,119
Lomba	-0,471	0,120	-0,391	0,091	-0,428	0,102	-0,277	0,062
Cervi	ns	-	-0,490	0,115	-0,192	0,046	ns	-
Cirrh	ns	-	-2,913	0,681	ns	-	ns	-
Diabet	ns	-	ns	-	ns	-	-0,466	0,105
Depres	-0,889	0,226	-0,702	0,164	-0,773	0,183	-0,534	0,120
Urina	ns	-	-0,678	0,159	ns	-	-0,464	0,104
Aller	ns	-	ns	-	-0,164	0,039	ns	-
\hat{c}_1	7,110	-	-4,130	-	4,180	-	-6,900	-
\hat{c}_4	11,040	-	0,144	-	8,390	-	-2,460	-

quatre classes d'âge présentes. Le choix de l'affection retenue devra satisfaire aux deux contraintes suivantes. Tout d'abord, le QALY doit être significativement différent de zéro, pour les quatre classes d'âge⁷. Ensuite, pour une même affection, les QALY doivent être décroissant avec la classe d'âge. En effet, si on reprend la définition du QALY (équation 26), on peut écrire :

$$\begin{aligned} u(c_i, h_i = d|Jeunes) &= Q_{d,Jeunes} * u_i(c_i, h_i = \text{parfaite santé}|Jeunes) \\ u(c_i, h_i = d|Vieux) &= Q_{d,Vieux} * u_i(c_i, h_i = \text{parfaite santé}|Vieux) \end{aligned}$$

L'hypothèse $Q_{d,Vieux} < Q_{d,Jeunes}$ signifie que les plus âgés voient leur utilité davantage se déprécier que les jeunes en cas d'apparition d'une affection.

Ainsi, des tableaux 3 et 4, on peut utiliser les QALY associés à la lombalgie pour les deux sous-populations. Il faut également disposer des niveaux de consommation c_t et les taux de mortalité m_t pour différentes classes d'âge, à la date t (tableau 5) et pour les deux sous-populations. L'ensemble des informations ainsi calculées et collectées afin d'estimer les paramètres de la fonction d'utilité est regroupé dans le tableau 5.

TABLEAU 5 – Valeurs utilisées pour le calage des paramètres

	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans	60-79 ans
Qualifications Basses				
c_t	1,99756415	3,91458302	4,76554071	5,51310336
m_t	0,00962322	0,02335036	0,05005928	0,27568814
Q Lombalgie	0,149	0,129	0,099	0,049
Qualifications Moyennes et Hautes				
c_t	5,23899986	7,24907156	8,22576355	9,27687113
m_t	0,00598778	0,01552659	0,0348602	0,22032551
Q Lombalgie	0,120	0,091	0,102	0,062

c_t : consommation 2010 (données MELETE)

m_t : quotients de mortalité pour 1 habitant

Pour estimer les quatre paramètres de la fonction d'utilité (équation 10), il est nécessaire de disposer, pour chaque sous-population, d'un QALY associé à la même affection, pour cinq classes d'âge. Dans les faits, cela s'est avéré impossible. Nous avons alors choisi de réduire le nombre de coefficients à estimer en fixant tout d'abord la valeur de la constante $b = 25$ proche de la valeur utilisée par Hall & Jones (2007). Dans la mesure où nous sommes amenés à calculer ensuite des variations de bien-être (plutôt que des niveaux d'utilité), la valeur de la constante importe peu ici.

7. Ce point va être à l'origine de problèmes dès lors que les estimations seront effectuées sur des petits échantillons, pour des raisons de raffinement du modèle selon différentes catégories socio-professionnelles.

En outre, comme nous l'avons indiqué précédemment, nous fixons la valeur de l'élasticité de la consommation η à la valeur calibrée par Hall & Jones (2007) ($\eta = 2$). Nous pouvons alors résoudre un système non-linéaire à deux équations et deux inconnues (α et σ). Nous présentons, dans le tableau 6, les résultats obtenus et nous faisons également varier le paramètre η autour de la valeur $\eta = 2$ afin d'évaluer la stabilité de la solution obtenue, ce qui est le cas. Dans le cadre de notre modèle EGC-GI, ce sont les valeurs obtenues pour $\eta = 2$ qui sont utilisées.

TABLEAU 6 – Valeurs estimées des paramètres

Qualifications Basses $b = 25$			
η	1,9	2	2,1
α	37,163	38,269	39,979
σ	1,5768	1,5861	1,5946
Qualifications Moyennes et Hautes $b = 25$			
η	1,9	2	2,1
α	56,588	57,443	58,159
σ	1,632	1,6352	1,638

4 Le compte central

Comme toujours dans ce type d'exercice, une certaine prudence est de mise lorsque l'on s'intéresse au compte central : il ne s'agit pas d'une prévision du modèle à l'horizon 2100, mais bien d'une projection dépendante des hypothèses retenues. L'intérêt du modèle réside plutôt dans les résultats des variantes réalisées. C'est à dire l'analyse de la déformation de la dynamique des principales variables d'intérêt par rapport à ce compte central, en réaction à un choc de politique économique (qui, dans ce rapport, affectent la trajectoire d'évolution des dépenses de santé). Ces variantes nécessitent cependant de définir un scénario central (la trajectoire de référence de l'économie modélisée), par rapport auquel seront comparés les résultats des différentes variantes simulées.

4.1 La démographie française dans le compte central

La démographie française dans le compte central est calibrée de telle sorte à reproduire (i) les statistiques officielles sur les caractéristiques socio-démographiques de la population avant 2010 et (ii) le scénario central des projections de population effectuées par Blanpain & Chardon (2010) pour les périodes ultérieures à 2010. La projection de population sur le compte central donne les caractéristiques suivantes :

- En 2060, la population âgée de 20 ans et plus représente 57,1 millions d'individus (Tableau 7). Ainsi, entre 2010 et 2060, cette population progresse d'environ 9 millions de personnes (+20,2%). Cette population se stabilise ensuite et atteint 59,8 millions d'individus en 2100.
- La taille de la population active est globalement stable et décroît faiblement de 36,9 millions d'individus en 2010 à 36,6 millions en 2040 (-0,7%). Toutefois, après 2040, la taille de la population active recommence à croître pour atteindre 38,9 millions de personnes en 2100.
- La taille de la population âgée de 65 ans et plus croît continuellement dans les années à venir. Ainsi, en 2100, cette population double et représente environ 20,8 millions d'individus contre 10,5 millions en 2010. L'essentiel de l'augmentation se produit avant 2040 avec le départ à la retraite des générations du *baby-boom*.
- Entre 2010 et 2040, la faible baisse de la population active accompagnée de l'augmentation de la taille de la population de retraités induit une augmentation significative du ratio de dépendance des personnes âgées. Ce ratio était de 28,6% en 2010 et atteint 49,4% en 2040. Après 2040, ce ratio continue à augmenter pour frôler les 54% en 2100.

La structure par qualification de la population active française se modifie également profondément dans les prochaines décennies (Tableau 8). En effet, même en supposant une stabilité de la structure par qualification des nouveaux sortants du système scolaire après 2010, la structure par qualification de la population active française continue à s'améliorer dans le futur :

- La part des hautement qualifiés dans la population active augmente de 19% en 2010 à approximativement 36% en 2100

TABLEAU 7 – Population française dans le scénario central (2010-2100)

	2010	2020	2030	2040	2050	2060	2080	2100
Population totale (plus de 20 ans) - en milliers								
	47 502	50 159	52 692	54 796	56 002	57 117	58 885	59 869
Population active (20-64 ans) - en milliers								
	36 937	36 727	36 675	36 675	37 220	37 677	38 415	38 985
Population de plus de 65 - en milliers								
	10 565	13 432	16 017	18 121	18 783	19 440	20 469	20 884
Ratio de dépendance des personnes âgées (65+/20-64ans) - en %								
	28,6%	36,6%	43,7%	49,4%	50,5%	51,6%	53,3%	53,6%

Source : Calcul des auteurs

- Les moyennement qualifiés représentent 46,6% de la population active en 2100 contre 34,2% en 2010.
- La part des faiblement qualifiés dans la population active décroît de 48,6% en 2010 à 29,78% en 2100.

L'espérance de vie selon le niveau de qualification continue de s'améliorer au cours des décennies à venir. En effet, les espérances de vie à 20 ans et à 60 ans augmentent respectivement de 5 et 4 ans entre 2010 et 2100 quel que soit le niveau de qualification (Tableau 8). Ainsi, en 2100, les espérances de vie à 20 ans des faiblement, moyennement et hautement qualifiés atteignent respectivement 67,9, 69.2 et 70,6 années contre 61,6, 63,6 et 65,6 années en 2010. Ces gains de longévité sont la principale explication du processus de vieillissement démographique en France.

TABLEAU 8 – Espérance de vie et structure par qualification de la population active française dans le scénario central (2010-2100)

	2010	2020	2030	2040	2050	2060	2080	2100
Hautement qualifiés								
Part dans la population active	19,06%	23,34%	27,38%	30,87%	33,18%	34,97%	36,09%	36,16%
Espérance de vie à 20 ans	65,6	66,8	67,8	68,8	69,8	70,6	70,6	70,6
Espérance de vie à 60 ans	27,5	28,5	29,3	30,1	31,0	31,6	31,6	31,6
Moyennement qualifiés								
Part dans la population active	34,29%	39,47%	43,81%	46,27%	46,67%	46,67%	46,68%	46,68%
Espérance de vie à 20 ans	63,6	64,9	66,1	67,2	68,3	69,2	69,2	69,2
Espérance de vie à 60 ans	26,0	27,0	27,9	28,8	29,7	30,4	30,4	30,4
Faiblement qualifiés								
Part dans la population active	48,60%	40,61%	33,70%	30,28%	29,78%	29,78%	29,78%	29,78%
Espérance de vie à 20 ans	61,6	63,1	64,4	65,7	66,9	67,9	67,9	67,9
Espérance de vie à 60 ans	24,7	25,8	26,8	27,8	28,7	29,5	29,5	29,5

Source : Calcul des auteurs

4.2 L'économie française dans le compte central

Les caractéristiques de l'économie française dans le compte central sont calculées sur celles qui prévalent dans le scénario B des projections du Conseil d'Orientation

des Retraites (2012). Fondés sur les projections macroéconomiques de la Direction du Trésor, les scénarios du COR se distinguent par leurs hypothèses de rythme de croissance de la productivité du travail et du niveau du taux de chômage, ainsi que par leur vitesse de convergence vers leur valeur de long terme. Le scénario retenu implique qu'entre 2030 et 2060 (i) le taux de croissance de la productivité du travail s'établit à 1.5%, (ii) le taux de croissance annuelle du PIB est fixé à 1.6% et (iii) le taux de chômage de long terme est égal à 4.5% (voir Tableau 9). Ces hypothèses démographiques et économiques conduisent globalement à un rythme de croissance du PIB par tête de 1% par an entre 2010 et 2060 puis de 0.5% au delà (cf. tableau 14)

TABLEAU 9 – Hypothèses retenues dans le scénario B du COR

		2011-2020	2020-2030	2030-2060
Taux de croissance annuel de	Productivité du travail	0,9%	1,5%	1,5%
	PIB	1,6%	1,9%	1,6%
Taux de chômage moyen		9,1%	9,1%	4,5%

Source : Conseil d'Orientation des Retraites (2012)

4.3 Les comptes de la Sécurité Sociale dans le compte central

Dans le compte central, les comptes de la Protection Sociale varient selon les hypothèses retenues pour décrire l'évolution de chacune des dépenses sociales. Ces hypothèses impliquent que :

- les dépenses de retraite évoluent conformément aux prévisions du scénario B des projections officielles du Conseil d'Orientation des Retraites (2012). En d'autres termes, la part dans le PIB des dépenses de retraite croit de 13,8% en 2010 à 14,2% en 2020. Cette part baisse à 14% en 2030 puis diminue légèrement à 13,5% en 2100. Notons qu'avec ces évolutions les déficits de la caisse retraite augmentent entre 2010 et 2040 pour se stabiliser à long terme autour de 0,6% du PIB.
- la part dans le PIB des autres dépenses sociales - santé, chômage, exclusion sociale, familiale et logement - est supposée rester constante après 2015. Ces différentes formes de dépenses sociales se stabilisent donc respectivement à 10,3%, 1,9%, 0,6%, 2,8% et 0,8% du PIB entre 2010 et 2100.

Il convient de bien comprendre ici que ce scénario de référence n'est pas une prévision de l'évolution des différentes formes de dépenses sociales (à l'exception de la branche retraite qui reproduit les prévisions du COR). Il servira de point de comparaison par rapport à nos variantes qui porteront sur différents scénarii d'évolution (ou de modalité de financement) des dépenses de santé.

TABLEAU 10 – Le budget de la protection sociale (2010-2100)

	2010	2020	2030	2040	2050	2060	2080	2100
Dépenses de protection sociale (en % du PIB)	27,64%	28,62%	28,41%	28,32%	28,01%	27,88%	27,89%	27,89%
Besoin de financement (en % du PIB)	-0,7%	-1,0%	-1,0%	-0,9%	-0,7%	-0,6%	-0,6%	-0,6%
Retraites (en % du PIB)								
- Dépenses	13,8%	14,2%	14,0%	13,9%	13,6%	13,5%	13,5%	13,5%
- Besoin de financement	-0,7%	-1,0%	-1,0%	-0,9%	-0,7%	-0,6%	-0,6%	-0,6%
Chômage (en % du PIB)								
- Dépenses	1,9%	1,9%	1,9%	1,9%	1,9%	1,9%	1,9%	1,9%
- Besoin de financement	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Assistance (en % du PIB)								
- Dépenses	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%
- Besoin de financement	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Famille - logement (en % du PIB)								
- Dépenses famille	2,8%	2,8%	2,8%	2,8%	2,8%	2,8%	2,8%	2,8%
- Dépenses logement	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%
- Besoin de financement	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Dépenses totale de santé (en % du PIB)	10,24%	10,73%	10,73%	10,73%	10,72%	10,72%	10,72%	10,72%
Dépenses de santé publique (en % du PIB)								
- Dépenses	7,7%	8,3%	8,3%	8,3%	8,3%	8,3%	8,3%	8,3%
- Besoin de financement	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Dépenses de santé des mutuelles (en % du PIB)	1,72%	1,65%	1,65%	1,65%	1,64%	1,64%	1,64%	1,64%
Dépenses de santé des ménages (en % du PIB)	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%

Source : Calcul des auteurs

5 Les effets de la hausse des dépenses de santé sur l'économie française

Afin d'évaluer les impacts de la future hausse prévisible des dépenses de santé sur l'économie française, nous considérons trois scénarii alternatifs au compte central.

Dans le premier scénario (variante 1), nous supposons que l'évolution future des dépenses de santé suit celle projetée par le HCAAM (2013). Celle-ci implique que la part dans le PIB des dépenses totales de santé devrait atteindre 12,7% puis 13,1% respectivement en 2040 et 2060 (Tableau 11). Les dépenses de santé en pourcentage du PIB augmentent donc de quasiment 3 points de PIB entre 2015 et 2060 dans la variante alors qu'elles restent stables sur l'ensemble de cette période sur le compte central. Dans ce scénario, la part des dépenses publiques de santé dans le PIB atteint 10,1% en 2040 et 10,5% en 2060. Notons que toute hausse des dépenses publiques de santé dans le modèle est financée par un accroissement endogène du taux de CSG afin d'assurer l'équilibre budgétaire de la caisse maladie. Par ailleurs, nous supposons que la part dans le PIB des restes à charge demeure constante après 2010. Il en résulte que la part dans le PIB des dépenses de santé des mutuelles atteint 1,8% en 2040 puis 1,9% en 2060. Après 2060, nous faisons l'hypothèse que la part dans le PIB de ces différentes dépenses de santé reste inchangée. Ainsi, en comparant les résultats fournis par la simulation du compte central avec ceux obtenus dans la variante 1, nous quantifions les effets de la hausse des dépenses de santé prévue par le HCAAM (2013) sur l'espérance de vie, le bien-être et la productivité du travail.

TABLEAU 11 – L'évolution des dépenses de santé - en % du PIB (2010-2100)

	2010	2020	2030	2040	2050	2060	2080	2100
<i>Scénario de références</i>								
<i>Dépenses totales de santé</i>	10,2%	10,7%	10,7%	10,7%	10,7%	10,7%	10,7%	10,7%
<i>Dépenses publiques de santé</i>	7,7%	8,3%	8,3%	8,3%	8,3%	8,3%	8,3%	8,3%
<i>Dépenses de santé des mutuelles</i>	1,7%	1,6%	1,6%	1,6%	1,6%	1,6%	1,6%	1,6%
<i>Restes à charge</i>	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%
<i>Variante 1</i>								
<i>Dépenses totales de santé</i>	10,2%	10,9%	11,9%	12,7%	12,9%	13,2%	13,2%	13,2%
<i>Dépenses publiques de santé</i>	7,7%	8,6%	9,4%	10,1%	10,3%	10,5%	10,5%	10,5%
<i>Dépenses de santé des mutuelles</i>	1,7%	1,5%	1,7%	1,8%	1,9%	1,9%	1,9%	1,9%
<i>Restes à charge</i>	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%

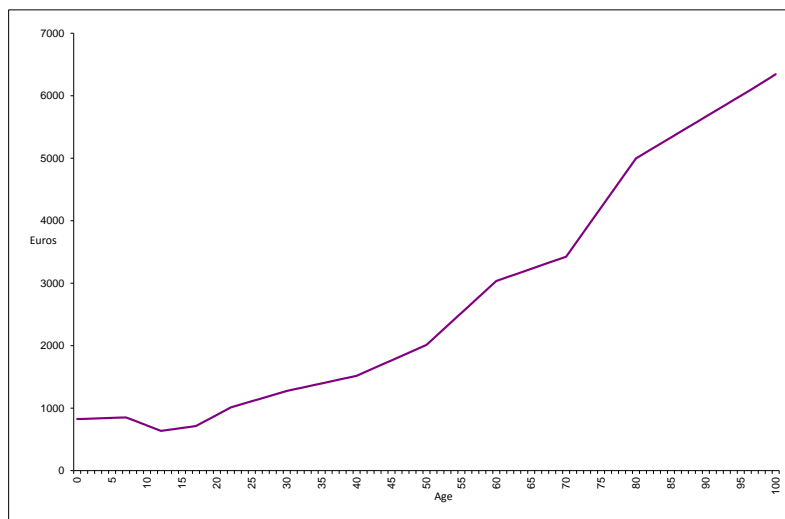
Source : Calculs des auteurs

Notre deuxième scénario alternatif (variante 2) considère la même évolution des dépenses de santé que dans la variante précédente mais neutralise les effets positifs de la dépense de santé sur l'état de santé individuel (équation 12). Ces dépenses n'ont alors plus d'effets sur la productivité des travailleurs ni sur leur espérance de vie. L'intérêt de cette variante est de considérer l'augmentation de la dépense de santé uniquement sous l'angle de la dépense sans considérer les externalités positives qui en découlent. Par effet de miroir avec la variante 1, elle permet donc de quantifier les effets positifs associés à un accroissement de la dépense en santé.

Les spécificités de l'assurance maladie en France font que, d'une part, le poids

financier de la future hausse des dépenses de santé sera essentiellement supporté par la population active alors que, d'autre part, la population de retraités est celle qui consomme le plus en santé relativement aux autres catégories de la population comme l'illustre la figure 1. Enfin, nous développons un troisième scénario (variante 3) dans lequel nous retenons toujours les hypothèses faites dans la variante 1 sur l'évolution des dépenses de santé mais où nous supposons que les futures hausses de dépenses de santé publiques seront essentiellement financées par ceux qui en bénéficient le plus, c'est à dire par la population âgée de 60 ans et plus. A cet effet, nous faisons l'hypothèse que le taux de CSG qui s'applique sur la population des retraités est 1,5 fois plus élevé que celui qui s'applique sur la population active (alors que dans les autres scénarii, conformément à la législation en vigueur, le taux de CSG sur les retraités est 12% inférieur en moyenne à celui des actifs).

FIGURE 1 – Profil par âge de la dépense de santé en 2010 (en euros)



Source : Enquête Santé Protection Sociale (ESPS) 2010 - Calcul des auteurs

5.1 Conséquences démographiques

Pour mesurer les effets des dépenses de santé sur la démographie française, nous exploitons les liens établis entre les dépenses de santé, l'état de santé et l'espérance de vie. Ces liens suggèrent que les dépenses de santé améliorent l'état de santé de chaque agent (équation 12) et que cette amélioration génère par la suite des gains d'espérance de vie (équation 11). Ces gains d'espérance sont reportés dans le Tableau 12 et sont exprimés en nombre de mois de vie gagnés à partir d'une hausse des dépenses de santé comparativement au compte central. Assez logiquement, ces gains sont nulles (l'espérance de vie reportée est identique à celle du scénario central)

dans la variante 2 qui neutralise les effets positifs des dépenses de santé sur l'état de santé individuel.

TABLEAU 12 – Evolution de l'espérance de vie dans les différents scénarii (2010-2100)

	2010	2020	2030	2040	2050	2060	2080	2100
<i>Hautement qualifiés</i>								
Espérance de vie à 20 ans								
- Scénario central	65,6	66,8	67,8	68,8	69,8	70,6	70,6	70,6
- Variante 1 (a)	0,0	0,2	1,2	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7
- Variante 2 (a)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
- Variante 3 (a)	0,0	0,3	1,2	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7
Espérance de vie à 60 ans								
- Scénario central	27,5	28,5	29,3	30,1	31,0	31,6	31,6	31,6
- Variante 1 (a)	0,0	0,2	0,8	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2
- Variante 2 (a)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
- Variante 3 (a)	0,0	0,2	0,8	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2
<i>Moyennement qualifiés</i>								
Espérance de vie à 20 ans								
- Scénario central	63,6	64,9	66,1	67,2	68,3	69,2	69,2	69,2
- Variante 1 (a)	0,0	0,3	1,3	2,0	1,9	1,9	1,9	1,9
- Variante 2 (a)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
- Variante 3 (a)	0,0	0,3	1,3	2,0	1,9	1,9	1,9	1,9
Espérance de vie à 60 ans								
- Scénario central	26,0	27,0	27,9	28,8	29,7	30,4	30,4	30,4
- Variante 1 (a)	0,0	0,2	0,9	1,3	1,3	1,3	1,3	1,3
- Variante 2 (a)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
- Variante 3 (a)	0,0	0,2	0,9	1,3	1,4	1,3	1,3	1,3
<i>Faiblement qualifiés</i>								
Espérance de vie à 20 ans								
- Scénario central	61,6	63,1	64,4	65,7	66,9	67,9	67,9	67,9
- Variante 1 (a)	0,0	0,3	1,5	2,3	2,3	2,2	2,2	2,2
- Variante 2 (a)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
- Variante 3 (a)	0,0	0,3	1,5	2,3	2,3	2,2	2,2	2,2
Espérance de vie à 60 ans								
- Scénario central	24,7	25,8	26,8	27,8	28,7	29,5	29,5	29,5
- Variante 1 (a)	0,0	0,2	1,0	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5
- Variante 2 (a)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
- Variante 3 (a)	0,0	0,2	1,0	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5

Source : Calcul des auteurs

(a) Déviation en nombre de mois par rapport au scénario central

Premièrement, les gains d'espérance de vie induits par l'accroissement des dépenses de santé, même s'il sont positifs, demeurent globalement relativement faibles, de l'ordre de 2 mois à l'horizon 2040. Deuxièmement, il apparaît que ces gains ne

sont pas uniformément partagés entre les trois niveaux de qualification. Quel que soit le scénario, les faiblement qualifiés bénéficient de gains d'espérance de vie plus importants que les moyennement et les hautement qualifiés. Ce résultat implique que la future hausse des dépenses de santé devrait engendrer un léger rattrapage en terme d'espérance de vie des faiblement qualifiés sur les moyennement et hautement qualifiés. Troisièmement, il semblerait que les gains d'espérance de vie se concentreront pour l'essentiel sur la fin de vie des individus. En effet, l'essentiel de ces gains sont obtenus par les plus de 60 ans.

Ces faibles gains d'espérance de vie engendreront malgré tout un accroissement de la population et en particulier de celle des plus de 65 ans (Tableau 13). Ce résultat s'explique par les gains d'espérance de vie permettant à la population de retraités d'allonger leur période de vie, ce qui accroît mécaniquement la taille relative de cette population. D'après nos résultats, la taille de la population âgée de 65 ans et plus devrait s'accroître de 0,3% en 2040 puis de 0,5% en 2060 par rapport au compte central. Cette légère augmentation de la taille de la population de retraités (plus forte que celle de la population des individus en âge d'activité) explique la légère hausse du ratio de dépendance des personnes âgées. Ce ratio augmente de 0,1 point en 2040 puis de 0,25 point en 2100 par rapport au compte central. Ces résultats semblent donc suggérer que la future hausse des dépenses de santé ne devrait que très peu amplifier le processus de vieillissement démographique.

TABLEAU 13 – Evolution de la population française dans les différents scénarii (2010-2100)

	2010	2020	2030	2040	2050	2060	2080	2100
Population totale (plus de 20 ans) - en milliers								
- Scénario central	47 502	50 159	52 692	54 796	56 002	57 117	58 885	59 869
- Variante 1 (a)	0,00%	0,00%	0,04%	0,11%	0,17%	0,19%	0,20%	0,20%
- Variante 2 (a)	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
- Variante 3 (a)	0,00%	0,00%	0,04%	0,11%	0,17%	0,19%	0,20%	0,20%
Population active (20-64 ans) - en milliers								
- Scénario central	36 937	36 727	36 675	36 675	37 220	37 677	38 415	38 985
- Variante 1 (a)	0,00%	0,00%	0,01%	0,03%	0,04%	0,04%	0,04%	0,04%
- Variante 2 (a)	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
- Variante 3 (a)	0,00%	0,00%	0,01%	0,03%	0,04%	0,04%	0,04%	0,04%
Population de plus de 65 - en milliers								
- Scénario central	10 565	13 432	16 017	18 121	18 783	19 440	20 469	20 884
- Variante 1 (a)	0,00%	0,01%	0,09%	0,28%	0,44%	0,49%	0,50%	0,50%
- Variante 2 (a)	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
- Variante 3 (a)	0,00%	0,01%	0,10%	0,28%	0,44%	0,49%	0,50%	0,50%
Ratio de dépendance des personnes âgées (65+/20-64ans) - en %								
- Scénario central	28,60%	36,57%	43,67%	49,41%	50,46%	51,60%	53,28%	53,57%
- Variante 1 (a)	0,00%	0,00%	0,04%	0,13%	0,20%	0,23%	0,25%	0,25%
- Variante 2 (a)	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
- Variante 3 (a)	0,00%	0,00%	0,04%	0,13%	0,20%	0,23%	0,25%	0,25%

Source : calculs des auteurs

(a) Changement en % du scénario central

5.2 Conséquences macroéconomiques

D'après les spécifications retenues dans ce modèle, les dépenses de santé ont un impact positif sur l'état de santé (équation 12), cette amélioration devrait affecter positivement le capital humain sous forme de santé (équation 3) et *in fine* la productivité du travail. A contrario, les dépenses de santé tendent à accroître l'espérance de vie des agents, ce qui modifie la structure par âge de la population et tend à accroître le poids des dépenses spécifiques aux plus âgés. Enfin, la progression des dépenses de santé, telle qu'implémentée dans nos variantes, est supposée être financée à chaque instant par un accroissement de la CSG qui vient modifier le revenu disponible des agents économiques. Ces différents effets ont des impacts économiques contradictoires et tout l'intérêt de l'équilibre général est de quantifier la force relative de ces différents impacts.

Dans le Tableau 14, il apparaît ainsi que cette hausse des dépenses de santé devrait se traduire par une amélioration sensible du capital humain sous forme de santé. En moyenne, quel que soit le scénario retenu, le capital humain sous forme de santé par travailleur, qui est une composante de l'offre effective de travail, devrait croître de 3% en 2040 et de 3,5% en 2060 par rapport au compte central. Toutefois, les gains de productivité permis par cette amélioration de l'état de santé des français ne permettent pas de générer une richesse plus importante par rapport au compte central. En effet, quelque soit la variante considérée, le PIB par tête tend à décroître au cours du temps comparativement au scénario central (entre -1,5 et -2% selon la variante considérée).

L'impact négatif des dépenses publiques de santé sur la production de richesse s'explique par les effets d'éviction induits par ces dépenses qui l'emportent sur les gains de productivité. En effet, pour financer les hausses de dépenses publiques de santé, l'État doit augmenter le taux de CSG pour assurer l'équilibre budgétaire de l'assurance maladie. La hausse du taux de CSG diminue le revenu disponible des agents économiques et réduit le montant alloué à l'épargne. La baisse de l'épargne conduit à réduire le stock de capital physique comparativement au scénario central, ce qui impacte négativement la productivité du travail et *in fine* la production de richesse. C'est la raison pour laquelle les dépenses publiques de santé affectent négativement le PIB par tête. Quelle que soit la variante, nous constatons que la hausse des dépenses publiques de santé s'accompagne d'une baisse du salaire moyen des actifs et d'une légère hausse du taux d'intérêt, résultante d'une baisse du stock de capital physique, par rapport au compte central. La variante la moins néfaste en terme de création de richesse par habitant est celle qui fait porter le poids de l'accroissement de la CSG sur les plus âgés. La comparaison de la deuxième variante, dans laquelle les mécanismes positifs des dépenses de santé sur l'état de santé des agents sont bloqués, avec la première variante indique que ces effets tendent à être marginaux relativement à ceux découlant de l'accroissement de la fiscalité nécessaire au financement de ces dépenses.

TABLEAU 14 – Evolution des principaux agrégats macroéconomiques dans les différents scénarii (2010-2100)

	2010	2020	2030	2040	2050	2060	2080	2100
PIB par habitant (base 2010 = 1)								
Scénario central	1,00	1,12	1,22	1,33	1,47	1,63	1,99	2,45
Variante 1 (a)	0,0%	-0,3%	-0,9%	-1,4%	-1,8%	-1,9%	-2,0%	-2,0%
Variante 2 (a)	0,0%	-0,4%	-1,0%	-1,5%	-1,7%	-1,9%	-1,9%	-1,9%
Variante 3 (a)	0,0%	-0,2%	-0,6%	-1,0%	-1,3%	-1,4%	-1,5%	-1,5%
Travail efficace moyen par travailleur (base 2010 = 1)								
Scénario central	1,00	1,19	1,47	1,81	2,20	2,71	2,71	2,71
Variante 1 (a)	0,0%	0,9%	2,3%	3,5%	3,7%	4,0%	4,0%	4,0%
Variante 2 (a)	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Variante 3 (a)	0,0%	1,0%	2,3%	3,5%	3,7%	4,0%	4,0%	4,0%
Salaire moyen (base 2010 = 1)								
Scénario central	1,00	1,25	1,36	1,56	1,78	1,96	2,45	3,00
Variante 1 (a)	0,0%	-1,7%	-3,5%	-5,2%	-5,7%	-6,1%	-6,1%	-6,0%
Variante 2 (a)	0,0%	-1,8%	-3,7%	-5,4%	-5,9%	-6,2%	-6,1%	-6,1%
Variante 3 (a)	0,0%	-0,9%	-2,4%	-3,8%	-4,3%	-4,7%	-4,7%	-4,7%
Rendement du capital (taux d'intérêt réel annuel, en %)								
Scénario central	3,3%	3,6%	4,1%	4,2%	4,3%	4,4%	4,4%	4,5%
Variante 1 (b)	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,1%	0,1%
Variante 2 (b)	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,1%	0,1%	0,1%
Variante 3 (b)	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

Source : calculs des auteurs

(a) Changement en % du scénario central

(b) Changement en points de % par rapport au scénario central

5.3 Impacts sur les comptes de la protection sociale

Les effets de la hausse des dépenses publiques de santé sur les comptes de la protection sociale découlent de manière directe de l'accroissement de ces dépenses ainsi que de la hausse de la CSG qui l'accompagne, mais également de manière indirecte par exemple au travers de l'accroissement de l'espérance de vie sur les dépenses de retraite. Dans le tableau 15, il apparaît assez logiquement que les accroissements nécessaires de la CSG sont comparables à ceux des dépenses de santé, tels que présentés au tableau 11. La part dans le PIB de la CSG devrait augmenter de 2,3 points en 2040 puis de 2,7 points en 2060 par rapport au compte central pour assurer l'équilibre budgétaire de l'assurance maladie.

Les effets de cette hausse des dépenses de santé sur les comptes de la protection sociale devraient aussi transiter au travers de l'évolution des dépenses de retraite. En effet, les gains d'espérance de vie découlant de la hausse des dépenses de santé accroissent la taille de la population des retraités et augmentent *in fine* le poids des dépenses de retraite dans l'économie française. Cependant, il apparaît dans nos résultats que ce mécanisme n'est pas vraiment prépondérant dans les années à venir.

TABLEAU 15 – Evolution des comptes de la protection sociale selon les scénarii (2010-2100)

	2010	2020	2030	2040	2050	2060	2080	2100
Dépenses de protection sociale (en % du PIB)								
Scénario central	27,6%	28,1%	27,9%	27,8%	27,5%	27,4%	27,4%	27,4%
Variante 1 (a)	0,0%	0,9%	1,7%	2,6%	2,8%	2,9%	2,9%	2,8%
Variante 2 (a)	0,0%	0,9%	1,8%	2,6%	2,7%	2,8%	2,8%	2,7%
Variante 3 (a)	0,0%	0,9%	1,7%	2,5%	2,7%	2,8%	2,8%	2,7%
CSG (en % du PIB)								
Scénario central	5,4%	5,4%	5,4%	5,4%	5,4%	5,4%	5,4%	5,4%
Variante 1 (a)	0,0%	0,8%	1,6%	2,3%	2,5%	2,7%	2,7%	2,7%
Variante 2 (a)	0,0%	0,8%	1,6%	2,3%	2,5%	2,6%	2,7%	2,6%
Variante 3 (a)	0,0%	0,8%	1,6%	2,3%	2,5%	2,6%	2,6%	2,6%
Besoins de financement (en % du PIB)								
Scénario central	0,7%	1,0%	1,0%	0,9%	0,7%	0,6%	0,6%	0,6%
Variante 1 (a)	0,0%	0,1%	0,2%	0,3%	0,3%	0,3%	0,2%	0,2%
Variante 2 (a)	0,0%	0,1%	0,2%	0,3%	0,3%	0,2%	0,1%	0,1%
Variante 3 (a)	0,0%	0,0%	0,1%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,1%
Dépenses de retraite (en % du PIB)								
Scénario central	13,5%	14,2%	14,0%	13,9%	13,6%	13,5%	13,5%	13,5%
Variante 1 (a)	0,0%	0,0%	0,1%	0,2%	0,2%	0,2%	0,1%	0,1%
Variante 2 (a)	0,0%	0,0%	0,1%	0,2%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%
Variante 3 (a)	0,0%	0,0%	0,1%	0,1%	0,2%	0,1%	0,1%	0,1%
Besoins de financement de la branche retraite (en %)								
Scénario central	0,7%	1,0%	1,0%	0,9%	0,7%	0,6%	0,6%	0,6%
Variante 1 (a)	0,0%	0,0%	0,1%	0,2%	0,2%	0,2%	0,1%	0,1%
Variante 2 (a)	0,0%	0,0%	0,1%	0,2%	0,2%	0,2%	0,1%	0,1%
Variante 3 (a)	0,0%	0,0%	0,1%	0,2%	0,2%	0,2%	0,1%	0,1%

Source : calculs des auteurs

(a) Changement en points de % par rapport au scénario central

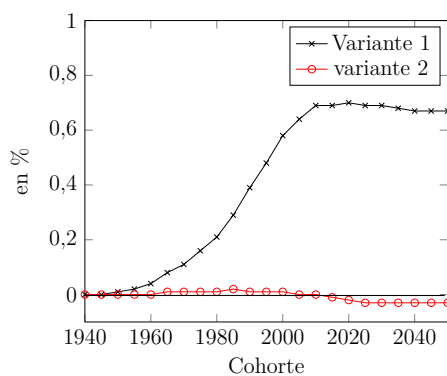
Quel que soit le scénario retenu, la hausse de la part dans le PIB des dépenses de retraite induite par une augmentation des dépenses de santé reste relativement contenue. Dans ces variantes, c'est donc bien l'accroissement des dépenses publiques de santé qui explique la hausse des dépenses de la protection sociale.

5.4 Variations de bien-être

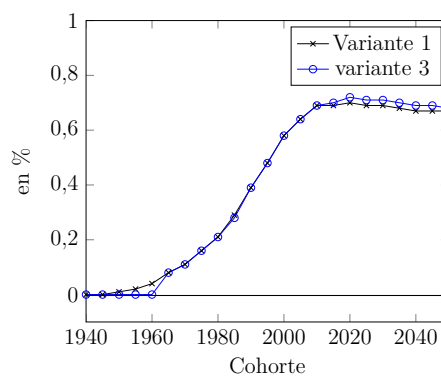
D'après les résultats des simulations présentés dans les Tableaux 12, 13, 14 et 15, il apparaît que les effets de la hausse des dépenses de santé sur l'économie française - incluant les gains d'espérance de vie, l'amélioration du capital humain sous forme de santé, les gains de productivité, etc. - sont nombreux, varient au cours du temps mais restent relativement modérés dans leur ampleur. Évaluer l'impact de ces réformes d'un point de vue individuel nécessite de recourir à un indicateur synthétique fondé sur le bien-être des ménages. Rappelons que le bien-être ne dépend que de la

consommation et de l'état de santé individuel dans ce modèle (équation 10). Les impacts démographiques et macroéconomiques de cette hausse des dépenses de santé, mis en évidence dans les sections précédentes, sont, pour certains, bénéfiques en terme de bien-être des ménages, et défavorables pour d'autres. Comme indiqué dans la section 2.3, les dépenses de santé affectent positivement le bien-être intertemporel de chaque agent de trois manières différentes. Tout d'abord, les dépenses de santé influencent directement l'utilité instantanée au travers d'une amélioration de l'état de santé individuel. Ensuite, cette amélioration de l'état de santé agit favorablement sur la probabilité de survie de chaque individu. Une hausse de la probabilité de survie accroît le nombre de périodes de vie et améliore l'utilité intertemporelle. Enfin, cette amélioration de l'état de santé procure des gains de productivité. Lesquels augmentent la rémunération du travail, permettent de consommer plus et de dépenser plus en santé, et accroissent l'utilité instantanée et donc l'utilité intertemporelle. Par contre, le financement de cette hausse des dépenses de santé *via* une augmentation de la CSG entraîne des effets fiscaux distortifs négatifs et les gains d'espérance de vie ont aussi des effets négatifs à travers l'augmentation induite des dépenses de retraites et de leur financement. Ainsi, en tenant compte de ces divers effets contraires, il est possible de mesurer l'impact global à l'aide de la variation de bien-être intertemporel pour chacune des cohortes.

Pour mesurer les effets agrégés de cette hausse de 3 points de PIB des dépenses de santé sur le bien-être intertemporel, nous procédons comme suit. Pour chaque cohorte et niveaux de qualification, nous évaluons l'utilité intertemporelle à 20 ans en utilisant les équations (9) et (10). Ce bien-être intertemporel est mesuré sur le compte central et pour chacun des trois scénarios variantiels. Par la suite, nous calculons la différence entre le bien-être intertemporel obtenu dans le compte central et celui mesuré dans les autres scénarii. Cette différence nous informe sur la variation de bien-être induite par ces différentes évolutions des dépenses de santé par rapport au scénario central. Ces variations de bien-être sont reportées dans les Figures 2, 3 et 4. Un signe positif révèle une amélioration du niveau de bien-être d'une cohorte sur l'ensemble de sa vie comparativement au scénario central. Dans ces figures, la cohorte est définie par l'année des 20 ans. Ainsi, la variation de bien-être intertemporel de la cohorte 1950 mesure la variation de bien-être sur l'ensemble de sa vie de la génération qui avait 20 ans en 1950, et qui est donc affectée par ces variantes de dépenses de santé qu'après avoir eu 85 ans. De même la cohorte 2015 représente la génération qui a 20 ans en 2015 et qui est donc affectée par ces évolutions de dépenses de santé sur l'ensemble de son cycle de vie. Pour bien comprendre les résultats présentés, il faut garder à l'esprit que nous calculons les variations de bien-être intertemporel, ce dernier étant la somme actualisées des bien-être instantanés entre 20 ans et la mort. Cette actualisation fait que le poids du bien-être des périodes de fin de vie est beaucoup plus faible que celui des périodes du début de vie active. Ainsi, cette variation de bien-être intertemporel pour la cohorte 1950, qui voit ses bien-être instantanés modifiés qu'après 85 ans, ne peut qu'être relativement faible (même si les variations de bien-être instantanés après 85 ans sont non négligeables).

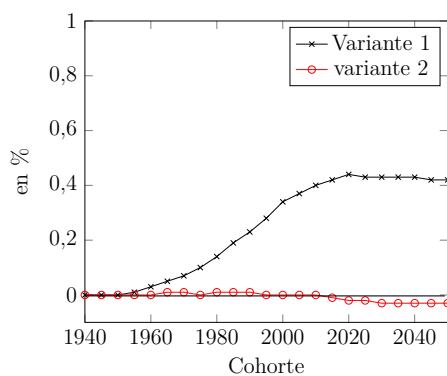


(a) Variante 1 vs variante 2

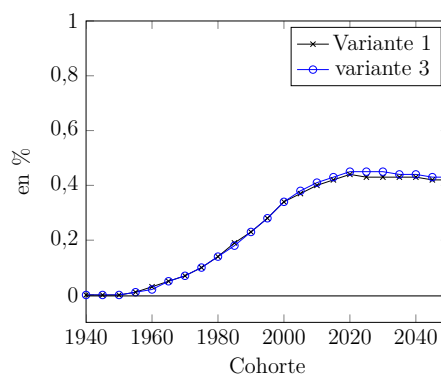


(b) Variante 1 vs variante 3

FIGURE 2 – Variations de bien-être - faiblement qualifiés

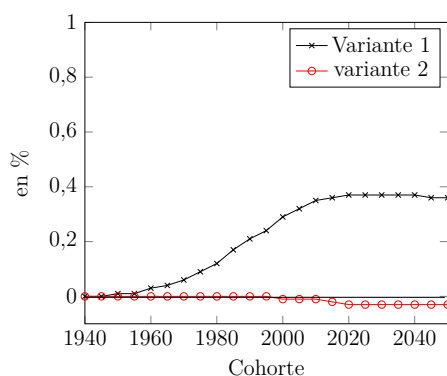


(a) Variante 1 vs variante 2

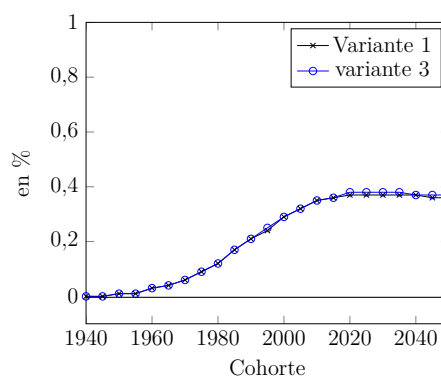


(b) Variante 1 vs variante 3

FIGURE 3 – Variations de bien-être - moyennement qualifiés



(a) Variante 1 vs variante 2



(b) Variante 1 vs variante 3

FIGURE 4 – Variations de bien-être - hautement qualifiés

Trois enseignements majeurs peuvent être tirés des Figures 2, 3 et 4 :

1. les *effets démographiques positifs* (amélioration de l'état de santé, gains d'espérance de vie, amélioration de la productivité (cf. section 5.1)) l'emportent sur les *effets macroéconomiques négatifs* (distorsion fiscale liée à la hausse de la CSG, hausse du ratio de dépendance (cf. section 5.2)). Même si ces effets démographiques bénéfiques sont faibles, ils l'emportent en terme de variation de bien-être sur les effets macroéconomiques négatifs synthétisés par la baisse du revenu par tête. Ce résultat est confirmé par la variante 2 qui n'intègre pas ces *effets démographiques bénéfiques* et évalue donc principalement l'impact des *effets macroéconomiques négatifs*. En terme de variation de bien-être intertemporel, on voit qu'ils sont relativement faibles. Ainsi, la variation de bien-être intertemporel est positive pour toutes les cohortes quel que soit leur niveau de qualification. Cette politique de hausse des dépenses de santé apparaît donc comme étant *Pareto améliorante*, au sens où elle améliore le bien-être de pratiquement toutes les générations sans avoir dégradé le bien-être d'aucune. Cette variation atteint son seuil plafond pour les cohortes qui rentrent sur le marché du travail au moment et après que cette politique de hausse des dépenses de santé soit mise en place, c'est à dire les cohortes 2015 et suivantes. Inversement et sans surprise, ce sont ces mêmes générations qui connaissent une variation de bien-être intertemporel légèrement négative lorsque les *effets démographiques bénéfiques* sont neutralisés (cf. variations de bien-être de la variante 2), alors que les générations précédentes ne sont pratiquement pas affectées ;
2. cette variation de bien-être intertemporel est plus importante pour les faiblement qualifiés. Ce résultat n'est pas surprenant puisque nous avons vu (cf. section 5.1) que ce sont précisément les moins qualifiés qui bénéficient le plus de cette hausse des dépenses de santé en matière d'amélioration de l'état de santé et de gains d'espérance de vie ;
3. un transfert de la charge du financement plus important sur la CSG des retraités (variante 3) a peu d'effet en terme de variation de bien-être. Cela s'explique essentiellement par l'effet de l'actualisation dans le calcul de ce bien-être intertemporel. La hausse du taux de CSG des retraités n'affecte que leurs bien-être instantanés de fin de vie, lesquels ont un faible poids par rapport à ceux de début de vie active dans le calcul du bien-être intertemporel. Ce qui ne doit pas pour autant masquer le fait que cette dégradation en termes de bien-être en fin de vie est non négligeable dans cette variante.

6 Conclusion

Les conséquences économiques du vieillissement démographique sont multiples et relativement bien documentées aujourd'hui dans la littérature économique. Toutefois, l'ampleur de ces conséquences reste incertaine car elle dépend avant tout de l'évolution future de la productivité du travail. En développant un cadre d'analyse qui tient compte des effets simultanés de l'éducation et de l'état de santé sur la productivité du travail, ce rapport apporte une évaluation quantitative des effets du vieillissement et de la hausse prévue des dépenses de santé. L'état de santé étant endogène dans le modèle utilisé, il permet aussi de dépasser la vision réductrice des dépenses de santé à leurs seuls coûts pour les finances publiques, pour l'étendre aux effets bénéfiques en matière d'amélioration de l'état de santé et de gains d'espérance de vie.

Les simulations produites par notre modèle soulignent avant tout l'impact négatif du vieillissement de la population française sur les comptes de la protection sociale. En effet, avec cette mutation démographique, les dépenses de retraite et de santé vont augmenter significativement dans le futur et accroître les déficits de la Sécurité Sociale. Toutefois, cette hausse prévue des dépenses de santé pourrait aussi générer des gains d'espérance de vie, de bien-être et de productivité. Cependant, nos résultats montrent que ces gains attendus de l'accroissement des dépenses de santé ne sont pas suffisants pour contrebalancer les effets négatifs induits par le vieillissement de la population française. En effet, les gains de productivité induits par cette hausse des dépenses de santé seront plus que compensés par les effets d'éviction générés par ces mêmes dépenses. Au total, cette hausse des dépenses de santé se traduit par une diminution du revenu par tête dans les décennies à venir. L'impact macroéconomique apparaît ainsi négatif. Néanmoins, le calcul des variations de bien-être intertemporel, en réintroduisant dans l'analyse les impacts démographiques positifs (amélioration de l'état de santé et gains d'espérance de vie), met en évidence que toutes les générations, quel que soit leur niveau de qualification, verront leur bien-être intertemporel s'accroître avec cette hausse prévue de 3 points de PIB des dépenses de santé à l'horizon 2060. Cette baisse du revenu par tête ne doit donc pas dissimuler le fait que, en terme de bien-être, cette augmentation des dépenses de santé ne fera que des gagnants.

Références

- Aghion, P., Howitt, P. & Murin, F. (2011), ‘The Relationship Between Health and Growth : When Lucas Meets Nelson-Phelps’, Review of Economics and Institutions **2**(1), 1–24.
- Aisa, R. & Pueyo, F. (2004), ‘Endogenous longevity , health and economic growth : a slow growth for a longer life ?’, Economics Bulletin (3).
- Azizi, K. & Pereira, C. (2005), ‘Comparaison internationale des dépenses de santé : une analyse des évolutions dans sept pays (1970-2002)’, Dossiers Solidarité et Santé pp. 43–60.
- Ben-Porath, Y. (1967), ‘The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings’, The Journal of Political Economy **75**(4), 352–365.
- Blanpain, N. & Chardon, O. (2010), ‘Projections de population à l’horizon 2060’, Insee Première (1320).
- Blondal, S. & Scarpetta, S. (1997), ‘Early Retirement in OECD countries : the role of Social Security Systems’, OECD Economic Studies (29).
- Card, D. & Lemieux, T. (2001), ‘Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men ? A Cohort-Based Analysis’, The Quarterly Journal of Economics **116**(2), 705–746.
- Chakraborty, S. (2004), ‘Endogenous Lifetime and Economic Growth’, Journal of Economic Theory **116**(1), 119–137.
- Chojnicki, X. (2013), ‘The Fiscal Impact of Immigration in France : A Generational Accounting Approach’, The World Economy .
- Chojnicki, X., Docquier, F. & Ragot, L. (2011), ‘Should the US have locked heaven’s door ? : Reassessing the benefits of postwar immigration’, Journal of Population Economics **24**, 317–359.
- Chojnicki, X. & Ragot, L. (2015), ‘Impacts of Immigration on Aging Welfare-State An Applied General Equilibrium Model for France’, Fiscal Studies (Forthcoming).
- Conseil d’Orientation des Retraites (2012), ‘Retraites : perspectives 2020 , 2040 et 2060’, Onzième Rapport Du COR .
- Conseil d’Orientation des Retraites (2015), ‘Évolutions et perspectives des retraites en France’, Rapport annuel du COR .
- Cutler, D. & Richardson, E. (1997), ‘Measuring the health of US population’, Brookings Papers .
- De La Croix, D. & Docquier, F. (2007), ‘School attendance and skill premiums in France and the US : A general equilibrium approach’, Fiscal Studies **28**(4), 383–416.
- Fanti, L. & Gori, L. (2011), ‘Public health spending, old-age productivity and economic growth : Chaotic cycles under perfect foresight’, Journal of Economic Behavior and Organization **78**(1-2), 137–151.

- Hall, R. E. & Jones, C. I. (2007), 'The Value of Life and the Rise in Health Spending', Quarterly Journal of Economics **122**(1), 39–72.
- HCAAM (2013), Rapport Annuel du Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie, Technical report.
- INSEE (2014), 'Rapport sur les comptes de la nation 2013', L'économie française, Comptes et dossiers .
- Maddison, A. (2001), The World Economy : A Millennial Perspective, OECD.
- Mahieu, R. (2000), 'Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique', Série des documents de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques (1).
- Mejer, L. (2004), 'Differential Mortality in France', INSEE Working Paper (F0401), 1–133.
- Vallin, J. & Meslé, F. (2001), Tables de mortalité françaises pour les XIXe et XXe siècles et projections pour le XXIe siècle, Technical report, INED.
- Wasmer, E. (2001a), 'Between-group competition on the labour market and the rising return to skill : Us and France 1964-2000', CEPR Discussion Papers (292).
- Wasmer, E. (2001b), 'Measuring human capital in the labor market : The supply of experience in 8 OECD countries', European Economic Review **45**(4-6), 861–874.