

**Les conditions de vie en France se sont-elles détériorées vis-à-vis de celles  
prévalant aux Etats-Unis?**

**Un autre regard sur la thèse du décrochage français**

**Grégory Ponthière**\*

HEC-Management School  
University of Liège

CREPP, FNRS

G.Ponthiere@ulg.ac.be

*CREPP Working Paper 2007/02*

*Abstract :*

Alors que les statistiques ordinaires de consommation suggèrent que la France a perdu du terrain vis-à-vis de ses partenaires économiques – en particulier vis-à-vis des Etats-Unis – lors des 30 dernières années, cet article réexamine la thèse du décrochage français à la lumière de mesures élargies de la consommation, prenant en compte, sous la forme d'imputations monétaires, d'autres aspects des conditions de vie, tels la longévité, le loisir et l'insécurité économique. La comparaison de ces mesures sur la période 1970-2003 révèle que l'existence et l'ampleur d'un décrochage français dépendent des préférences utilisées comme référence, de l'adhérence à une mesure absolue ou relative de l'écart entre les deux pays, du traitement des dépenses de consommation publique, et de l'estimation de la valeur d'une vie statistique utilisée pour la calibration des paramètres de préférences.

---

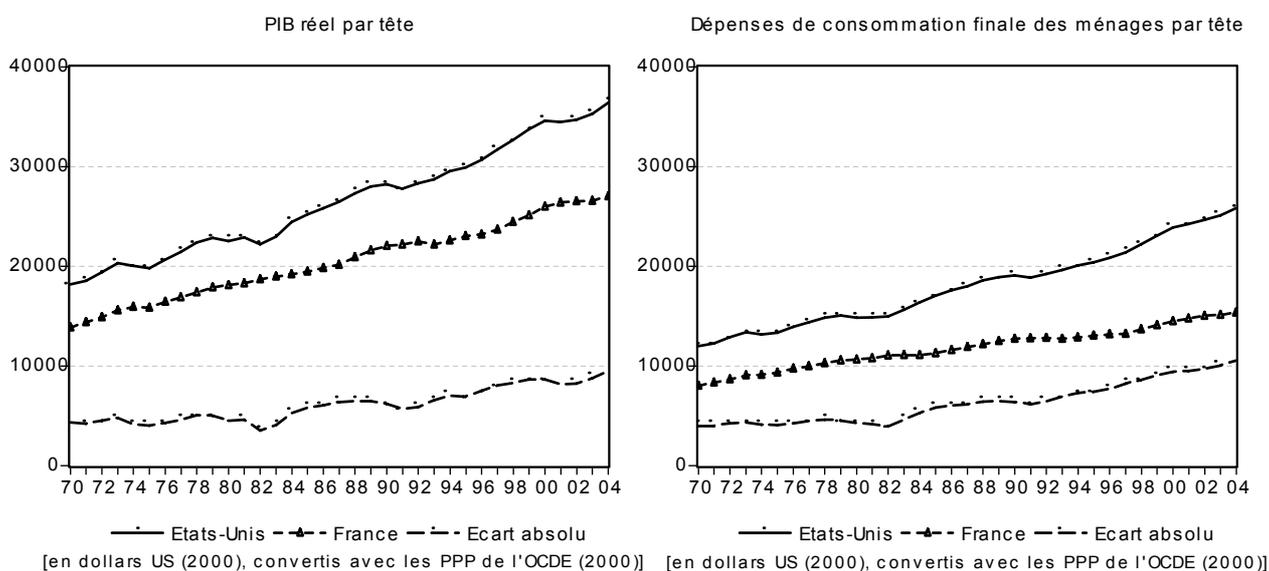
\* L'auteur remercie vivement Isabelle Cassiers, Nicholas Crafts, Axel Gosseries, Jim Mirrlees, David Newbery, Pierre Pestieau, et Philippe Van Parijs, pour leurs commentaires et suggestions sur ce papier. L'auteur est évidemment responsable pour toute erreur résiduelle.

## 1 : Introduction

Existe-t-il un décrochage de la France vis-à-vis de ses partenaires économiques ?

Si l'on considère uniquement les statistiques de production et de consommation, et si l'on prend comme étalon de comparaison les Etats-Unis, on peut sans aucun doute répondre affirmativement à cette question.<sup>1</sup> En effet, une simple comparaison des courbes de production en France et aux Etats-Unis suffit à mettre en évidence l'écart qui s'est creusé entre les deux économies, en particulier lors de la décennie 1990 (voir Graphe 1). De plus, l'écart observé dans les quantités produites s'est traduit par un différentiel grandissant en termes de consommation.

Graph 1: Production et consommation en France et aux Etats-Unis, 1970-2004.<sup>2</sup>



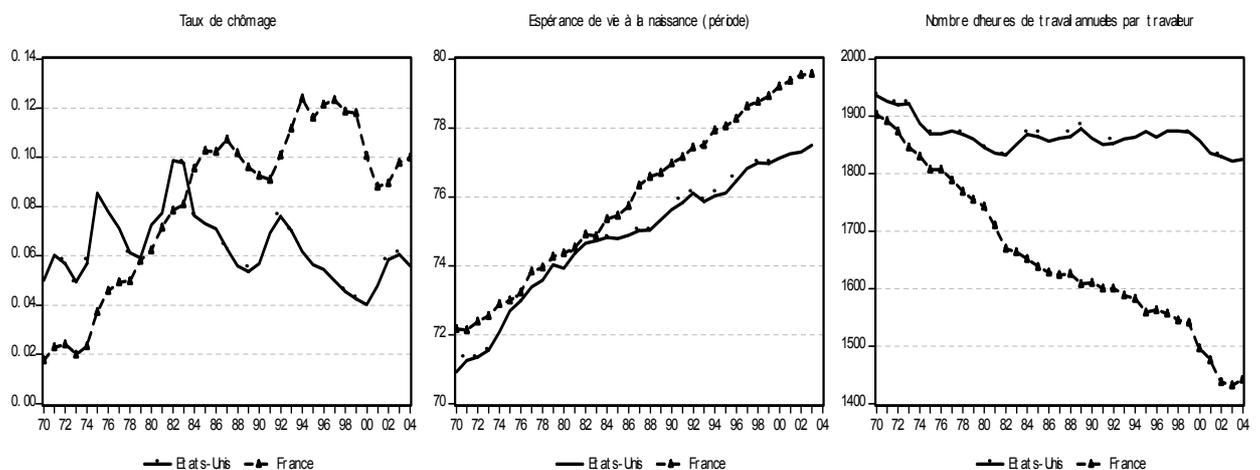
Cependant, bien que le diagnostic ci-dessus révèle une forme de « décrochage », la comparaison de la performance économique de deux sociétés ne peut se limiter à une simple étude des statistiques de production et de consommation. La performance économique d'une société, au sens où North (1994) l'entend, est « sa capacité à vaincre les problèmes fondamentaux de la rareté », et, donc, sa capacité à vaincre la rareté sous *toutes* ses formes, et pas uniquement la rareté des biens et des services valorisés dans les comptes nationaux.

Par conséquent, il est nécessaire, afin d'étudier l'existence d'un décrochage français, de considérer des aspects du bien-être autres que la seule consommation. Pour ce faire, le Graphe 2 compare la France et les Etats-Unis à la lumière des statistiques de chômage (rareté de la

reconnaissance sociale), de l'espérance de vie à la naissance (rareté du temps de vie) et du nombre moyen d'heures annuelles de travail par travailleur (rareté du temps de loisir).

Alors que l'évolution, lors des 30 dernières années, du taux de chômage en France tendrait à renforcer l'idée d'un décrochage français, l'évolution de l'espérance de vie à la naissance et du temps de travail par travailleur sont, au contraire, largement favorables à la France, remettant ainsi en question la thèse d'un décrochage français en termes de conditions de vie.<sup>3</sup>

Graph 2: Taux de chômage, espérance de vie à la naissance (hommes et femmes), et nombre moyen d'heures de travail annuelles par travailleur, France et Etats-Unis, 1970-2004.<sup>4</sup>



Le fait qu'aucun pays n'est « dominant » sur l'ensemble des dimensions du bien-être considérées pose la question délicate de la pondération et de l'agrégation de ces dimensions au sein d'un indicateur synthétique. Face à ce problème, il est tentant d'argumenter que l'étude de la performance économique ne peut se faire qu'en consultant les divers indicateurs *séparément*, au nom de la perte d'information qui résulterait de leur agrégation au sein d'un indicateur synthétique. Cependant, bien que les indicateurs pris séparément ont leur propre base informationnelle et apportent ainsi une plus-value à la description des conditions de vie, il en est de même pour les indicateurs synthétiques, qui ont *eux aussi* leur propre base informationnelle, qui leur permet de répondre à des questions auxquelles les indicateurs de base pris séparément *ne* pourraient *pas* répondre. Dans le cas qui nous intéresse, la plus-value que pourrait apporter un indicateur synthétique est substantielle : sans un tel indicateur, il est impossible de conclure que la France a perdu ou gagné du terrain vis-à-vis des Etats-Unis. L'étude de l'existence d'un décrochage français requiert donc inévitablement la construction d'un indicateur synthétique.

Il existe plusieurs manières de construire un tel indicateur.<sup>5</sup> Une technique simple consiste à agréger diverses statistiques sur base de pondérations « intuitives ». Cette méthode, utilisée notamment pour la construction de l'Indice de Développement Humain (IDH) des Nations Unies (1990), souffre cependant de la nature arbitraire des pondérations utilisées.<sup>6</sup> Pourquoi, par exemple, assigner un poids d'1/3 à l'espérance de vie à la naissance au sein de l'IDH, et non un poids d'1/4 ou d'1/2 ?<sup>7</sup> Cette critique touche l'indicateur synthétique en plein coeur, car la plus-value apportée par celui-ci – vis-à-vis des indicateurs sur lesquels il repose – réside précisément dans sa capacité à agréger des informations de diverses natures au sein d'un chiffre unique, de sorte que la mise en doute des pondérations implique celle de l'indicateur tout entier. Une grande attention doit ainsi être portée à la sélection des pondérations assignées aux indicateurs de base.

L'approche suivie dans cet article est celle des comptes nationaux « étendus », introduite par Nordhaus et Tobin (1972), et développée par Usher (1973a, b, 1980). Cette méthode consiste à ajouter aux statistiques de consommation ordinaires une imputation monétaire reflétant la performance du pays étudié sur certaines dimensions du bien-être jusqu'alors ignorées. En fait, il s'agit de construire, sur base d'hypothèses quant aux préférences moyennes, un flux de consommation « ajusté », qui rendrait le citoyen moyen *indifférent* entre, d'une part, sa situation réelle (avec consommation et conditions de vie réelles) et, d'autre part, une situation hypothétique où la consommation aurait son niveau « ajusté », et où les conditions de vie seraient celles d'une société de référence. La consommation « ajustée » ainsi construite constitue un indicateur du bien-être économique au sens de Pigou (1928), reflétant « la part du bien-être social qui peut être mise en relation, directement ou indirectement, avec le mètre ruban de l'argent ».

Notre étude propose ainsi de porter un regard neuf sur la comparaison des conditions de vie en France et aux Etats-Unis au moyen de mesures de consommation « ajustée ». A cette fin, nous allons nous concentrer sur la construction de mesures de la consommation incluant des ajustements pour trois dimensions du bien-être : la longévité, le temps de loisir et l'exclusion économique.<sup>8</sup> Bien que ces trois dimensions n'épuisent pas la liste des composantes de la vie bonne (qui inclut aussi la qualité de l'environnement, la sécurité, etc.), la construction d'une mesure de consommation ajustée prenant en compte les différences entre pays sur ces dimensions peut néanmoins apporter un éclairage nouveau sur la « performance » – au sens de North – de la France et des Etats-Unis, et nous permettre ainsi d'évaluer la thèse d'un « décrochage » français.

Cet article est organisé comme suit. La Section 2 introduit l'approche utilisée pour la construction de mesures élargies de la consommation. La calibration des paramètres de

préférences est discutée dans la Section 3. Les mesures de consommation ajustée sont ensuite présentées pour la France et les Etats-Unis (1970-2003) dans la Section 4. La Section 5 conclut.

## 2 : Bases théoriques

Afin de construire une mesure de la consommation reflétant la performance d'un pays en termes de longévité, de loisir et d'exclusion, nous allons ici développer une extension du modèle d'Usher (1973a, 1980), dont la version originale se concentrait exclusivement sur la longévité.<sup>9</sup>

Dans le modèle d'Usher, un agent représentatif fait face à un risque quant à la longueur de sa vie, de sorte que ses conditions de vie sont modélisées comme une *loterie*. Chaque scénario possible de cette loterie correspond à une vie d'une longueur particulière, durant laquelle l'agent va bénéficier d'une certaine consommation à chaque période. La probabilité de chaque scénario de la loterie est supposée déterminée par les probabilités de décès par âge prévalant actuellement.

La représentation des conditions de vie comme loteries va être conservée dans cet article, mais, afin d'introduire la possibilité d'exclusion économique, le risque va également porter sur le statut économique de l'agent. Pour simplifier, il va être supposé que l'exclusion concerne uniquement des individus en âge de travailler et qui sont involontairement au chômage.

Sous ces hypothèses, chaque membre d'une société fait face à une loterie, dont les différents scénarios impliquent différentes longueurs de vie, ainsi qu'un statut économique – exclusion ou non exclusion – pour chacune des périodes de vie. Le Graphe 3 donne un exemple d'une telle loterie, à laquelle un individu d'âge  $j$  fait face. Pour chaque scénario impliquant une vie restante de longueur  $i$  pour cette personne, il existe  $2^i$  sous-scénarios possibles en ce qui concerne l'exclusion économique, un nombre  $k$  ( $k = 1, \dots, 2^i$ ) étant assigné à chacun de ceux-ci.<sup>10</sup>

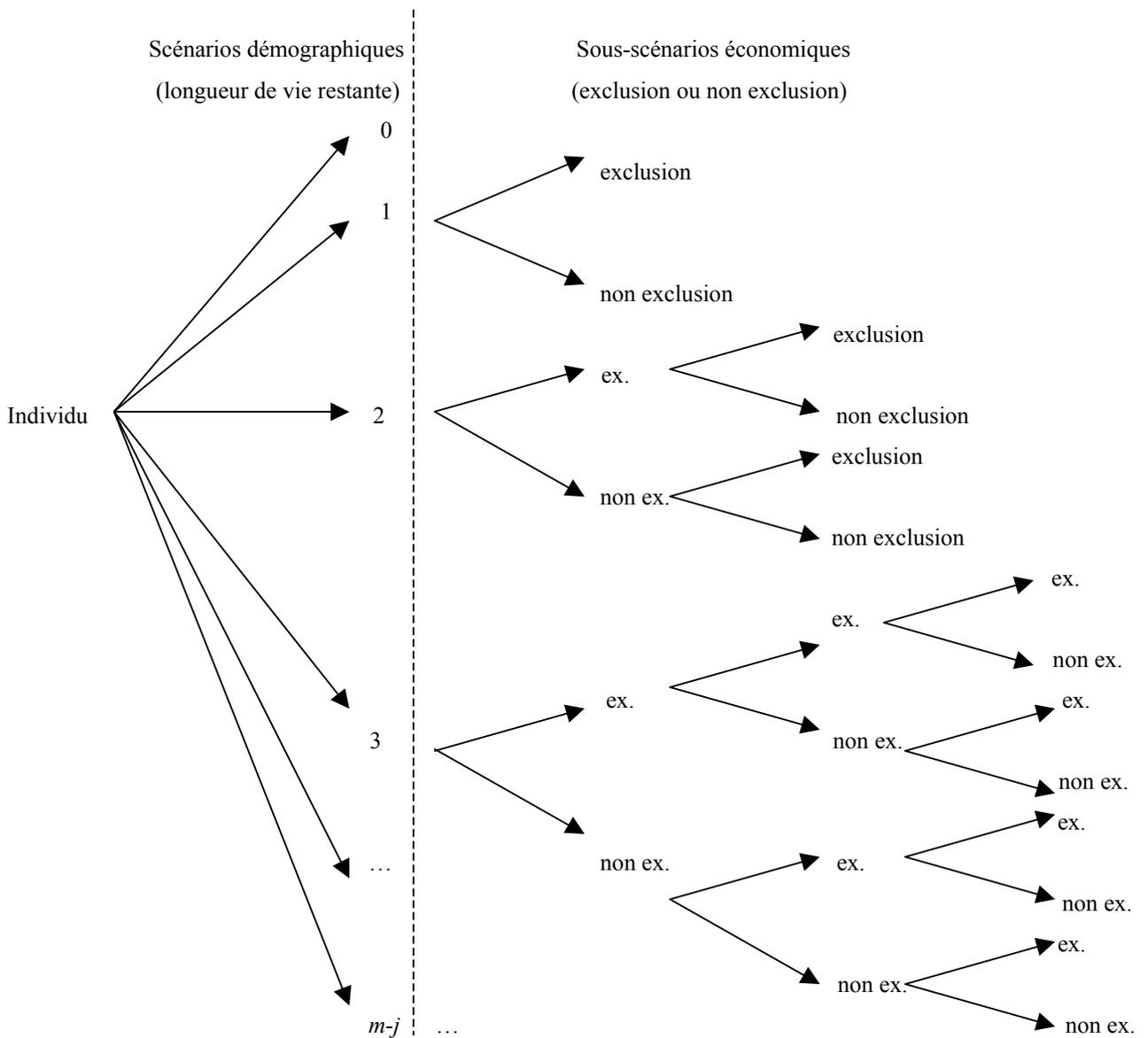
Face à de telles loteries, un individu d'âge  $j$  est ici supposé avoir des préférences qui peuvent être représentées par une fonction de type « utilité attendue » :

$$(1) \quad U_j(L_t) = \sum_{i=0}^{m-j} \sum_{k=1}^{2^i} p_t^{i,j} \cdot q_t^{i,k,j} \cdot v_t^{i,k,j}$$

où  $U_j(L_t)$  est l'utilité assignée par un individu d'âge  $j$  à une loterie  $L_t$ ,  $p_t^{i,j}$  est la probabilité d'une vie restante de longueur  $i$  pour un individu d'âge  $j$  au temps  $t$ ,  $q_t^{i,k,j}$  est la probabilité –

conditionnellement à une vie restante de longueur  $i$  – d'un scénario  $k$  concernant l'exclusion économique,  $v_t^{i,k,j}$  est l'utilité assignée à ce scénario, tandis que  $p_t^{i,j} \cdot q_t^{i,k,j}$  est la probabilité de ce scénario.<sup>11</sup> Le nombre  $m$  correspond à la longueur de vie maximale. Les probabilités  $q_t^{i,k,j}$  sont déterminées par les probabilités d'exclusion à toutes les  $i$  périodes de vie dans ce scénario (les probabilités  $x_t^j, x_t^{j+1}, \dots$ , dénotant, pour un individu d'âge  $j$  au temps  $t$ , les probabilités d'exclusion à chaque période de sa vie restante).<sup>12</sup>

Graphe 3 : Modélisation des conditions de vie comme loteries.



L'utilité  $v_t^{i,k,j}$  d'un scénario  $k$  (incluant, par exemple,  $b$  périodes d'exclusion) est supposée être la somme non actualisée des utilités des périodes présente et futures de ce scénario :

$$(2) \quad v_t^{i,k,j}(L_t) = \sum_{l=j}^{j+b-1} u_t^{l,e} + \sum_{l=j+b}^{j+i-1} u_t^{l,ne}$$

où  $u_t^{j,e}$  et  $u_t^{j,ne}$  dénotent l'utilité sous une période d'exclusion et de non exclusion.

En ce qui concerne l'absence d'actualisation dans l'expression (2), il importe de souligner que notre modèle est caractérisé par un risque quant à la longévité, de sorte qu'une préférence pour la consommation présente sur la consommation future peut résulter du simple fait que la consommation future est davantage risquée que la consommation présente. Ainsi, l'impatience observée peut être ici expliquée par le risque, sans avoir recours à des préférences temporelles.

Notons par ailleurs que l'hypothèse, posée dans l'expression (2), d'un individu de type *forward looking* peut être ici justifiée au nom du fait que des individus comparant des loteries ont tendance, lors du processus (*editing process*) précédant leurs évaluations, à ignorer l'information commune aux loteries comparées, ce qui est ici le cas du passé de l'individu, commun à tous les scénarios d'une loterie (voir Kahneman et Tversky, 1979). L'ignorance du passé peut aussi être défendue au nom du fait qu'une comparaison internationale des conditions de vie lors des 30 dernières années devrait être indépendante des événements antérieurs à cette période.

Il est nécessaire, lors de la spécification du bien-être temporel, de distinguer l'utilité d'une période de non exclusion, dénotée  $u_t^{j,ne}$ , de l'utilité d'une période d'exclusion, dénotée  $u_t^{j,e}$ . Pour les périodes de non exclusion, l'utilité temporelle est supposée égale à :

$$(3) \quad u_t^{j,ne} = \frac{[(c_t^j)^\sigma \cdot (l_t^j)^{1-\sigma}]^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \alpha$$

où  $c_t^j$  est la consommation d'une personne d'âge  $j$ , et  $l_t^j$  est son temps de loisir.<sup>13</sup> Le paramètre  $\sigma$ , compris entre 0 et 1, reflète les arbitrages entre consommation et loisir, alors que  $\gamma$  reflète les arbitrages intertemporels. Le paramètre  $\alpha$  peut être interprété, suivant Marshall (1890, p. 842), comme déterminant, pour  $\gamma$  et  $\sigma$  fixés, les combinaisons (consommation, loisir) pour lesquelles « la souffrance équilibre exactement le plaisir ». Plus récemment, Becker *et al* (2005) ont proposé, dans un modèle sans loisir, d'interpréter  $\alpha$  comme déterminant, pour un niveau

particulier d'utilité assigné à la mort (zéro), la consommation annuelle qui rendrait une personne *indifférente* entre, d'une part, une année de vie avec cette consommation et, d'autre part, la mort.

Etant donné que l'exclusion économique a, *ceteris paribus*, un coût non négligeable en termes de bien-être, l'utilité d'une période d'exclusion est supposée égale à :

$$(4) \quad u_t^{j,e} = u_t^{j,ne} - \psi$$

où  $\psi$  dénote la perte de bien-être due à l'exclusion économique, indépendamment des niveaux de consommation et de loisir.

Après plusieurs substitutions, il est possible de réécrire (1) comme :

$$(5) \quad U_j(L_t) = \sum_{i=0}^{m-j} P_t^{i,j} \cdot \left[ \sum_{k=j}^{j+i-1} \left[ \left( \frac{[(c_t^k)^\sigma \cdot (l_t^k)^{1-\sigma}]^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \alpha \right) - x_t^k \psi \right] \right]$$

Les scénarios des loteries valorisées au moyen de l'expression (5) impliquant (en général) des périodes très éloignées, il est nécessaire de faire certaines hypothèses sur les conditions de vie futures. Afin de dériver un indicateur reflétant les conditions de vie auxquelles la population vivant au temps  $t$  fait face, nous ferons l'hypothèse que chaque membre de la population en  $t$  s'attend à faire face, durant sa vie, aux profils de consommation par âge et de loisir par âge prévalant au temps  $t$ . De plus, les probabilités des différents scénarios sont construites sur base des probabilités de décès par âge et des taux de chômage par âge prévalant au temps  $t$ .<sup>14</sup>

Une fois l'information décrivant les conditions de vie présentes et futures collectée, l'expression (5) peut être utilisée pour construire une mesure ajustée de la consommation reflétant les performances d'un pays en termes de longévité, de loisir et d'exclusion. Pour ce faire, on peut définir la consommation hypothétique rendant un individu [avec des préférences représentées par (5)] indifférent entre, d'une part, une vie caractérisée par cette consommation hypothétique et des standards de vie de référence, et, d'autre part, ses conditions de vie actuelles.

Vu que des individus d'âges différents pourraient classer des loteries de différentes façons, il est nécessaire, pour construire une mesure agrégée de la consommation, d'assigner certaines pondérations aux évaluations effectuées par des individus d'âges différents. A cette fin, nous allons ici assigner un poids égal à l'évaluation de chaque membre d'une population, de sorte que chaque groupe d'âge aura une importance proportionnelle à son poids démographique. Afin de

s'abstraire des différences internationales et intertemporelles entre structures par âge, une structure par âge de référence va être utilisée pour la construction de toutes les mesures.

Ayant apporté ces précisions, définissons maintenant diverses mesures de la consommation « ajustée », chacune reflétant la performance d'une société sur certains aspects du bien-être.<sup>15</sup>

Une mesure ajustée de la consommation incorporant la performance en termes de longévité peut être intuitivement dérivée comme suit. Supposons que deux sociétés A et B soient identiques, excepté que A est davantage performante que B en ce qui concerne la longévité de ses membres. Alors que les statistiques ordinaires de consommation ne reflètent pas la différence entre A et B, il est possible de construire une mesure de la consommation « élargie », qui va être sensible à cette différence, et révéler l'écart de conditions de vie entre ces deux sociétés.

Cette mesure de la consommation, dénotée par  $\hat{c}_t$ , est telle que si tous les membres de A bénéficiaient de  $\hat{c}_t$  durant leur vie entière, tout en faisant face à des conditions de survie de référence (par exemple celles prévalant dans B), le bien-être social attendu associé à cette situation hypothétique égalerait son niveau actuel sous les conditions de vie prévalant dans A :

$$(6) \sum_{j=0}^{m-1} \frac{n_R^j}{n_R} \left[ \sum_{i=0}^{m-j} p_R^{i,j} \left[ \sum_{k=j}^{j+i-1} [x_t^k (u_t^{k,e}(\hat{c}_t, I_t^k)) + (1-x_t^k)(u_t^{k,ne}(\hat{c}_t, I_t^k))] \right] \right] = \sum_{j=0}^{m-1} \frac{n_R^j}{n_R} \left[ \sum_{i=0}^{m-j} p_t^{i,j} \left[ \sum_{k=j}^{j+i-1} [x_t^k (u_t^{k,e}(c_t^k, I_t^k)) + (1-x_t^k)(u_t^{k,ne}(c_t^k, I_t^k))] \right] \right]$$

où  $p_R^{i,j}$  est la probabilité d'une vie restante de longueur  $i$  pour un individu d'âge  $j$  prise comme référence, tandis que  $n_R^j / n_R$  est la proportion d'individus d'âge  $j$  dans la population de référence.

En d'autres termes,  $\hat{c}_t$  est la consommation annuelle qui maintiendrait le bien-être social dans la société A à son niveau réel, dans le cas hypothétique où les membres de la société A feraient face aux conditions de survie – moins bonnes – de la société B. On peut ainsi interpréter  $\hat{c}_t$  comme une mesure de la consommation incluant une « compensation » pour le fait de bénéficier de conditions de survie moins favorables, c'est-à-dire d'une vie plus courte.

Un raisonnement semblable peut être utilisé pour la construction d'une mesure élargie de la consommation incluant la performance en termes de loisir. Si l'on compare deux sociétés C et D identiques en tous points, mais qui diffèrent en ce que les membres de C ont davantage de temps libre, il est clair que les statistiques de consommation seules ne peuvent pas refléter la différence de conditions de vie entre C et D, contrairement à la mesure  $\tilde{c}_t$  construite comme suit:<sup>16</sup>

$$(7) \sum_{j=0}^{m-1} \frac{n_R^j}{n_R} \left[ \sum_{i=0}^{m-j} p_t^{i,j} \cdot \left[ \sum_{k=j}^{j+i-1} [x_t^k (u_t^{k,e}(\tilde{c}_t, l_R^k)) + (1-x_t^k)(u_t^{k,ne}(\tilde{c}_t, l_R^k))] \right] \right] = \sum_{j=0}^{m-1} \frac{n_R^j}{n_R} \left[ \sum_{i=0}^{m-j} p_t^{i,j} \cdot \left[ \sum_{k=j}^{j+i-1} [x_t^k (u_t^{k,e}(c_t^k, l_t^k)) + (1-x_t^k)(u_t^{k,ne}(c_t^k, l_t^k))] \right] \right]$$

où  $l_R^k$  est le niveau de loisir de référence pour un individu d'âge  $k$  (par exemple celui dans D).

De manière similaire, une mesure élargie de la consommation reflétant les performances en termes d'exclusion, dénotée par  $\tilde{c}_t$ , peut être construite de la façon suivante:<sup>17</sup>

$$(8) \sum_{j=0}^{m-1} \frac{n_R^j}{n_R} \left[ \sum_{i=0}^{m-j} p_t^{i,j} \cdot \left[ \sum_{k=j}^{j+i-1} [x_R^k (u_t^{k,e}(\tilde{c}_t, l_R^k)) + (1-x_R^k)(u_t^{k,ne}(\tilde{c}_t, l_R^k))] \right] \right] = \sum_{j=0}^{m-1} \frac{n_R^j}{n_R} \left[ \sum_{i=0}^{m-j} p_t^{i,j} \cdot \left[ \sum_{k=j}^{j+i-1} [x_t^k (u_t^{k,e}(c_t^k, l_t^k)) + (1-x_t^k)(u_t^{k,ne}(c_t^k, l_t^k))] \right] \right]$$

où  $x_R^k$  est la probabilité d'exclusion pour un individu d'âge  $k$  dans une société de référence.

Quant à une mesure de la consommation, dénotée par  $\hat{c}_t$ , reflétant la performance sur les trois dimensions du bien-être (longévité, loisir et exclusion), elle peut être définie comme suit:

$$(9) \sum_{j=0}^{m-1} \frac{n_R^j}{n_R} \left[ \sum_{i=0}^{m-j} p_t^{i,j} \cdot \left[ \sum_{k=j}^{j+i-1} [x_R^k (u_t^{k,e}(\hat{c}_t, l_R^k)) + (1-x_R^k)(u_t^{k,ne}(\hat{c}_t, l_R^k))] \right] \right] = \sum_{j=0}^{m-1} \frac{n_R^j}{n_R} \left[ \sum_{i=0}^{m-j} p_t^{i,j} \cdot \left[ \sum_{k=j}^{j+i-1} [x_t^k (u_t^{k,e}(c_t^k, l_t^k)) + (1-x_t^k)(u_t^{k,ne}(c_t^k, l_t^k))] \right] \right]$$

La consommation  $\hat{c}_t$  est donc telle que, si les membres d'une société en bénéficiaient durant leur vie – tout en faisant face à des conditions de survie, de loisir et d'exclusion de référence – le bien-être social dans cette situation hypothétique serait *égal* à son niveau *actuel* sous la consommation, la longévité, le loisir, et l'exclusion prévalant dans cette société.

### 3 : Calibration des paramètres de préférences

Vu que la plus-value des mesures de consommation ajustée provient de leur capacité à agréger diverses dimensions du bien-être sur base des préférences individuelles, une attention particulière doit être portée à la difficile calibration des paramètres de préférences ( $\alpha$ ,  $\gamma$ ,  $\sigma$  et  $\psi$ ).

Etant donné la grande hétérogénéité des préférences (voir Browning *et al*, 1999), la sélection d'un ensemble unique de paramètres constitue une forte simplification. De plus, l'hypothèse de préférences constantes à travers le temps, bien que préservant nos mesures de la situation où elles ne reflèteraient qu'un simple changement de goûts, est elle aussi réductrice

(voir Elster, 1983). Ces remarques suggèrent que l'exercice de calibration ci-dessous devrait être considéré comme livrant des valeurs approximatives « plausibles » pour les divers paramètres.

Le paramètre  $\gamma$ , qui est égal à l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle pour la consommation (*ies*), peut être calibré sur base de la littérature consacrée à l'estimation empirique de cette élasticité. Cette vaste littérature a mis en évidence que cette élasticité varie significativement selon les caractéristiques des personnes étudiées. Néanmoins, selon le survol de Browning *et al* (1999), il est probable que l'*ies* soit légèrement supérieure à 1 (en valeur absolue). Par conséquent, dans le restant de cet article, nous suivrons l'étude de Blundell *et al* (1994), qui a estimé une *ies* moyenne égale à 1,21, ce qui implique un  $\gamma$  égal à 0,83.<sup>18</sup>

En ce qui concerne la calibration de  $\sigma$ , qui gouverne les arbitrages intratemporels entre la consommation et le loisir, nous avons procédé comme suit.<sup>19</sup> Si l'on résout, pour une personne employée, la problème d'optimisation de l'utilité sur la vie sous la contrainte que le revenu du travail cumulé (sur la vie) est égal à la consommation cumulée, le loisir optimal peut être écrit comme une fonction de la consommation par tête et du salaire réel ( $w_t^j / p_t$ ):<sup>20</sup>

$$(10) \quad l_t^j = \left( \frac{1-\sigma}{\sigma} \right) (c_t^j) \left( \frac{p_t}{w_t^j} \right)$$

Cette expression nous permet d'estimer  $\sigma$  pour les Etats-Unis et la France. En 2002, le temps de loisir annuel par employé était, aux Etats-Unis, égal à 5840-1830 = 4010 heures.<sup>21</sup> Combiner cette statistique avec un salaire réel horaire moyen de 12942 \$ (aux prix de 2000) et une dépense de consommation finale des ménages par tête de 24629,82 \$ (aux prix de 2000) implique un  $\sigma$  égal à 0,322.<sup>22</sup> En ce qui concerne la France, le temps annuel de loisir par personne employée était en 2002 de 5840-1437 = 4403 heures. Combiné avec un salaire réel horaire moyen de 11660 \$ (aux prix de 2000, convertis avec les parités de pouvoir d'achat de 2000), et une dépense de consommation finale des ménages par tête de 14980,43 \$ (aux prix de 2000, convertis avec les PPA de 2000), cela implique un  $\sigma$  égal à 0,226, qui est plus bas que celui des Etats-Unis.

Le paramètre  $\psi$ , qui reflète la perte de bien-être due à l'exclusion, peut être estimé sur base de l'étude empirique récente de Blanchflower et Oswald (2004). Ceux-ci ont conclu de leurs régressions économétriques basées sur des enquêtes reportant le bien-être subjectif aux Etats-Unis qu'une compensation monétaire annuelle (*premium*) d'environ 60000 \$ par année serait requise pour compenser, en termes de bien-être, un homme se retrouvant au chômage.<sup>23</sup> Si une telle compensation concerne le chômage involontaire, alors  $\psi$  peut être approximé par:

$$(11) \quad \psi = \frac{\left[ (c_t^j + \text{premium})^\sigma \cdot (l_t^j)^{1-\sigma} \right]^{1-\gamma} - \left[ (c_t^j)^\sigma \cdot (l_t^j)^{1-\sigma} \right]^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

Etant donné que la compensation est d'environ 69300 \$ (2000), et que  $\gamma$  est égal à 0,83, tandis que  $\sigma$  est égal à 0,322 aux Etats-Unis, et à 0,226 en France, il est possible de déduire des statistiques de consommation et de production de 2002 que  $\psi$  est égal à 2,024 aux Etats-Unis, et à 1,761 en France.<sup>24</sup> Cette estimation est basée sur le postulat – discuté ci-dessous – selon lequel la *premium* estimée pour les Etats-Unis est une bonne approximation de celle prévalant en France.

En ce qui concerne  $\alpha$ , une technique simple consiste à extrapoler sa valeur à partir de la littérature sur la valeur d'une vie statistique (appelée *VSL*), définie comme le prix implicite d'une réduction du risque de décès par unité de risque. La *VSL* peut, sous des hypothèses de rationalité (et si le prix de la consommation est normalisé à l'unité), être approximée par l'opposé du taux marginal de substitution entre le risque présent de décès et la consommation présente.<sup>25</sup>

$$(12) \quad -\frac{\partial U_j}{\partial d_t^{0,j}} \Big/ \frac{\partial U_j}{\partial c_t^j} = \left( \frac{1}{(1-d_t^{0,j})^2} \right) \left( \frac{1}{\sigma(1-\gamma)} \right) e_t^j \cdot \left( \frac{\left( (c_t^j)^\sigma \cdot (l_t^j)^{1-\sigma} \right)^{1-\gamma} - \alpha \cdot (1-\gamma)}{(c_t^j)^{-\sigma\gamma+\sigma-1} \cdot (l_t^j)^{(1-\sigma)(1-\gamma)}} \right)$$

où  $d_t^{0,j}$  est la probabilité de décès à l'âge  $j$  à la période  $t$ , tandis que  $e_t^j$  dénote l'espérance de vie (restante) à l'âge  $j$ .<sup>26</sup> L'expression (12) suggère que, pour des valeurs de  $\gamma$  et  $\sigma$ , il est possible d'extrapoler  $\alpha$  à partir d'estimations empiriques de la *VSL*. Comme Miller (2000) et Viscusi et Aldy (2003) l'ont montré, les estimations de la *VSL* dépendent fortement de la méthode d'estimation (études sur l'arbitrage risque/salaire, études sur l'achat de biens de sécurité, interviews). Ainsi, il est plus prudent de baser nos calibrations non pas sur une seule estimation, mais, plutôt, sur un intervalle de valeurs plausibles de la *VSL* pour la France et les Etats-Unis.

De tels intervalles ont été estimés par Miller (2000), sur base de 68 études empiriques (des trois types ci-dessus). Ces intervalles sont exprimés comme des multiples du PIB réel par tête:

$$(13) \quad k_{low}^i y_t^i \leq - \left[ \frac{\partial U_j}{\partial d_t^{0,j}} \Big/ \frac{\partial U_j}{\partial c_t^j} \right] \leq k_{high}^i y_t^i$$

où  $k_{low}^i$  et  $k_{high}^i$  sont les coefficients liant le PIB réel par tête d'un pays  $i$ , dénoté par  $y_i^i$ , à la  $VSL$ . Pour la France, ces coefficients sont égaux à 127 et 184, tandis qu'ils sont, aux Etats-Unis, égaux à 117 et 160. Si l'on multiplie ces coefficients par le PIB réel par tête moyen sur la période couverte par les études répertoriées par Miller (2000), c'est-à-dire la période 1974-1999, il est possible de dériver, pour la France, une borne inférieure pour la  $VSL$  égale à  $20219,622 \$$  (convertis avec les PPA de l'OCDE, 2000)  $\times 127 = 2567891,989 \$$ , ainsi qu'une borne supérieure égale à  $20219,622 \$ \times 184 = 3720410,441 \$$ , tandis que les bornes de l'intervalle de  $VSL$  pour les Etats-Unis sont égales à  $117 \times 26000,452 = 3042052,898 \$$  et  $160 \times 26000,452 = 4160072,338 \$$ .

Etant donné que la consommation privée par tête (sur la même période) est égale à  $11664,337 \$$  pour la France et à  $17535,479 \$$  pour les Etats-Unis, et que le temps de loisir annuel par tête est égal à  $4967,034$  heures en France et à  $4781,643$  heures pour les Etats-Unis (voir l'Annexe pour les calculs), il est possible, pour des valeurs de  $\gamma$  et  $\sigma$ , d'extrapoler des valeurs de  $\alpha$  pour la France et pour les Etats-Unis sur base de (12).<sup>27</sup> La valeur inférieure de la  $VSL$  donne un  $\alpha$  égal à  $20,747$  for France, tandis que la borne supérieure de la  $VSL$  implique un  $\alpha$  égal à  $18,466$ . En ce qui concerne les Etats-Unis, les valeurs de  $\alpha$  sont respectivement  $20,898$  et  $18,778$ .

#### **4 : France et Etats-Unis à la lumière des mesures élargies de la consommation (1970-2003)**

Avant de présenter les mesures ajustées de la consommation pour la France et les Etats-Unis sur la période 1970-2003, il nous reste à souligner deux points importants.

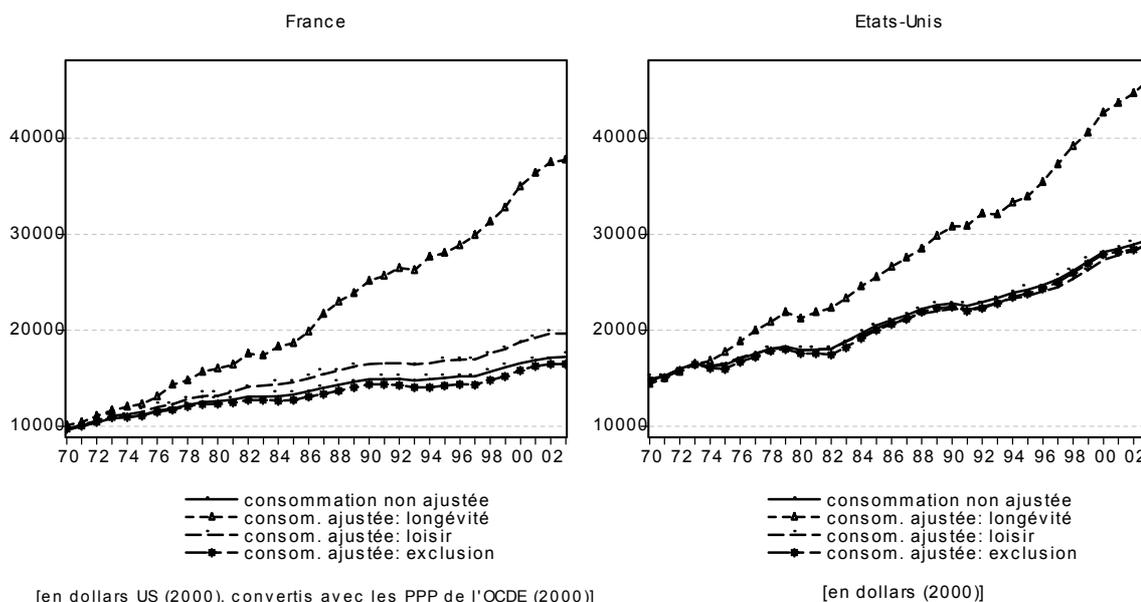
Etant donné que la consommation, le loisir, le risque de décès et le risque d'exclusion varient avec l'âge, les conditions de vie qui prévalent dans une société à un moment particulier prennent la forme de *profils*, décrivant, pour chaque âge, les niveaux moyens de consommation, loisir, risque de décès et risque d'exclusion (approximé ici par le risque de chômage).<sup>28</sup> Pour que les mesures reflètent les conditions de vie prévalant dans la société considérée, nous supposerons que chaque individu au temps  $t$  s'attend à faire face, durant le restant de sa vie, aux profils de consommation, de loisir, de risque de décès et de risques d'exclusion qui prévalent au temps  $t$ .

De plus, dans le restant de cette Section, les mesures élargies de consommation seront construites en prenant comme standard de référence sur chaque dimension la *moyenne* des performances françaises et américaines pour l'année 1970, tandis que la structure par âge de référence sera égale à la *moyenne* des structures par âge dans les deux pays en 1970.

Ces points étant soulignés, nous pouvons maintenant analyser l'évolution des statistiques de consommation ajustée. Comme cela est illustré par le Graphe 4, la consommation ajustée pour la longévité seule diffère fortement de la consommation non ajustée, mesurée ici par la consommation annuelle en équivalent constant.<sup>29</sup> Ce grand ajustement reflète l'allongement substantiel de la vie réalisé en France et aux Etats-Unis lors des trois dernières décennies.<sup>30</sup>

Un autre enseignement du Graphe 4 est que les corrections effectuées pour le temps de loisir et l'exclusion sont de tailles nettement plus *réduites* que celles effectuées pour l'allongement de la vie: elles sont même presque négligeables pour les Etats-Unis. Notons cependant que pour la France, l'accroissement du temps de loisir génère une correction positive non négligeable, alors que la correction pour l'exclusion est négative, reflétant ainsi l'évolution défavorable du chômage en France lors des dernières décennies.

Graphe 4: Consommation non ajustée et ajustée pour la longévité, le loisir et l'exclusion.



Malgré ces corrections significatives pour la France, la question de la raison pour laquelle les corrections pour la longévité excèdent largement les autres corrections mérite d'être posée.

En ce qui concerne le loisir, il est clair qu'à la lumière du poids plutôt élevé donné au loisir au sein de la fonction d'utilité, on pourrait s'attendre à des corrections plus grandes. Cependant, leurs tailles relativement réduites sont simplement le reflet de la plus grande stabilité, à travers le temps, de cette dimension du bien-être en comparaison à l'évolution de la longévité.

Pour ce qui est de l'exclusion, la taille – relativement faible – de la correction négative dans le cas de la France peut être expliquée par les hypothèses faites sur les préférences des individus

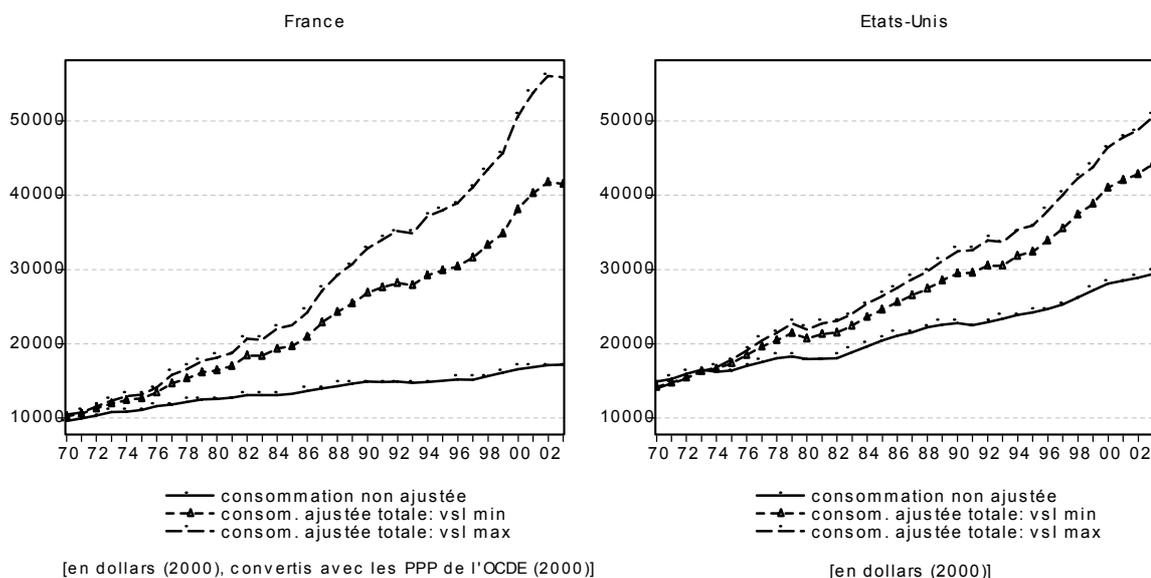
face au risque d'exclusion. En particulier, ces (relativement) petites corrections résultent de l'hypothèse d'utilité attendue, qui implique que les probabilités d'être exclu ne sont pas « déformées ». Si, au contraire, les individus étaient supposés – comme dans la *Prospect Theory* de Kahneman et Tversky (1979) – assigner un poids plus grand à l'occurrence d'évènements ayant des petites probabilités d'occurrence (exclusion), et un poids plus faible à l'occurrence d'évènements ayant des probabilités d'occurrence élevées (non exclusion), alors une telle déformation des probabilités mènerait à des ajustements plus conséquents: même si la probabilité d'être exclu est faible, celle-ci pourrait affecter fortement le bien-être attendu individuel et social.

Ceci étant souligné, on devrait noter qu'il existe cependant deux raisons suggérant que les ajustements négatifs pour l'exclusion en France *surestiment* les ajustements corrects. Tout d'abord,  $\tilde{c}_i$  est calculé sous l'hypothèse que le chômage est entièrement involontaire. Etant donné qu'une partie du chômage pourrait être volontaire – ne causant ainsi aucune exclusion – ceci pourrait suggérer que les corrections effectuées surestiment les corrections exactes. Par ailleurs, la calibration des paramètres de préférence suppose que la compensation monétaire annuelle requise pour compenser un chômeur est constante, et invariante avec le nombre de personnes au chômage. Etant donné qu'être au chômage avec un grand nombre d'autres personnes peut tendre à réduire quelque peu le sentiment d'exclusion et la perte de bien-être associée, notre correction négative pourrait être regardée comme surestimant la correction réelle.

Il est par ailleurs important de noter que la taille plus grande des corrections pour la mortalité ne résulte pas simplement du fait que l'allongement de la vie a été plus grand que les variations de loisir et d'exclusion, mais, également, du fait que le changement d'une probabilité de décès par âge affecte l'horizon de vie restant *tout entier*, tandis que des changements dans le temps de loisir ou dans la probabilité d'exclusion à un âge précis ne concernent, sous les hypothèses du modèle, que la période en question, qui est un horizon beaucoup plus court.

Ayant comparé les mesures  $\hat{c}_i$ ,  $\tilde{c}_i$  et  $\check{c}_i$ , qui incorporaient chacune, outre la consommation, un seul aspect des conditions de vie, nous allons maintenant nous concentrer sur la mesure  $\hat{c}_i$ , prenant les diverses dimensions en compte. Le Graphe 5, qui compare les courbes de  $\hat{c}_i$  sous les bornes inférieure et supérieure de la valeur d'une vie statistique, met en évidence la sensibilité des mesures à la valeur d'une vie statistique postulée.

Graph 5 : Consommation non ajustée et ajustée pour la longévité, le loisir et l'exclusion.



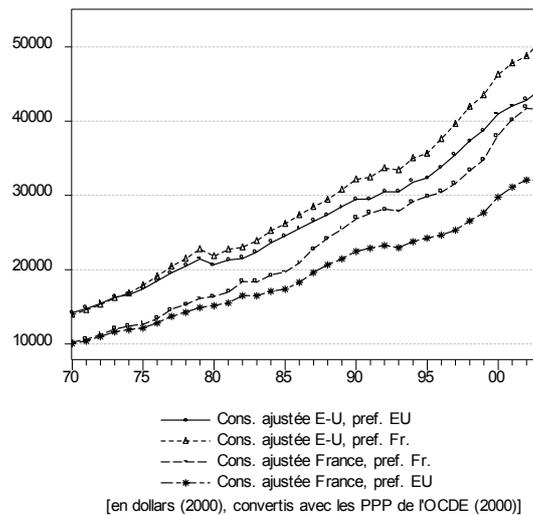
Cette sensibilité à la valeur d'une vie statistique utilisée n'est pas surprenante : une plus grande valeur donnée à une réduction du risque de décès par unité de risque doit impliquer *ceteris paribus* une correction plus grande pour les gains de longévité.

Bien que les ajustements effectués soient substantiels pour les deux pays considérés, le Graph 5 suggère néanmoins que les corrections sont plus élevées pour la France, en particulier à partir du milieu des années 1980. Par conséquent, il est raisonnable de s'attendre à ce que ces ajustements plus grands pour la France affectent la taille de l'écart de consommation entre la France et les Etats-Unis, et, par là, la comparaison des conditions de vie entre ces pays.

Cependant, il est crucial de souligner ici que les courbes de consommation ajustée de la France et des Etats-Unis du Graph 5 reposent sur des paramètres de préférence *différents*, ce qui pose la question de la pertinence des comparaisons internationales basées sur ces courbes.

Il n'est pas certain que de telles comparaisons aient un sens, car comparer des mesures ajustées de la consommation obtenues sous des préférences différentes revient à produire des énoncés contestables, du type : « il vaut mieux vivre aux Etats-Unis avec des préférences américaines que de vivre en France avec des préférences françaises ». La validité de cet énoncé est contestable, parce qu'il suppose que l'on peut comparer des situations sur base de *plusieurs* ensembles de préférences. Or il semble plus raisonnable de supposer qu'un individu donné n'adhère qu'à *un seul* ensemble de préférences, et est incapable de dire si c'est mieux d'être dans telle situation avec telles préférences que d'être dans telle situation avec d'autres préférences.

Graph 6 : Consommation ajustée sous préférences françaises et américaines (VSL inférieure).

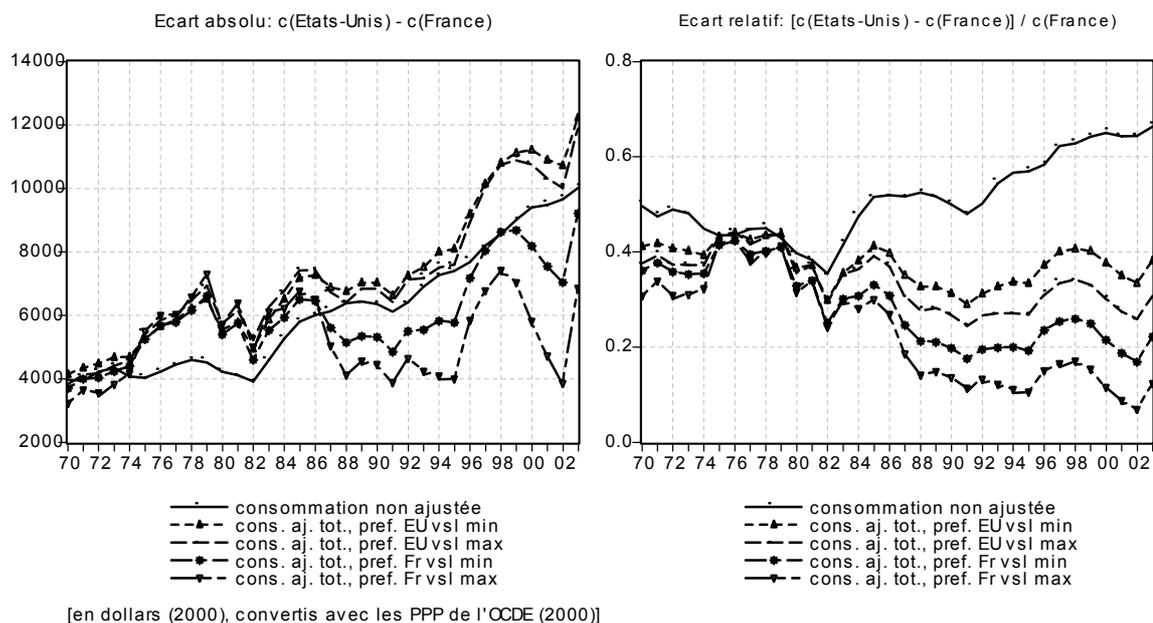


Si l'on adhère à cette position, alors les performances de divers pays ne peuvent être comparées qu'à la lumière de mesures de consommation ajustée reposant sur *un même* ensemble de paramètres de préférences. Cette restriction n'est pas sans importance pour la comparaison des conditions de vie en France et aux Etats-Unis. Comme le Graphe 6 le montre, les courbes de consommation ajustées sont sensibles aux paramètres de préférences utilisés. Adopter les paramètres de préférences français génère, pour les Etats-Unis, des ajustements plus grands que sous les préférences américaines. Au contraire, les paramètres de préférences américains mènent à des ajustements plus petits en France, comparés à ce qu'ils sont sous préférences françaises.

Par conséquent, les préférences communes utilisées pour la construction des mesures de consommation élargie affectent significativement l'écart entre les consommations ajustées des deux pays : comme le montre le Graphe 6, l'écart entre la France et les Etats-Unis est clairement plus grand lorsque les préférences américaines sont utilisées pour la comparaison.

Le rôle crucial joué par les préférences « de référence » est confirmé par le Graphe 7, qui montre l'écart entre la consommation ajustée en France et aux Etats-Unis, en termes absolus et relatifs, pour les bornes inférieure et supérieure de la valeur d'une vie statistique.

Graph 7 : Ecart absolu et relatif entre consommation ajustée en France et aux Etats-Unis.



Un premier enseignement du graphe de gauche, consacré à l'écart absolu, est que, quelle que soit la mesure de consommation considérée, il est indéniable que, durant la décennie 1990, la France a perdu du terrain, en termes absolus, sur les Etats-Unis. Cette observation tend à conforter la thèse du décrochage français sur cette période : effectuer des imputations monétaires pour les variations de mortalité, de loisir et d'exclusion à travers le temps ne remet pas en cause la tendance à la hausse de l'écart absolu durant les années 1990.

Ayant souligné ce point, il demeure que l'évolution de l'écart absolu entre la France et les Etats-Unis varie significativement selon les préférences « de référence », et selon l'estimation empirique de la valeur d'une vie statistique utilisée pour la construction de ces mesures. L'écart absolu entre les deux pays est davantage favorable aux Etats-Unis si les préférences américaines sont prises en compte, et si l'estimation inférieure de la valeur d'une vie statistique est utilisée.

L'évolution de l'écart *relatif* entre la performance des Etats-Unis et celle de la France (Graph 7, figure de droite) confirme l'existence d'un décrochage lors de la décennie 1990. Cependant, il est important de souligner que les ajustements effectués tendent à réduire la taille de l'écart relatif vis-à-vis de ce qu'il est en termes de consommation non ajustée : alors que cet écart a cru de 50 à 66 % de la consommation française en termes non ajustés (entre 1990 et 2000), la croissance de l'écart en termes ajustés est nettement plus faible.

Ici encore, il est important de signaler la sensibilité de l'écart mesuré aux préférences prises comme référence. L'écart relatif est, *ceteris paribus*, plus faible lorsque les ajustements sont

basés sur les préférences françaises que lorsqu'ils sont basés sur les préférences américaines. Ceci n'est pas surprenant, étant donné que les préférences françaises donnent un poids plus important à la longévité et au loisir, ainsi qu'un poids plus faible à l'exclusion.

Il n'est pas davantage surprenant que la borne supérieure de l'intervalle de la *VSL* mène à des écarts plus faibles *ceteris paribus*. Alors que l'écart relatif  $a$ , sous les préférences françaises, cru de 20 à 22 % de la consommation ajustée française entre 1990 et 2000 sous la borne inférieure de la *VSL*, l'écart  $a$  cependant reculé, de 13 à 12 %, sous la borne supérieure de la *VSL*.

Notons également que la comparaison des conditions de vie entre la France et les Etats-Unis dépend aussi fortement de l'*horizon temporel* étudié. Lorsque la comparaison se limite à la décennie 1990, la comparaison est très défavorable à la France. Cependant, si l'on considère la période 1970-2003, la comparaison devient moins défavorable à la France. Certes, sur cette période plus longue, l'écart *absolu* a cru significativement – même si l'évolution est moins préoccupante en termes ajustés sous préférences françaises qu'en termes non ajustés – mais, surtout, l'écart *relatif* a baissé, quelles que soient les préférences prises comme référence.

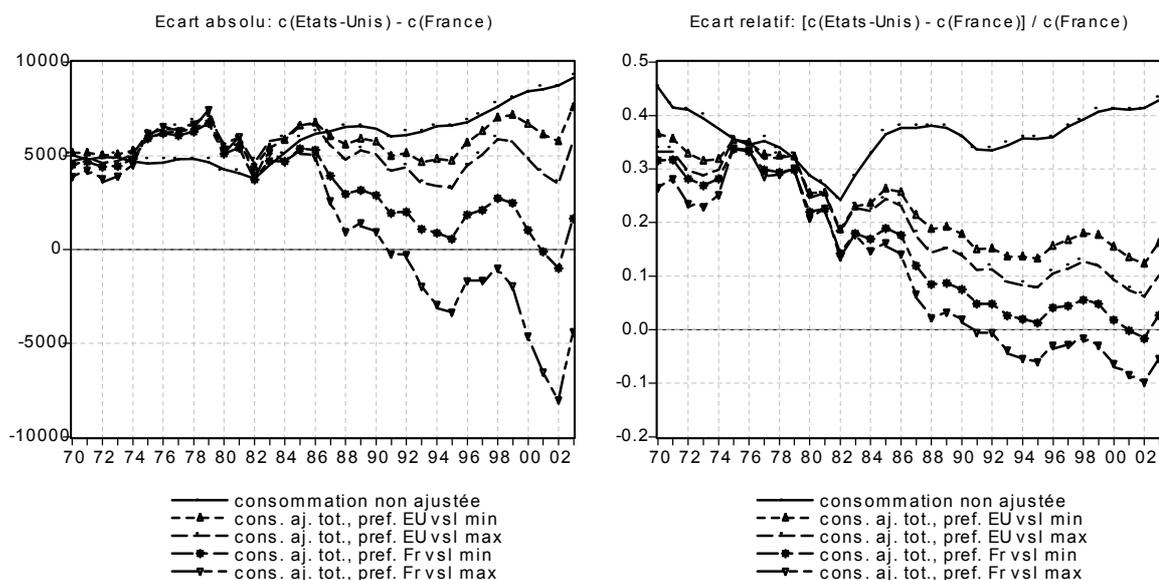
Ainsi, la comparaison des conditions de vie en France et aux Etats-Unis sur base de mesures de la consommation élargie dépend non seulement de l'adhérence à une conception absolue ou relative de l'écart, des préférences prises comme référence, et de la valeur d'une vie statistique utilisée pour les calibrations, mais, également, de l'horizon temporel étudié.

A côté de ces quatre facteurs, il convient d'en ajouter un cinquième : la conception plus ou moins élargie du concept de consommation utilisé comme base pour nos calculs. En effet, alors que les comparaisons ci-dessus supposaient que le bien-être par période dépend – outre du loisir et de l'exclusion – de la consommation privée, il n'est pas évident de justifier l'ignorance de la consommation des biens et services publics. Cette consommation n'est peut-être pas neutre pour nos comparaisons, l'Etat n'ayant pas la même taille relative aux Etats-Unis et en France.

Afin de prendre en compte le rôle de l'Etat dans la provision de biens et services, il est possible de recalculer les diverses mesures de consommation ajustée en se basant non plus sur les seules dépenses de consommation finale des ménages par tête, mais, plutôt, en se basant sur les dépenses de consommation finale « totales » par tête (égales aux dépenses de consommation finale des ménages par tête *plus* les dépenses de consommation finales de l'Etat par tête).

Comme le suggère le Graphe 8, qui est l'équivalent du Graphe 7, mais basé sur les statistiques de consommation « totale », le diagnostic sur l'évolution des conditions de vie en France devient moins sévère une fois la consommation publique prise en compte.

Graph 8 : Ecart absolu et relatif entre consommation « totale » ajustée en France et aux Etats-Unis, 1970-2003.



[en dollars (2000), convertis avec les PPP de l'OCDE (2000)]

Alors que l'écart absolu en termes de consommation non ajustée demeure croissant durant les années 1990, la hausse de l'écart absolu en termes ajustés sous les préférences américaines est maintenant beaucoup plus faible que sur base de la seule consommation privée. De plus, sous les préférences françaises, l'évolution, *décroissante*, de l'écart absolu sur la période 1970-2003 tend à être clairement en conflit avec la thèse du décrochage français. En termes relatifs, la comparaison devient encore moins défavorable à la France : l'écart relatif des consommations ajustées a clairement *diminué* entre 1970 et 2003, même si l'on se base sur les préférences américaines et sur l'estimation inférieure de la valeur d'une vie statistique.

Il est important de noter que la mesure dans laquelle les comparaisons basées sur un concept de consommation incluant la consommation publique sont supérieures à celles basées sur la seule consommation privée dépend du caractère adéquat de notre traitement de la consommation publique. On pourrait argumenter que la consommation publique, bien que valorisée, n'est pas valorisée par les individus de la même manière que la consommation privée. Ainsi, les comparaisons sous les hypothèses d'une consommation publique non valorisée ou d'une consommation publique valorisée comme une consommation privée doivent être considérées comme illustrant deux cas extrêmes, et doivent être interprétées comme telles.

## 5: Conclusions

Cet article avait pour but de jeter un regard neuf sur la « performance économique », au sens de North, de la France et des Etats-Unis. A cette fin, nous avons construit, pour la période 1970-2003, des statistiques de consommation ajustée, incluant des imputations monétaires pour les variations de longévité, de loisir et d'exclusion vis-à-vis de standards de référence.

Cette étude a montré qu'étendre l'évaluation de la performance économique d'une conception étroite du bien-être – la consommation – à un concept plus large ne laisse pas le diagnostic inchangé. Quelles conclusions peut-on tirer de nos calculs concernant la thèse du décrochage français ? En fait, comme cela est résumé par le Tableau 1, la principale conclusion est que la validité de la thèse du décrochage français dépend (1) des préférences prises comme référence ; (2) de l'adhérence à une conception absolue ou relative de l'écart entre pays ; (3) du traitement de la consommation publique; (4) de la valeur d'une vie statistique utilisée.

Table 1: Existe-t-il un décrochage français en termes de conditions de vie lors des 30 dernières années?

	Préférences	VSL	écart absolu	écart relatif
Consommation privée	Etats-Unis	Valeur inf.	↑	=
		Valeur sup.	↑	(↓)
	France	Valeur inf.	↑	↓
		Valeur sup.	↑	↓
Consommation totale	Etats-Unis	Valeur inf.	↑	↓
		Valeur sup.	↑	↓
	France	Valeur inf.	↓	↓
		Valeur sup.	↓	↓

Bien que les mesures ajustées de la consommation offrent un regard neuf sur la comparaison des conditions de vie en France et aux Etats-Unis, il est clair que leur construction pose plusieurs difficultés, qui demanderont une attention particulière dans les recherches futures.

La principale difficulté posée par l'approche suivie dans cet article concerne la calibration des paramètres de préférences, qui est loin d'être simple. Etant donné les imperfections des estimations empiriques de la valeur d'une vie statistique – et la forte sensibilité des mesures de consommation ajustée à celle-ci – notre recherche bénéficierait d'avancées dans ce domaine. Mais, comme cela a été mis en évidence ailleurs (voir Ponthière, 2006), même pour une estimation *donnée* de la valeur d'une vie statistique, les ajustements effectués dépendent significativement des paramètres  $\alpha$  et  $\gamma$ , ainsi que du postulat implicite – mais réel – d'un bien-

être sur la vie additif sur les périodes de vie, de sorte que, ici aussi, des estimations plus précises des paramètres de préférences caractérisant le bien-être temporel et le bien-être sur la vie seraient les bienvenues. De plus, étant donné que la perte de bien-être due à l'exclusion est également difficile à mesurer, notre travail bénéficierait grandement d'estimations additionnelles de celle-ci.

Une autre source d'améliorations potentielles concerne les données sur base desquelles les ajustements reposent. Par exemple, des séries statistiques plus riches distinguant le temps de travail domestique et le temps de loisir, et distinguant le chômage volontaire du chômage involontaire (source d'exclusion), permettraient sans aucun doute d'affiner notre diagnostic.

Enfin, une autre limitation de cette étude concerne sa neutralité vis-à-vis des inégalités, le bien-être social étant ici réduit au bien-être individuel moyen. Bien qu'une mesure davantage sensible aux inégalités n'inverserait probablement pas nos conclusions, un traitement plus fin des inégalités enrichirait certainement la comparaison internationale des conditions de vie.

En conclusion, la vertu principale de cette étude est de mettre en évidence que la comparaison de la performance économique de divers pays requiert des arbitrages difficiles. Parmi ces arbitrages, certains, comme le choix des préférences à utiliser comme référence pour la construction des mesures agrégées, sont susceptibles de demeurer sans solution, de sorte qu'une certaine dose d'arbitraire va subsister. Convertir des choses aussi différentes que la longévité, le loisir et l'exclusion en un bien de consommation hypothétique implique ainsi nécessairement un certain arbitraire. En somme, cette étude ne fait qu'exemplifier, dans le cadre de la mesure des conditions de vie, un principe général énoncé par Leontief (1966) : la variété *qualitative* ne peut être réduite qu'au prix d'une indétermination *quantitative* de plus en plus grande. Puissent les recherches futures contribuer à atténuer cette indétermination, ce prix à payer pour la difficile – mais indispensable – mesure de la performance économique d'une société.

## 6 : Bibliographie

- Alesina, A., Glaeser, E. & Sacerdote, B. (2005): 'Work and leisure in the US and Europe: why so different?', *CEPR Discussion Paper n° 5140*.
- Becker, G.S., Philipson, T.J., & Soares, R.R. (2005): 'The quantity and quality of life and the evolution of world inequality', *American Economic Review*, 95, 1, pp. 277-291.
- Beckerman, W. (1968): *An Introduction to National Income Analysis*, Weidenfeld and Nicolson, London.
- Beckerman, W. (1980): 'Comparative growth rates of "Measurable Economic Welfare": some experimental calculations', in R.C. Matthews (ed.): *Economic Growth and Resources*, vol. 2, Macmillan, London.
- Blanchflower, D. & Oswald, A. (2004): 'Well-being over time in Britain and the USA', *Journal of Public Economics*, 88, pp. 1359-1386.
- Blundell, R., Browning, M. & Meghir, C. (1994): 'Consumer demand and the life cycle allocation of household expenditures', *Review of Economic Studies*, 61,1, pp. 57-80.
- Browning, M., Hansen, L.P. & Heckman, J.J. (1999): 'Micro data and general equilibrium models', in J.B. Taylor & M. Woodford (eds.): *Handbook of Macroeconomics*, volume 1, Elsevier Science.
- Camdessus, M. (2004): *Le Sursaut. Vers une nouvelle croissance pour la France*, La Documentation Française, Paris.

- Costa, D. L. & Steckel, R. H. (1997): 'Long-term trends in health, welfare, and economic growth in the United States', in R.H. Steckel & R. Floud (eds.): *Health and Welfare during Industrialization*, University of Chicago Press.
- Crafts, N.F.R. (1997): 'The Human Development Index and changes in standards of living: some historical comparisons', *European Review of Economic History*, 1, pp. 299-322.
- Crafts, N.F.R. (2002): 'UK national income, 1950-1998: some grounds for optimism', *National Institute Economic Review*, 181, July.
- Dasgupta, P.S. (1993): *An Inquiry into Well-being and Destitution*, Oxford University Press, New-York.
- Elster, J. (1983): *Sour Grapes*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Gadrey, J. & Jany-Catrice, F. (2005): *Les nouveaux indicateurs de richesse*, La Découverte, Paris.
- Kahneman, D. & Tversky, A. (1979): 'Prospect theory: an analysis of decision under risk', *Econometrica*, 47, pp. 263-291.
- Lee, R. & Tuljapurkar, S. (1997): 'Economic consequences of aging for populations and individuals death and taxes: longer life, consumption and social security', *Demography*, 34, 1, pp. 67-81.
- Leontief, W. (1966): 'The problems of quality and quantity in economics', in *Essays in Economics*, Oxford University Press, Oxford.
- Marshall, A. (1890): *Principles of Economics*, 8<sup>th</sup> edition, Macmillan, London.
- Mesrine, A. (2000): 'La surmortalité des chômeurs : un effet catalyseur du chômage', *Economie et Statistique*, 334, n°4, pp. 33-48.
- Miller, T.R. (2000): 'Variations between countries in values of statistical life' *Journal of Transport Economics and Policy*, 34, 2, May, pp.169-188.
- Morris, M.D. (1979): *Measuring the Condition of the World's Poor*. Oxford: Pergamon Press.
- Nordhaus, W. D., and Tobin, J. (1972): 'Is growth obsolete?', in *Economic Growth, NBER 50<sup>th</sup> Anniversary Colloquia, Colloquium n°5*.
- Nordhaus, W.D. (2003): 'The health of nations: the contribution of improved health to living standards', in K.M. Murphy & R. Topel (eds.): *Measuring the gains from medical research: an economic approach*, The University of Chicago Press.
- North, D. C. (1994): 'Economic performance through time', *American Economic Review*, pp. 359-368.
- Osberg, L. & Sharpe, A. (2002): 'An index of economic well-being for selected OECD countries', *Review of Income and Wealth*, 48, 3, pp. 291-316.
- Pigou, A.C. (1928): *The Economics of Welfare*, Macmillan, London.
- Ponthiere, G. (2006): *Essays on the Measurement of Changes in Lifetime Welfare over Time*. Ph.D. thesis, University of Cambridge.
- Prescott, E.C. (2004): 'Why do Americans work so much more than Europeans?', *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 28, 1, July, pp 2-13.
- Sandberg, L. G. & Steckel, R. H. (1997): 'Was industrialization hazardous to your health? Not in Sweden!', in R.H. Steckel & R. Floud (eds.): *Health and Welfare during Industrialization*, University of Chicago Press.
- Sen, A.K. (1973): 'On the development of basic income indicators to supplement GNP Measures', *United Nations Bulletin for Asia and the Far East*, 24, pp. 1-11.
- United Nations Development Program (1990): *Human Development Report*, Oxford University Press, New-York.
- Usher, D. (1973a): 'An imputation to the measure of economic growth for changes in life expectancy', in M. Moss (ed.): *The Measurement of Economic and Social Performance*, NBER, *Studies in Income and Wealth*, vol. 38.
- Usher, D. (1973b): 'Comment on Nordhaus and Tobin' in M. Moss (ed.): *The Measurement of economic and social performance*, NBER, *Studies in Income and Wealth*, vol. 38.
- Usher, D. (1980): *The Measurement of Economic Growth*, Columbia University Press, New York.
- Viscusi, W.K. & Aldy, J.E. (2003): 'The value of a statistical life: a critical review of market estimates throughout the world', *Journal of Risk and Uncertainty*, 27, 1, pp. 5-76.
- Weisbrod, B.A. (1962): 'An expected measure of economic welfare', *Journal of Political Economy*, 70, pp. 355-367.
- Williamson, J.G. (1984): 'British mortality and the value of life, 1781-1931', *Population Studies*, 38, pp. 157-172.

## 7: Annexe

### *Construction des profils de consommation par âge*

Les profils de consommation pour la France et les Etats-Unis ont été construits sur base du profil estimé par Lee et Tuljapurkar (1997) pour les Etats-Unis (1987) sur base du *1987 Consumer Expenditures Survey*. Le profil estimé par Lee et Tuljapurkar concernait la consommation individuelle « généralisée », incluant non seulement les dépenses de consommation privée, mais aussi la consommation de services publics (santé et éducation). Sur base de la structure par âge de 1987 (sources : *Human Mortality Database*) et du profil (lissé) de Lee et Tuljapurkar, une

consommation généralisée par tête a été estimée pour 1987. Ensuite, sur base de l'hypothèse que le profil de consommation totale a la même forme que le profil de consommation généralisée, un profil de consommation totale a été estimé pour 1987. Sur base de ce profil, un ensemble de pondérations par âge a été extrapolé, ce qui a permis, pour chaque année étudiée, de dériver un profil de consommation totale ayant la même forme que celui de 1987, et impliquant, sous la structure par âge de l'année en question, la consommation totale par tête mesurée pour cette année-là (sources : *OECD National Accounts 2005*). Ainsi, chaque année est caractérisée par un profil de consommation totale ayant la même forme que celui mesuré en 1987 par Lee et Tuljapurkar, mais différant selon le niveau général du profil (chaque profil menant, sous la structure par âge de l'année étudiée, à la consommation totale par tête de cette année).

La même technique a été utilisée pour extrapoler, pour chaque année, un profil de consommation privée de la même forme que celui estimé par Lee et Tuljapurkar, mais menant, sous la structure par âge de l'année étudiée, à la consommation privée par tête mesurée lors de l'année en question.

Pour la construction des profils de consommation en France, la même méthode a été utilisée, sur base des structures par âge de la France (sources : *Human Mortality Database*) et des statistiques de consommation moyenne annuelles de la France (sources : *OECD National Accounts 2005*), ce qui revient à supposer que la forme générale des profils de consommation par âge en France peut être approximée par celle des profils prévalant aux Etats-Unis.

#### *Construction des profils de temps de loisir par âge*

Les profils de temps de loisir ont été obtenus, pour chaque pays, en calculant le nombre annuel moyen d'heures de loisir à chaque âge. Le nombre annuel moyen d'heures de loisir par âge a été obtenu comme suit.

Alors que le nombre annuel d'heures de loisir pour les personnes employées d'âge compris entre 15 et 64 ans vient de l'*OECD Labour Statistics Database* (voir *supra*), des hypothèses doivent être faites en ce qui concerne le temps de loisir des autres groupes, c'est-à-dire les personnes d'âge inférieur à 15 ans et supérieur à 65 ans, les personnes non employées d'âge compris entre 15 et 64 ans (chômeurs et non actifs). Les mêmes hypothèses ont été faites pour la France et les Etats-Unis.

En ce qui concerne les personnes d'âge inférieur à 15 ans, il est raisonnable de supposer que ces personnes vont à l'école 9 mois par année et ont 3 mois de congés scolaires. Chaque semaine, il existe un total de  $7 \times 16 = 112$  heures disponibles. Alors que, durant les vacances, les enfants ont 16 heures de loisir par jour, ce temps est réduit pour une journée à l'école: étant donné qu'un enfant va à l'école environ 32 heures par semaine, cela implique qu'en dehors des vacances scolaires, le loisir hebdomadaire est d'environ  $112 - 32 = 80$  heures par semaine, c'est-à-dire environ 11,43 heures de loisir par jour. Ainsi, le loisir annuel moyen d'un enfant est égal à  $(9/12) \times (11,43) + (3/12) \times (16) = 12,57$  heures. En multipliant, pour chaque année, ce nombre par le nombre de jours, on obtient le loisir annuel moyen pour une personne de moins de 15 ans d'âge.

Les personnes de plus de 65 années sont supposées bénéficier d'un temps totalement consacré au loisir, c'est-à-dire de 16 heures de loisir par journée. Les personnes non actives âgées entre 15 et 64 ans sont aussi supposées bénéficier d'un temps totalement consacré au loisir (16 heures par jour). Etant donné que certaines personnes de cet âge sont étudiants, et ne bénéficient donc pas d'autant de loisir, ceci peut mener à une légère surestimation du loisir

pour ce groupe. En ce qui concerne les personnes au chômage d'âge compris entre 15 et 64 ans, elles sont supposées chercher après un emploi environ 4 heures par jour, de sorte que leur loisir quotidien moyen est d'environ 12 heures.

A la lumière de ces hypothèses, on peut ensuite, sur base de la décomposition de la population d'âge compris entre 15 et 64 ans en catégories « employé », « chômeur » et « non actif » (sources : *OECD Labour Force Database*), extrapoler le temps de loisir annuel moyen par personne pour chaque groupe d'âge, et, ensuite, le profil de temps de loisir moyen pour la population entière.

#### *Construction des profils d'exclusion économique par âge*

Les profils d'exclusion économique sont, pour chaque pays, construits sur base des statistiques de chômage pour les groupes d'âge: 15-19 ans, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44, 45-49, 50-54, 55-59, et 60-64 ans (sources: *OECD Labour Force Database*). Etant donné que le chômage est ici supposé totalement involontaire, le profil d'exclusion économique par âge peut être obtenu en calculant, pour chaque groupe d'âge, la proportion des personnes exclues comme la proportion des personnes au chômage dans ce groupe. Vu qu'une certaine partie du chômage est volontaire – et donc non source d'exclusion – les profils ainsi obtenus pourraient surestimer l'importance de l'exclusion. Cependant, il est important de noter ici que les profils ainsi dérivés ne traitent comme exclus que les chômeurs, alors que de nombreux travailleurs, par exemple seniors, ont été plus ou moins forcés de quitter la population active, de sorte que les profils dérivés pourraient sous-estimer l'importance de l'exclusion pour ces âges-là. Les profils dérivés semblent ainsi être de bonnes approximations.

Tout au long de notre étude, les probabilités d'exclusion par âge  $x_i^j$  correspondent aux profils de taux de chômage par âge ainsi calculés. Naturellement, étant donné que des individus du même âge ne font pas nécessairement face aux mêmes risques de chômage/exclusion (notamment, en fonction de leur éducation et de leur expérience professionnelle passée), postuler un tel ensemble « moyen » de probabilités d'exclusion par âge implique une forte simplification. Cependant, étant donné que la mesure produite porte seulement sur les conditions de vie « moyennes » dans une société, et non sur les inégalités existant dans celle-ci, cette simplification est, dans le cadre de la présente étude, bénigne.

#### **Notes**

---

<sup>1</sup> Pour un constat de ce décrochage – et des remèdes pour en sortir – voir le rapport de Michel Camdessus (2004).

<sup>2</sup> Sources: *OECD National Accounts Statistics 2005* [disponible à <http://www.oecd.org/home/>, liens vers Statistics, National Accounts, Annual National Accounts for OECD Countries – Data from 1970 onwards].

<sup>3</sup> Les causes du différentiel observé pour le temps de loisir ont récemment donné lieu à de nombreux débats: alors que Prescott (2004) a argumenté que ce différentiel est dû exclusivement à des différences dans les taux marginaux de taxation, Alesina *et al* (2005) ont défendu que le différentiel est dû à la plus forte influence des syndicats en Europe, et aux réglementations du marché du travail.

<sup>4</sup> Les statistiques de chômage proviennent de l'*OECD Labour Force Statistics* (2005). Les statistiques d'espérance de vie proviennent de la *Human Mortality Database* (2005) [disponible sur <http://www.mortality.org/>.] Les statistiques du temps de travail proviennent de l'*OECD Labour Force Statistics* (2005).

<sup>5</sup> Sur les diverses techniques, voir Beckerman (1969) et Gadrey et Jany-Catrice (2005).

<sup>6</sup> Voir également l'indicateur développé par Morris (1979), et, plus récemment, par Osberg et Sharpe (2002).

<sup>7</sup> Pour une critique de la nature arbitraire des pondérations utilisées dans l'IDH, voir Dasgupta (1993).

<sup>8</sup> Voir l'article de Sen (1973) pour l'ensemble des corrections à apporter aux comptes nationaux.

<sup>9</sup> Pour des applications de la technique de Usher, voir Williamson (1984), Crafts (1997, 2002), Costa et Steckel (1997), Sandberg et Steckel (1997), Nordhaus (2003), et Becker *et al* (2005).

<sup>10</sup> Par simplicité, le départ à la retraite est ignoré dans le Graphe 1.

<sup>11</sup> Il est important de noter que des études démographiques suggèrent que la mortalité n'est pas indépendante de l'exclusion économique (voir Mesrine, 2000), de sorte que  $p_t^{i,j}$  et  $q_t^{i,k,j}$  peuvent dépendre l'une de l'autre.

<sup>12</sup> Etant donné que seuls les adultes en âge de travailler sont supposés ici être sujets à l'exclusion économique, la probabilité  $x_j$  est égale à 0 si  $j$  est en dehors de l'intervalle d'âge  $[a^{in}, a^{out}]$ , où  $a^{in}$  et  $a^{out}$  dénotent les âges légaux d'entrée et de sortie sur le marché du travail (généralement 18 et 65 ans).

<sup>13</sup> Si  $\sigma$  est égal à 1, (3) est proche de la forme fonctionnelle proposée par Browning *et al* (1999, p. 599).

<sup>14</sup> Voir l'annexe pour les sources et les calculs de ces profils.

<sup>15</sup> Il est important de souligner la nature hypothétique des mesures de consommation ainsi construites. Par exemple, changer les conditions de survie peut affecter d'autres variables de l'économie.

<sup>16</sup> Sur la construction d'une telle mesure, voir Usher (1973b) et Beckerman (1980).

<sup>17</sup> Pour un autre indicateur prenant en compte l'exclusion (sous la forme du chômage), voir Weisbrod (1962).

<sup>18</sup> L'expression (3) suppose que les élasticités de substitution intertemporelle pour la consommation et le loisir sont égales. Notons que les études empiriques estimant l'*ies* pour l'offre de travail reportées dans Browning *et al* (1999) suggèrent que, bien l'*ies* estimée est, en valeur absolue, plus grande pour les femmes que pour les hommes, l'*ies* moyenne pour le loisir est très proche de l'*ies* moyenne pour la consommation, de sorte que l'hypothèse implicite dans (3) semble être une approximation plausible.

<sup>19</sup> Le loisir est ici défini dans son sens large, utilisé chez Prescott (2004) et Alesina *et al* (2005), c'est-à-dire, toute activité non-marchande (par exemple la production domestique). Voir l'Annexe pour le calcul des données de loisir.

<sup>20</sup> Notre oubli délibéré des personnes exclues peut être justifié par le fait que celles-ci ne sont pas en position de choisir leur temps de travail, de sorte qu'elles ne peuvent jouer un rôle pour la calibration du paramètre  $\sigma$ .

<sup>21</sup> Sources : OCDE (voir *supra*). Le temps maximum disponible est ici  $365 \times 16$  heures = 5840 heures par année.

<sup>22</sup> Les taux de taxation 'all in' viennent de la *OECD Taxation Database* (disponible à <http://www.oecd.org/home/>, liens vers Statistics, Finance, Taxation, Taxing Wages 2002-2003). Voir *supra* pour la consommation.

<sup>23</sup> Exprimée en dollars de la décennie 1990.

<sup>24</sup> Etant donné que la *premium* reflète l'effet 'pur' du chômage, il est supposé ici que le temps de loisir et la consommation sont les mêmes dans chaque état (employé et non employé), et égaux à leurs niveaux moyens pour la population entière (c'est-à-dire pondérés par la structure de la population).

<sup>25</sup> Vu que les études sur la VSL ignorent la relation entre VSL et chômage, nous ignorons ici le coût du chômage.

<sup>26</sup> Par simplicité, l'expression (12) est basée sur l'hypothèse d'attentes neutres.

<sup>27</sup> A cette fin, le premier facteur de (12) est ignoré, tandis que les statistiques de longévité de référence sont les espérances de vie moyennes pondérées par les structures par âges, calculées pour la France et les Etats-Unis, sur base des tables de mortalité et des structures par âges des populations étudiées (sources: *Human Mortality Database*, disponible à <http://www.mortality.org/>; âge maximum = 95 ans).

<sup>28</sup> Voir l'Annexe pour la construction des profils de consommation, loisir, et exclusion.

<sup>29</sup> La consommation annuelle constante équivalente est défini comme le profil constant de consommation générant un bien-être agrégé attendu exactement équivalent au bien-être agrégé attendu sous le profil de consommation par âge qui prévaut, toutes autres choses étant égales par ailleurs.

<sup>30</sup> Le Graphe 4 est basé sur la valeur inférieure de la valeur d'une vie statistique.