

SESSION 1
AU-DELÀ DU PIB : À LA RECHERCHE
D'INDICATEURS SYNTHÉTIQUES
LA PRISE EN COMPTE DU BIEN-ÊTRE

LA « COMMISSION STIGLITZ » : OÙ EN EST-ON ?

Jean-Etienne CHAPRON
Rapporteur général de la Commission
INSEE

Par le niveau d'expertise de ses dirigeants comme par l'ambition de son objet, la *Commission sur la mesure de la performances économique et du progrès social* a suscité un grand intérêt dans les médias comme dans les milieux économiques et statistiques dès l'annonce de sa création, au début de 2008.

Sous la présidence de Joseph Stiglitz, assisté d'Amartya Sen comme conseiller, Jean-Paul Fitoussi étant chargé de la coordination d'ensemble des travaux, la commission est chargée d'identifier les limites du PIB comme indicateur de performance économique et de progrès social, d'examiner quel supplément d'information est nécessaire pour produire une image plus pertinente, de discuter quelle en serait la présentation la plus appropriée, et de vérifier la faisabilité des instruments de mesure proposés.

Cette ambition répond aux inquiétudes exprimées depuis plusieurs décennies sur la pertinence des mesures actuelles de la performance économique, notamment celles fondées sur les chiffres du PIB. En outre, la remise en question de ces chiffres vise plus largement leur validité comme mesures du bien-être social, ainsi que du développement durable économique, écologique et social.

L'initiative est venue du président de la République française et le financement est assuré en quasi-totalité par le gouvernement français¹. Cependant, le travail de la commission ne se limite pas à la France, ni aux pays développés. Le résultat des travaux de la commission sera rendu public, pour que tous les pays ou groupes de pays intéressés puissent s'en inspirer.

Les diapositives présentées au colloque de l'Association de comptabilité nationale le 4 juin 2008 précisent les objectifs généraux et le mode de fonctionnement de la commission (souvent surnommée *commission Stiglitz*, du nom de son président). La dimension internationale se reconnaît notamment au fait que seuls huit des vingt-sept membres sont français ; en outre, l'OCDE, la Banque Mondiale, le Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD) et la Conférence des Nations Unies pour la Coopération et le Développement (CNUCED) y sont représentées au plus haut niveau.

Le souci de transparence annoncé dans l'exposé du 4 juin s'est depuis matérialisé notamment par l'ouverture sur Internet du site de la commission, accessible publiquement et gratuitement. On trouve sur ce site des informations détaillées sur la composition de la commission, les comptes rendus de ses réunions, et la note problématique remise au président de la République française le 29 juillet 2008². Les visiteurs peuvent, s'ils le désirent, laisser un message à la commission reflétant leurs attentes, leurs interrogations et leurs critiques éventuelles grâce à une « boîte aux lettres » électronique accessible à partir de la page d'accueil du site.

¹ On doit toutefois noter que les experts apportent leur travail gratuitement, ne recevant aucune rémunération, sauf le défraiement de leurs déplacements, et que l'OCDE apporte une contribution en nature en mettant deux économistes de haut niveau à la disposition de la commission comme membres de l'équipe de rapporteurs.

² Le site est accessible par le lien suivant : <http://www.stiglitz-sen-fitoussi.fr/en/index.htm>.

Le travail de la commission est préparé par ses trois groupes de travail permanents, *Classical GDP Issues*, *Sustainable Development and Environment*, et *Quality of Life*, créés dès la première réunion plénière des 22 - 23 avril 2008. Il est rythmé par les réunions plénières qui examinent et valident les textes préparés par les groupes de travail. La deuxième réunion plénière de la commission se tient à New York dans les premiers jours de novembre 2008. A son ordre du jour figure une première ébauche du rapport, dite « rapport intérimaire ». Une seconde version du rapport intérimaire est prévue pour la troisième réunion plénière, fin-janvier 2009 à Paris. Le projet de rapport final est examiné, puis amendé, et la version finale publiée après la quatrième session plénière qui se tient fin-avril 2009 à Paris.

La « Commission Stiglitz » : Où en est-on ?

Jean-Etienne Chapron
Insee
Rapporteur général

J.-E. Chapron, ACN 2008,
"Commission Stiglitz" 1

Mise en place de la Commission

- Une initiative de l'Elysée ...
- ... qui part d'un problème fort ancien
 - le mot et la chose,
 - le chiffre et le concept,
 - le PIB et le progrès ...
- ... et toujours d'actualité

J.-E. Chapron, ACN 2008,
"Commission Stiglitz" 2

Les préoccupations de base

- Le PIB rend-il bien compte de la performance économique ?
- Au-delà de la performance économique, quelle mesure du progrès social ?
- Le développement est-il durable au plan économique, social, environnemental ?

J.-E. Chapron, ACN 2008,
"Commission Stiglitz" 3

Une problématique largement répandue

- La commission Brundtland (1987) et le Développement Durable
- Le Développement humain vu par le PNUD et l'Indice de Développement Humain (1990)
- Le projet global de l'OCDE « Mesurer le progrès des sociétés »
- Le groupe de travail ONU/OCDE/Eurostat sur les statistiques de développement durable

J.-E. Chapron, ACN 2008,
"Commission Stiglitz" 4

Objectifs généraux

- Quelles sont les limites du PIB comme indicateur de performance économique et de progrès social ?
- Quelle information additionnelle ?
- Comment la présenter ?
- Est-ce faisable maintenant ? demain ? plus tard ?

J.-E. Chapron, ACN 2008,
"Commission Stiglitz"

5

Calendrier d'ensemble

- Note problématique : juillet 2008
- Rapport intérimaire : automne 2008
- Rapport final : printemps 2009

J.-E. Chapron, ACN 2008,
"Commission Stiglitz"

6

Composition

- 27 experts, dont 8 français
- 4 experts viennent de l'OCDE, du PNUD, de la CNUCED, de la Banque Mondiale
- Président : Joseph Stiglitz
- Conseiller du président : Amartya Sen
- Coordinateur : Jean-Paul Fitoussi
- Un rapporteur général et 7 rapporteurs (2 OFCE, 2 OCDE, 3 Insee)

J.-E. Chapron, ACN 2008,
"Commission Stiglitz"

7

Mode de travail

- Réunions plénières en avril 2008, novembre 2008, janvier 2009, et avril 2009
- Trois groupes de travail permanents
 - *Classical GDP Issues*
 - *Sustainable Development and Environment*
 - *Quality of Life*
- Site de travail Internet sécurisé

J.-E. Chapron, ACN 2008,
"Commission Stiglitz"

8

Relations extérieures

- Site web ouvert fin-juin (Insee et OFCE)
- Transparence
- Contacts avec la société civile (ex. : audition FAIR pendant la réunion d'avril)
- Contacts avec les services statistiques nationaux et internationaux
- Tests de faisabilité (France, USA, ...)

J.-E. Chapron, ACN 2008,
"Commission Stiglitz"

9

MESURER LE NIVEAU DE VIE : REVENU ÉQUIVALENT ET AUTRES APPROCHES

*Marc FLEURBAEY
Université Paris Descartes, CNRS*

Résumé

Cet article examine les différentes approches visant à mesurer le niveau de vie. Il se concentre en particulier sur l'approche du revenu équivalent, qui occupe une position intermédiaire intéressante entre la monétarisation par les prix (actuels ou fictifs) et les approches subjectives. Il montre comment cette approche s'enracine dans la tradition de l'économie du bien-être et la théorie du choix social, et examine les possibilités et les difficultés de sa mise en œuvre.

1 Introduction

La définition d'une bonne mesure du niveau de vie des individus ou des ménages fait appel à des considérations statistiques, factuelles et normatives. Statistiques, car il s'agit de mobiliser les données existantes, ou de concevoir de nouvelles formes de collecte de données, permettant de s'approcher au mieux du concept visé. Factuelles, puisque l'objectif est entre autres de décrire fidèlement les conditions de vie des populations concernées. Normatives, enfin, car le tri entre ce qui est pertinent et ce qui ne l'est pas, dans la description des conditions de vie, renvoie à des choix normatifs.

A ce sujet, l'économie du bien-être s'est traditionnellement centrée sur la notion d'utilité subjective, mais n'a jamais réussi à rendre cette notion véritablement opérationnelle. Il est même généralement considéré que cette notion n'a abouti qu'à des impasses théoriques (théorème d'Arrow)³ et empiriques ("no bridge", incomparabilité interindividuelle).⁴ Les études sur la satisfaction dans la vie exprimée dans les enquêtes, qui se sont multipliées depuis quelques années,⁵ sont une source intéressante d'enseignements sociologiques, mais occupent une place controversée sur la scène des théories normatives.

Les théories de la justice, depuis Rawls, se sont en effet éloignées de la tradition utilitariste centrée sur l'utilité subjective, pour mesurer la situation des individus en des termes très proches de la notion de niveau de vie. Rawls et Dworkin,⁶ en particulier, proposent de s'intéresser aux ressources (externes mais aussi internes pour Dworkin) dont disposent les individus, l'idée étant que lorsque les ressources sont équitablement distribuées, leur utilisation relève de la responsabilité des individus. La notion de capacités chez Sen⁷ est plus vague et englobante, mais elle vise aussi à mesurer le niveau de vie plutôt que l'utilité au sens traditionnel.

Diverses considérations conduisent ces auteurs à proposer d'abandonner une approche purement subjective pour s'intéresser davantage au niveau de vie. En premier lieu, la justice sociale ne consiste pas à répartir le bonheur, mais les moyens de mener la vie que l'on souhaite. Les individus ne sont pas simplement des récipients passifs qu'il faudrait remplir de bonheur, mais des agents autonomes qui doivent pouvoir maîtriser leur histoire personnelle. En second lieu, il est normal que les individus souffrant de handicaps particuliers bénéficient de ressources supplémentaires, mais on imagine mal un individu demander des ressources supplémentaires en présentant ses objectifs plus ambitieux comme un handicap dans la réalisation du bonheur. Les individus doivent assumer leurs ambitions particulières comme relevant de leur responsabilité. En troisième lieu, l'expérience subjective est fortement marquée par l'adaptation aux circonstances, ce qui fait de l'utilité subjective un piètre guide pour réparer les injustices. Il est heureux que les humains ajustent leurs objectifs à leurs possibilités, mais cela rend leur subjectivité trop endogène pour calibrer des transferts de ressources socialement organisés. En quatrième lieu, il paraîtrait déplacé de réaliser l'égalité de bonheur par des moyens purement psychologiques, sans s'attaquer aux sources des inégalités objectives. La distribution d'euphorisants aux pauvres ne ferait qu'ajouter au caractère révoltant de la situation. Les situations objectives semblent donc bien compter pour elles-mêmes, indépendamment de leur appréciation subjective par les personnes concernées.

Ces considérations, il faut le souligner, ne remettent pas en cause l'idée que la satisfaction des préférences individuelles, en ce qui concerne le choix des consommations et du style de vie en général, reste une valeur importante. Les auteurs cités ci-dessus refusent d'égaliser les "utilités subjectives", mais, en proposant de rechercher l'égalité des ressources, des opportunités ou des capacités, ils veulent donner à chacun les moyens de mener sa vie comme il l'entend, en utilisant ses ressources à sa guise, ou en choisissant ses options préférées parmi celles qui lui sont offertes. Pour illustrer ces distinctions, prenons l'exemple simple du partage d'un gâteau. Supposons que les individus ont des préférences croissantes par rapport à la consommation du gâteau. Il est donc souhaitable de distribuer tout le gâteau et de n'en gaspiller aucune miette, si l'on veut satisfaire les préférences individuelles. Mais si on partage le gâteau en parts égales, on égalise les ressources et non pas l'utilité subjective,

³ Arrow (1951). Pour une introduction à la théorie du choix social, V. Arrow, Sen, Suzumura (1997, 2002), Gaertner (2006).

⁴ V. Robbins (1932).

⁵ V. Frey et Stutzer (2002), Layard (2005).

⁶ V. Rawls (1971, 1982), Dworkin (2000).

⁷ V. Sen (1985, 1992, 1999a). Une approche similaire est défendue par Cohen (1989).

qui peut être très inégale d'un individu à l'autre. On peut donc à la fois égaliser les ressources (plutôt que l'utilité) et chercher à satisfaire les préférences individuelles.

A ces développements philosophiques fait écho l'émergence de la théorie des allocations équitables, qui cherche à définir une forme d'égalité des ressources, tout en tenant compte des préférences individuelles pour composer les paniers consommés. Cette théorie s'est d'abord concentrée sur la définition des allocations efficaces et équitables,⁸ et s'est plus récemment étendue pour définir des critères de classement de toutes les allocations.⁹ Il y a une proximité assez nette, en ce qui concerne les principes de base, entre ces critères et les théories philosophiques de l'égalité des ressources évoquées ci-dessus. Notons au passage que le niveau de vie, défini en termes de dépense, bien distincte de l'utilité subjective, est aussi au cœur de l'analyse coût-bénéfice, mais les raccourcis méthodologiques de cette approche sont très critiqués par les théoriciens (V. ci-dessous).

En dépit de ces développements convergents, la multiplicité des théories normatives montre qu'il est vain d'espérer arriver à des conclusions fermes et univoques sur la "bonne" définition du niveau de vie. Il peut être plus instructif d'envisager l'ensemble des options a priori raisonnables, et de chercher à décrypter, pour chaque choix de mesure, les présupposés implicites.

En particulier, lorsque l'on mesure les inégalités relatives à une certaine grandeur, et que l'on préfère les situations où elles sont plus faibles, cela signifie implicitement, en général, que l'on aimerait réaliser l'égalité dans la grandeur considérée. "Dis-moi comment tu mesures les inégalités, je te dirais quelle est ta théorie de la justice..." Il est donc utile, lorsque l'on examine une mesure possible du niveau de vie, de se demander si l'égalité de cette mesure dans la société serait un objectif souhaitable ou non. Ce test, que l'on va appeler ici le "test d'égalité", éclaire bien des considérations usuelles relatives à la mesure du niveau de vie. Par exemple, on critique le revenu annuel comme une mesure trop partielle qui néglige le patrimoine ou les possibilités de loisir, précisément parce que l'égalité des revenus annuels n'éliminerait pas les inégalités dans ces autres dimensions. Certes, le test d'égalité ne doit pas être utilisé de façon trop systématique, car on peut très bien s'inquiéter d'inégalités excessives dans un domaine sans désirer pour autant une égalité parfaite. Mais c'est quand même un outil éclairant, dont on se servira ci-dessous.

Un autre test qui servira fréquemment ci-après est le "test de préférences", qui consiste à vérifier si une grandeur envisagée respecte les préférences des individus concernés. Ce test fonctionne de la façon suivante. Si deux individus ont les mêmes préférences et sont d'accord pour estimer que l'un d'eux a une situation strictement préférable à l'autre, alors la grandeur envisagée doit, pour satisfaire le test, les classer dans le même ordre. On reviendra ci-dessous sur le caractère plus ou moins important du respect des préférences individuelles dans la mesure du niveau de vie, ainsi que sur les divers types de préférences qui peuvent être considérées à ce propos.

Le texte qui suit est structuré de la façon suivante. La section 2 décrypte certains présupposés implicites au fait que l'on s'intéresse au revenu plutôt qu'au panier de consommation dans le détail, ou à l'utilité subjective. La section 3 porte sur les limites du revenu comme indicateur de niveau de vie, dans la perspective du respect des préférences individuelles, et introduit la notion de revenu équivalent, qui est examinée plus en détail dans la section 4. La section 5 aborde le problème de la prise en compte de dimensions supplémentaires dans la définition du niveau de vie. La dernière section s'interroge sur la voie à suivre pour développer des améliorations à la mesure du niveau de vie.

2 Pourquoi le revenu plutôt que le panier de consommation ou l'utilité ?

Le simple fait de s'intéresser au revenu, comme cela est si courant dans les études des inégalités, plutôt qu'au panier précis consommé par les individus ou ménages est déjà un choix éthique très particulier, dont il est intéressant d'explicitier les présupposés. D'ailleurs, il existe des mesures alternatives (comme les indicateurs de déprivation)¹⁰ qui portent sur les paniers de consommation ou du moins certains aspects de ces paniers, sans procéder à une synthèse en termes de valeur monétaire.

⁸ Cf Kolm (1972), Moulin et Thomson (1997).

⁹ Cf Maniquet (1999, 2007).

¹⁰ Les indicateurs de déprivation sont utilisés dans l'étude de la "pauvreté en conditions de vie". Cf Lollivier et Verger (1997).

2.1 Revenu et choix dans un budget

Considérons une économie à deux biens, viande et légumes. Il y a une seule période, de sorte que la question de l'épargne (qui introduit une différence supplémentaire entre revenu et consommation) est absente. Aline consomme le panier (10,20), et Brigitte le panier (20,10). Supposons que ces deux personnes ne souffrent d'aucun besoin ou handicap particulier. Pour comparer leur situation, pourquoi serait-il pertinent de considérer la valeur marchande de ces paniers ? Si Aline et Brigitte vivaient dans un camp de réfugiés, géré par une ONG ayant fourni les quantités totales (30,30) et en ayant assuré la distribution, il ne serait pas si évident de s'intéresser au "revenu".

Par contre, effectivement, si Aline et Brigitte vivent dans une économie de marché, où les individus sont libres d'avoir n'importe quelles préférences et de choisir leur panier préféré sous leur contrainte budgétaire, alors il peut apparaître pertinent d'observer les ensembles de budget et de comparer les situations individuelles en termes d'ensemble de budget. Si Aline a un revenu de 50 et Brigitte un revenu de 40 (les prix de la viande et des légumes étant respectivement 1 et 2), et qu'elles ont choisi leur panier sous la contrainte de budget définie par ces niveaux de revenu, cela peut avoir du sens de dire qu'Aline est avantagée. Cela a du sens par exemple si l'on considère que ses préférences personnelles et son choix particulier de consommation sont sans importance, et que la seule chose qui compte est l'ensemble des options disponibles, qui est ici un ensemble de budget.

	Situation 1	
	Aline	Brigitte
Revenu	50	40
Viande (prix=1)	10	20
Légumes (prix=2)	20	10

2.2 Les préférences comptent-elles ?

Quand on dit que les préférences personnelles "sont sans importance", cela ne veut pas nécessairement dire que la satisfaction des préférences est un objectif sans valeur. On peut vouloir au contraire satisfaire les préférences, mais n'accorder aucune importance au fait qu'un individu préfère la viande aux légumes ou vice versa, et vouloir donc satisfaire les préférences quelles qu'elles soient. Procédons ici au test d'égalité, qui peut éclairer la signification de l'indicateur revenu. Que signifie la comparaison des revenus si on l'interprète comme une recherche d'égalité des budgets ? En cherchant à donner aux individus des ensembles de budget identiques, on promeut la satisfaction de leurs préférences, sans donner de faveur pour avantager ceux qui ont tel ou tel type de préférences. La neutralité vis-à-vis des préférences est le présupposé principal qui peut justifier, si on l'adopte, d'ignorer complètement le panier consommé pour se concentrer sur l'ensemble de budget.

Pour vérifier que le revenu n'est pas un indicateur qui va à l'encontre de la satisfaction des préférences, dans le contexte simple où les individus choisissent librement dans leur ensemble de budget, on peut procéder au test de préférences. Prenons deux individus qui ont les mêmes préférences, et auxquels on donne des budgets différents. Comme ils ont les mêmes préférences ils seront d'accord pour dire lequel des deux a le meilleur panier, et ce sera celui qui a le revenu le plus élevé. Donc, comparer leurs situations en termes de revenu respecte leurs préférences.

2.3 L'utilité compte-t-elle ?

Le test de préférences concerne les préférences ordinales, c'est-à-dire le simple classement des paniers. Or, deux individus aux mêmes préférences ordinales peuvent avoir des utilités "cardinales" très différentes. Avec le même panier, l'un peut être très insatisfait et avoir une faible utilité, tandis que l'autre est très satisfait et a une utilité élevée. La comparaison en termes de revenus est cohérente avec les préférences ordinales mais ne dit rien sur les utilités cardinales. Scrooge peut avoir une utilité cardinale plus faible que Tiny Tim, en dépit de sa plus grande richesse.¹¹ On a vu dans l'introduction que comparer les individus en termes de ressources plutôt qu'en termes d'utilité subjective correspond bien à l'orientation des théories de la justice dans la tradition rawlsienne. Dans

¹¹ Cf Christmas Carol, de Dickens.

cette perspective, le malheur subjectif de Scrooge est une affaire privée, tandis que sa richesse supérieure pose un problème de justice sociale. La pratique usuelle qui consiste à se focaliser sur les inégalités de revenus correspond bien à cette philosophie.

2.4 L'approche paternaliste

Lorsque l'on n'est pas neutre à propos de la composition des paniers de consommation, les choses se présentent différemment. Pour illustrer ce point, observons que si les deux biens de l'exemple ci-dessus n'étaient pas la viande et les légumes mais la nourriture et le tabac, il ne serait peut-être plus si évident qu'Aline, avec son revenu de 50 et son panier (10,20), soit en meilleure situation que Brigitte, avec son revenu de 40 et son panier (20,10). Il peut en effet apparaître pertinent d'évaluer directement les paniers de consommation si l'on adopte une approche "paternaliste", c'est-à-dire si l'on s'appuie sur des préférences extérieures à celles des individus et jugées supérieures. Ce genre d'approche est parfois décrié, mais après tout, l'idée qu'il existe des biens objectifs est défendable.¹² Bien qu'elles ne s'appuient pas sur une théorie de la bonne vie, mais simplement sur les jugements de la population dans son ensemble pour savoir si un item est important ou pas (par exemple, le fait d'avoir l'eau chaude), les mesures de déprivation évaluent effectivement la situation des personnes démunies en pondérant les items sur cette base, indépendamment des préférences des personnes directement concernées (qui considèrent éventuellement que l'eau chaude est moins importante que la TV en couleur), et reflètent donc un certain paternalisme, fût-il simplement conformiste.

Contrairement à ce qu'on pourrait croire, une approche paternaliste ne vise pas à punir les individus dont les préférences s'écartent du standard, au contraire. Supposons qu'Aline, avec son panier (10,20), consomme beaucoup trop de tabac d'après le standard. Son panier se verra attribuer une faible valeur, ce qui fera d'Aline une personne désavantagée, malgré son revenu supérieur à celui de Brigitte. Ce type de considération peut s'appliquer de bien des façons. Par exemple, une des caractéristiques de la pauvreté est la difficulté de gérer correctement son budget. Cela peut conduire les personnes concernées à faire des achats qui ne correspondent pas vraiment à leurs préférences réelles, ou à des préférences rationnelles. On peut difficilement prendre en compte ce problème dans une approche en termes de revenu, alors qu'une évaluation directe des consommations paraît plus adaptée.

2.5 Conclusion

En résumé, mesurer les situations individuelles par le revenu suppose que les préférences et les choix de consommation sont une affaire purement privée, ainsi que les niveaux de satisfaction subjective ou de bonheur. A ceci s'oppose une approche paternaliste qui évalue directement les consommations et considère les "mauvais" choix de consommation comme un désavantage qui s'ajoute éventuellement à la faiblesse du revenu.

Tous ces points méritent cependant des développements complémentaires. Premièrement, le revenu n'est pas forcément un bon indicateur en termes de respect des préférences individuelles lorsque les prix peuvent changer, ou bien varient d'un individu à l'autre. Deuxièmement, il n'est guère évident de concilier un certain respect des préférences individuelles avec la constatation des nombreuses imperfections qui affectent les préférences ordinaires. Troisièmement, il est important de prendre en compte de nombreux éléments supplémentaires qui affectent les opportunités des personnes, ce qui amène en particulier à revenir sur la notion d'utilité.

¹² V. par exemple Nussbaum (1993).

3 Revenu et respect des préférences

3.1 Critère de Pareto

En économie du bien-être, le critère de Pareto est la condition standard de respect des préférences individuelles. Selon une version de ce critère, toute situation unanimement préférée doit être jugée meilleure. Selon une autre version, toute situation unanimement considérée équivalente à une autre (tous les individus sont indifférents entre les deux) lui est équivalente.

Le premier théorème de l'économie du bien-être énonce que tout équilibre concurrentiel est efficace au sens de Pareto, c'est-à-dire qu'il n'existe pas d'autre allocation réalisable qui soit meilleure pour certains et pire pour personne. Le deuxième théorème énonce que, sous certaines hypothèses, toute allocation efficace au sens de Pareto peut être obtenue par un équilibre concurrentiel dans lequel les revenus (les dotations initiales, pour être précis) sont distribués de façon adéquate.¹³ De ces résultats de base découle l'idée répandue que le fait de s'intéresser au revenu est parfaitement compatible avec le critère de Pareto et le respect des préférences, puisqu'il suffit de répartir les revenus et de laisser opérer les marchés pour obtenir toute allocation efficace que l'on juge socialement optimale.

3.2 Rationnements et prix différents

Plus directement, nous avons vu dans la section précédente que le revenu est un indicateur qui satisfait le test de préférences quand les individus peuvent choisir librement dans leur ensemble de budget et qu'ils font face au même vecteur de prix. L'indicateur de revenu, en revanche, ne satisfait plus ce test si les individus sont soumis à des rationnements ou s'ils font face à des prix différents. En cas de rationnement, l'ensemble de budget est tronqué et un revenu plus élevé ne garantit plus un ensemble de budget plus grand. Si les individus soumis à des rationnements sont plutôt ceux dont les revenus sont par ailleurs faibles, les inégalités réelles sont sous-estimées si l'on se contente d'utiliser l'indicateur du revenu.

Des prix différents, quant à eux, font évidemment du revenu nominal un mauvais indicateur. Il faut savoir que le calcul d'un revenu réel à l'aide d'un indice de prix ne permet pas, en général, de satisfaire le test de préférences. En effet, les indices de prix sont habituellement calculés à l'aide de paniers de référence, et l'on utilise un indice de prix unique pour déflater les revenus nominaux de tous les individus, quelles soient leurs préférences. Pour satisfaire le test de préférences, il faudrait utiliser des indices de prix spécifiques pour chaque type de préférences, en s'appuyant sur la fonction de dépense de chaque personne. Par exemple, dans le cas de deux biens consommés en quantité x_1 et x_2 , pour des préférences représentées par une fonction Cobb-Douglas, $x_1^\alpha x_2^{1-\alpha}$, l'indice de prix adéquat a la forme $k p_1^\alpha p_2^{1-\alpha}$ (où k est une constante).¹⁴ Il resterait en outre à définir les indices de façon à pouvoir comparer les revenus réels entre personnes de préférences différentes. Divers usages possibles des fonctions de dépense pour ces comparaisons de niveau de vie sont examinés ci-dessous.

3.3 Le paradoxe du renversement indolore

Il y a un problème encore plus profond, qui apparaît même lorsque les individus font tous face aux mêmes prix et ne subissent aucun rationnement. Reprenons l'exemple de la section précédente, et imaginons que le vecteur des prix passe de (1,2) à (2,1), les revenus d'Aline et Brigitte de 50 et 40, respectivement, à 35 et 45, et que les choix de ces deux personnes soient maintenant (5,25) pour Aline et (15,15) pour Brigitte.

¹³ V. par ex. Mas-Colell, Whinston et Green (1995).

¹⁴ Avec un revenu R , l'individu consomme $x_1 = R/p_1$, $x_2 = (1-\alpha)R/p_2$, ce qui donne une satisfaction représentée par $x_1^\alpha x_2^{1-\alpha} = \alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} \frac{R}{p_1^\alpha p_2^{1-\alpha}}$.

	Situation 1 prix = (1,2)		Situation 2 prix = (2,1)	
	Aline	Brigitte	Aline	Brigitte
Revenu	50	40	35	45
Viande	10	20	5	15
Légumes	20	10	25	15

Comme leurs revenus sont maintenant de 35 et 45, la simple comparaison des revenus place cette fois Brigitte en meilleure position. Or, il est tout à fait possible qu'Aline soit indifférente entre les paniers (10,20) et (5,25), et que Brigitte soit indifférente entre les paniers (20,10) et (15,15). Autrement dit, elles sont toutes les deux indifférentes, ce qui, d'après le critère de Pareto, devrait conduire à évaluer les deux situations, avant et après changement de prix, comme parfaitement équivalentes.

A partir de cette observation, on aboutit vite à des paradoxes. Supposons que l'on souhaite réduire les inégalités. Faut-il redistribuer d'Aline vers Brigitte ou inversement ? Si l'on s'appuie sur les revenus de la situation 1, on voudra redistribuer vers Brigitte. Si on regarde au contraire les revenus de la situation 2, on voudra redistribuer dans l'autre sens. Comme les deux situations sont équivalentes d'après le principe de Pareto, on aboutit à une contradiction.¹⁵

On peut obtenir le même genre de paradoxe quand on procède à des jugements sur la base des paniers de consommation.¹⁶ Par exemple, imaginons que dans la situation 3, Anne consomme le panier (10,20) et Béatrice le panier (15,25), tandis que dans la situation 4, leurs consommations respectives sont (25,15) et (20,10). Dans la situation 3, Béatrice consomme plus de chaque bien, et la configuration opposée est observée dans la situation 4. Or, il est tout à fait possible qu'Anne soit indifférente entre (10,20) et (25,15) et que Béatrice soit indifférente entre (15,25) et (20,10), de sorte que le critère de Pareto amène à juger les deux situations comme équivalentes. Là encore, on ne sait plus dans quel sens redistribuer les ressources.

	Situation 3		Situation 4	
	Aline	Brigitte	Aline	Brigitte
Viande	10	15	25	20
Légumes	20	25	15	10

3.4 Analyse coût-bénéfice

Ce genre de paradoxe n'est pas sans rappeler les problèmes d'intransitivité rencontrés par les critères d'analyse coût-bénéfice. Rappelons brièvement en quoi consistent ces problèmes.¹⁷ L'un des critères est la somme des variations compensatoires. Cette notion repose sur la fonction de dépense, qui détermine la dépense minimale requise pour obtenir un certain niveau d'utilité :

$$e_i(p, u_i(x_i)) = \min\{pq | q \in X_i, u_i(q) \geq u_i(x_i)\},$$

où p est le vecteur des prix, x_i le panier consommé, u_i la fonction d'utilité, X_i l'ensemble de consommation de l'individu i .

L'analyse coût-bénéfice peut être appliquée pour évaluer le passage d'un équilibre où chaque i consomme x_i , soumis au prix p , à un autre équilibre avec x'_i et p' . Le changement sera jugé bon si :

¹⁵ Cf Gibbard (1979).

¹⁶ Cf Fleurbaey et Trannoy (2003).

¹⁷ V. Arrow (1951), Boadway et Bruce (1984), Blackorby et Donaldson (1990).

$$\sum_i [e_i(p', u_i(x'_i)) - e_i(p', u_i(x_i))] > 0.$$

Or, il est possible que ceci soit vérifié et que l'on ait en même temps

$$\sum_i [e_i(p, u_i(x_i)) - e_i(p, u_i(x'_i))] > 0,$$

c'est-à-dire que le passage de x à x^\bullet est bon et le passage de x^\bullet à x également! Cette incohérence provient du changement de prix de référence dans le calcul des variations compensatoires, comme cela se produisait plus haut pour l'évaluation des inégalités en termes de revenu dans les situations 1 et 2.

Il y a d'autres critères, en analyse coût-bénéfice (somme des variations équivalentes, critères de compensation de Kaldor-Hicks-Scitovsky), qui sont entachés du même genre de défaut.

3.5 Théorème d'Arrow

On associe souvent ce genre de difficulté au théorème d'Arrow, qui pointe l'impossibilité de trouver un critère cohérent, pour classer les allocations, qui respecte le principe de Pareto en évitant de donner la priorité absolue aux préférences d'un seul individu ("dictature").¹⁸ On peut alors se demander s'il y a le moindre espoir de satisfaire le critère de Pareto avec une méthode cohérente.

En réalité la pertinence du théorème d'Arrow a été exagérée. Il ne concerne que les méthodes d'agrégation des préférences qui satisfont son axiome d'indépendance des alternatives non-pertinentes, selon lequel le classement de deux allocations ne doit dépendre que de la façon dont les individus classent ces deux allocations, à l'exclusion de toute autre information sur les préférences individuelles. Cet axiome interdit de tenir compte de la forme des courbes d'indifférence des individus, et donc de tenir compte de l'efficacité des allocations, de critères d'équité, toutes choses qui font intervenir les courbes d'indifférence. En fait il n'est satisfait par aucune des principales méthodes de calcul économique telles que les critères d'analyse coût-bénéfice, les règles d'allocation dans la théorie des allocations équitables, les fonctions de bien-être social de Bergson-Samuelson...¹⁹

Illustrons ce point en prenant le cas de l'analyse coût-bénéfice, puisque cette approche vient d'être évoquée. On observe en effet que pour calculer la somme des variations compensatoires, il faut calculer $e_i(p^\bullet, u_i(x^\bullet)) - e_i(p^\bullet, u_i(x_i))$ pour chaque i . Or, si, comme l'exige l'axiome d'indépendance, la seule information que l'on peut avoir sur i concerne le fait qu'il préfère ou non x^\bullet à x_i , on peut seulement en déduire le signe de l'expression recherchée (positif si $u_i(x^\bullet) > u_i(x_i)$, négatif dans le cas opposé) et non sa valeur. Pour calculer l'expression et appliquer le critère des variations compensatoires, on a donc clairement besoin de plus d'information que ce qu'autorise l'axiome d'indépendance.

Ceci montre que le théorème d'Arrow n'explique pas les difficultés de l'analyse coût-bénéfice ou le paradoxe du renversement indolore, car ces problèmes apparaissent même en l'absence de l'axiome d'indépendance.

3.6 Deux voies

On peut donc ignorer le théorème d'Arrow, puisqu'il comporte des conditions excessives, et veiller au respect des préférences individuelles en tenant compte non seulement des classements binaires de paniers mais aussi de la forme des courbes d'indifférence des individus dans les situations considérées. Cela est certes relativement exigeant, comme les paradoxes ci-dessus le prouvent. Lorsque les prix changent d'une allocation à l'autre, on ne peut faire confiance aux revenus courants pour comparer les individus de façon cohérente, et donc pas davantage pour classer les différentes allocations.

¹⁸ Cf Arrow (1951), Gaertner (2006).

¹⁹ A propos des fonctions de bien-être social de Bergson-Samuelson, V. Fleurbaey et Mongin (2005).

Comment procéder ? La solution préconisée par toute une branche de la théorie du choix social consiste à s'appuyer sur les fonctions d'utilité.²⁰ On reviendra ci-après sur l'idée qu'il faut revenir à l'utilité subjective, quand on évoquera l'intégration de dimensions multiples de qualité de la vie dans la mesure du niveau de vie. Pour le moment, on notera simplement qu'il est inexact, contrairement à une idée répandue, que cette voie est la seule issue possible. On a tort de penser qu'il est impossible de comparer les situations individuelles et de définir des critères d'évaluation sociale en l'absence de fonctions d'utilités. On peut tout à fait travailler en ne disposant que d'une information portant exclusivement sur les préférences ordinales, non-comparables, des individus, et c'est ce qui est fait dans une autre branche du choix social, dont l'origine remonte à Bergson et Samuelson et qui s'est à nouveau développée récemment.²¹

Ce sont là deux voies différentes pour échapper à l'impossibilité d'Arrow et aux paradoxes de l'analyse coût-bénéfice et du renversement indolore. Toutes les deux introduisent plus d'information que ce qui est autorisé dans le théorème d'Arrow. Dans la voie fondée sur les comparaisons d'utilité, on introduit une information exogène sur les fonctions d'utilité des individus. Dans l'autre voie, qui va être illustrée ci-dessous, on introduit de l'information sur les courbes d'indifférence des individus. On peut schématiquement dire que cette seconde approche compare les courbes d'indifférence des personnes au lieu de comparer leurs niveaux d'utilité.

3.7 Le revenu équivalent selon Samuelson

Un premier exemple illustrant la seconde voie, purement "ordinaire", est dû à Samuelson.²² Il s'agit de recourir à la mesure d'un revenu équivalent ("money-metric utility function").²³ Défini sur le panier de consommation x_i de l'individu i , le revenu équivalent se calcule selon la formule

$$U_i^m(x_i) = e_i(p^*, u_i(x_i)),$$

où e_i est, comme ci-dessus, la fonction de dépense de l'individu i , u_i un indice quelconque représentant les préférences de l'individu, et p un vecteur de prix de référence bien choisi (ce choix a des implications normatives, qui sont détaillées ci-dessous).

Insistons sur le fait que la fonction $U_i^m(x_i)$ est une fonction dont la définition dépend uniquement des préférences ordinales de l'individu, et pas du tout du choix arbitraire de l'indice u_i qui sert à représenter ses préférences (si on change d'indice u_i , la fonction e_i est adaptée pour neutraliser le changement). Sur la Figure 1(a), on peut voir le calcul de $U_i^m(x_i)$, quand le bien 2 sert de numéraire. On voit que ce calcul ne dépend que de la courbe d'indifférence qui contient x_i , donc des préférences ordinales, et pas du tout du niveau d'utilité de l'individu.

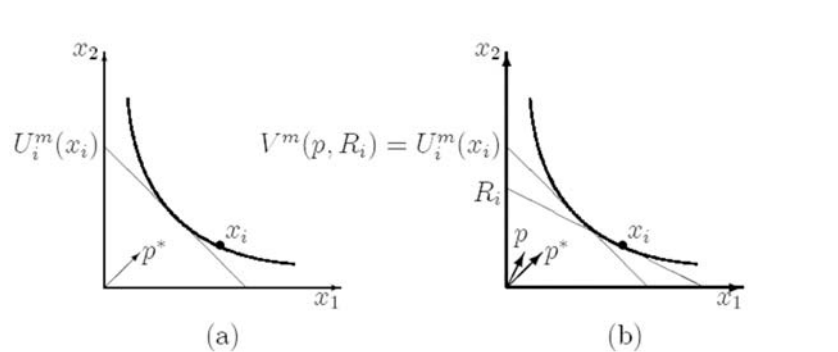


FIG. 1 – Revenu équivalent

²⁰ Cf notamment Sen (1970, 1986, 1999b), d'Aspremont et Gevers (2002), Bossert et Weymark (2004).

²¹ Cf les revues de littérature de Fleurbaey (2000), Maniquet (1999, 2007), et à propos de Bergson-Samuelson, Fleurbaey et Mongin (2005).

²² Cf Samuelson (1974).

²³ L'expression "equivalent income" a été préconisée par King (1983).

On peut aussi définir une fonction analogue portant sur le revenu courant plutôt que sur le panier consommé, en remplaçant l'indice u_i par la fonction d'utilité indirecte correspondante, $v_i(p, R_i)$, qui est définie comme la valeur de u_i obtenue après maximisation dans l'ensemble de budget délimité par le revenu R_i et les prix p :

$$v_i(p, R_i) = \max\{u_i(q) \mid q \in X_i, pq \leq R_i\}$$

On obtient alors un revenu équivalent calculé comme une fonction du budget :

$$V_i^m(p, R_i) = e_i(p^*, v_i(p, R_i))$$

La figure 1(b) illustre cette notion. Quand les prix p sont fixes et que l'on adopte la convention naturelle $p^* = p$, on obtient

$$V_i^m(p, R_i) = R_i,$$

ce qui nous ramène bien à une mesure en termes de revenu courant. Lorsque $p^* \neq p$, on peut interpréter le revenu équivalent comme une correction du revenu courant tenant compte de l'écart entre les prix courants et les prix de référence.

Tout comme le revenu ordinaire, le revenu équivalent ignore les choix particuliers de consommation des individus et l'utilité subjective qu'ils en retirent. Il est mesuré en unités monétaires comme le revenu ordinaire. Mais, à l'inverse du revenu ordinaire, le revenu équivalent est une mesure qui reflète fidèlement les préférences individuelles, quels que soient les changements de prix. Cela est exigeant en termes d'information. Il ne suffit plus de mesurer le revenu monétaire, car il faut tenir compte de la courbe d'indifférence de l'individu pour calculer la dépense minimale permettant, aux prix p^* , d'atteindre cette courbe d'indifférence.

Il est important de noter ici que le revenu équivalent a un intérêt évident lorsque les individus de la population considérée ne font pas face aux mêmes prix, une situation qui rend la comparaison directe de leurs revenus peu significative. Le coût de la vie est automatiquement pris en compte dans le calcul du revenu équivalent, puisque ce calcul fait référence au même vecteur p^* pour tous les individus. Cette méthode est particulièrement intuitive lorsque les vecteurs de prix que subissent les individus sont inégaux mais proportionnels (entre eux et à p^*). Dans ce cas, le revenu équivalent corrige les revenus du coefficient de proportionnalité correspondant. Lorsque les vecteurs de prix ne sont pas proportionnels, la méthode est encore satisfaisante même si elle peut produire les résultats paradoxaux dont on a montré plus haut qu'ils sont inévitables pour tout critère respectant les préférences et le critère de Pareto : il est possible que dans une zone soumise à des prix particuliers le classement des individus en termes de revenus équivalents ne corresponde pas à leur classement en termes de revenus ordinaires. On peut d'ailleurs constater que les méthodes usuelles de calcul des parités de pouvoir d'achat, qui ne respectent pas le critère de Pareto et sont bien moins satisfaisantes sur le plan théorique, produisent pourtant, pour certaines d'entre elles, les mêmes paradoxes.²⁴

4 Généralisation du revenu équivalent et implications normatives

4.1 Généralisation

En réalité, les fonctions de revenu équivalent ne sont qu'un cas particulier, adapté au contexte marchand, d'une approche plus générale qui consiste à mesurer les situations individuelles à partir d'un "ensemble équivalent". Raisonnons pour fixer les idées sur le problème de la consommation de \bullet biens, dans l'orthant \mathfrak{R}_+^ℓ .

²⁴ Cf Magnien et al. (2002). En particulier, la méthode EKS (Eltetö-Köves-Szulc), qui s'appuie sur l'indice de Fisher, peut conclure que le revenu réel d'un pays est supérieur alors que les quantités sont plus grandes pour tous les biens et services.

Soit $\mathbf{B} = (B_\lambda)_{\lambda \in \mathfrak{R}_+}$ une famille de sous-ensembles compacts de \mathfrak{R}_+^ℓ tels que pour toute paire λ, λ' telle que $\lambda < \lambda'$, on a $B_\lambda \subset B_{\lambda'}$. On peut étendre la définition de l'utilité indirecte de l'individu i pour l'appliquer à un ensemble de la façon suivante (en gardant la même notation v_i puisqu'il n'y a pas de confusion possible) :

$$v_i(B_\lambda) = \max\{u_i(q) \mid q \in B_\lambda\},$$

où u_i est une représentation quelconque des préférences de l'individu.

Une généralisation de la fonction de dépense consiste à déterminer l'ensemble minimal de \mathbf{B} qui permet d'obtenir un niveau d'utilité donnée.

$$e_i(\mathbf{B}, u_i(x_i)) = \min\{\lambda \in \mathfrak{R}_+ \mid v_i(B_\lambda) \geq u_i(x_i)\}.$$

Sous certaines hypothèses (richesse de \mathbf{B}), cette fonction est bien définie et est croissante en son deuxième argument $u_i(x_i)$. On peut alors définir des fonctions "**B**-équivalentes" qui généralisent les fonctions de revenu équivalent :

$$U_i^{\mathbf{B}}(x_i) = e_i(\mathbf{B}, u_i(x_i)),$$

$$V_i^{\mathbf{B}}(p, R_i) = e_i(\mathbf{B}, v_i(p, R_i)).$$

En termes moins formels, la fonction $U_i^{\mathbf{B}}(x_i)$ détermine l'indice tel que $u_i(x_i) = v_i(B)$, c'est-à-dire cherche l'ensemble B qui donne la même satisfaction que x_i . Quant à $V_i^{\mathbf{B}}(p, R_i)$, elle cherche l'ensemble B qui donne la même satisfaction que l'ensemble de budget délimité par (p, R_i) .

4.2 Implications normatives

Le choix de la famille \mathbf{B} , c'est-à-dire le choix de la forme des ensembles B , a des implications sur la comparaison des situations individuelles. Il est utile de les connaître pour bien choisir la méthode pertinente de correction du revenu dans différents contextes d'application.

L'effet principal du choix de \mathbf{B} sur l'évaluation des situations individuelles est le suivant. Lorsque les ensembles B sont plus "enflés" dans une certaine direction de l'espace, alors les individus dont les préférences sont particulièrement friandes de cette direction et dont les paniers courants sont éloignés de cette direction (à cause de prix défavorables ou de contraintes de rationnements) seront ceux qui, toutes choses égales par ailleurs, seront considérés comme les plus désavantagés.

Exemple 1 : Quand on a des ensembles de budget (cas de la section précédente)

$$B_\lambda = \{x \in \mathfrak{R}_+^\ell \mid p^* x \leq \lambda\},$$

et quand p^* est un vecteur dont la composante p_k^* relative au bien k est particulièrement faible, les individus qui aiment spécialement le bien k et qui en consomment peu (à cause de prix défavorables ou de rationnement) sont considérés comme étant particulièrement désavantagés. La figure 2(a) illustre ceci pour des individus qui aiment spécialement le bien 2. On peut en effet deviner d'après la figure que si l'individu avait des préférences plus orientées vers le bien 1, son ensemble équivalent serait plus élevé.

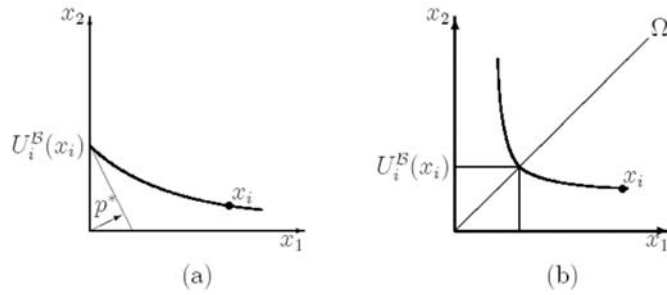


FIG. 2 – Revenu équivalent généralisé : Ex. 1 et 2

Exemple 2 : Quand on a un sentier monotone, formé par exemple par un rayon (c'est-à-dire tous les paniers proportionnels à un panier donné), de sorte que

$$B_\lambda = \{x \in \mathfrak{R}_+^\ell \mid x \leq \lambda \Omega\},$$

où $\Omega \in \mathfrak{R}_+^\ell$ est un panier fixé appartenant au rayon,²⁵ alors les individus qui ont des préférences Léontief centrées sur ce rayon, et dont les consommations sont éloignées du rayon, sont considérés comme étant particulièrement désavantagés. Ce phénomène est illustré sur la figure 2(b). On peut visualiser le fait que si l'individu avait une courbe d'indifférence moins incurvée, son ensemble équivalent serait plus grand.

Exemple 3 : Un cas un peu différent des précédents se produit lorsque les ensembles de référence sont définis à partir d'une norme de consommation pour une dimension. Considérons en effet des ensembles

$$B_\lambda = \{x \in \mathfrak{R}_+^\ell \mid x_1 \leq a, x_2 \leq \lambda\},$$

où a joue le rôle de la norme pour le bien 1. Dans ce cas, ce sont les individus qui consomment moins que la norme et ont une forte préférence pour le bien 1, ou au contraire combinent consommation supérieure à la norme et faible préférence pour le bien 1, qui sont considérés comme étant désavantagés, toutes choses égales par ailleurs, comme l'illustre la figure 3(a).

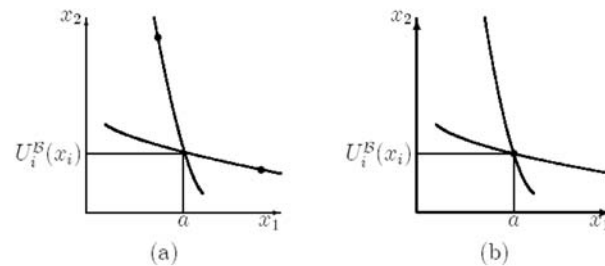


FIG. 3 – Revenu équivalent généralisé : Ex. 3

4.3 Choix des ensembles de référence

Ces observations sont utiles pour mieux comprendre comment fonctionne cette approche, et en outre elles donnent des pistes pour choisir la famille \mathbf{B} qui fournit les ensembles de référence. Deux cas de figures se présentent. Dans le premier cas, on souhaite être neutre et l'on veut donc éviter de biaiser les comparaisons interpersonnelles en faveur de certaines préférences. Dans ce cas, il vaut mieux prendre des ensembles de référence qui sont proches de la situation effective de choix des individus. Par exemple, prendre un vecteur de

²⁵ Cette façon de mesurer le niveau de vie est adoptée dans l'approche "équivalente-égalitaire" de Pazner-Schmeidler (1978).

prix proche des prix effectifs si les individus choisissent dans un ensemble de budget, ou une composition des consommations proches de la moyenne ou du mode dans le cas où le choix leur est imposé (ce qui correspond à la situation illustrée par l'exemple 2 ci-dessus, puisque dans un ensemble rectangle des préférences croissantes ne peuvent que choisir le coin supérieur droit).

Un autre cas de figure apparaît lorsqu'il existe une norme de consommation qui paraît naturelle. Dans ce cas il paraît normal d'accorder une attention particulière aux individus dont la consommation s'écarte de la norme et qui en souffrent plus fortement parce que leurs préférences sont orientées vers cette dimension. L'exemple 3 décrit plus haut illustre bien cette configuration. La norme dont il est question n'est pas nécessairement une norme morale telle qu'il faudrait encourager les individus à s'en rapprocher. Il peut s'agir au contraire simplement d'une référence commode, comme par exemple le fait d'être célibataire lorsqu'il s'agit d'incorporer les effets de la taille du ménage. Une propriété remarquable de la norme est que les individus dont le niveau de résultat correspond à la norme dans la dimension considérée peuvent être comparés indépendamment de leurs préférences relatives à cette dimension. Ceci est illustré sur la figure 3(b) : un individu qui est au panier représenté par un point à la verticale de *a* bénéficie d'un ensemble équivalent qui ne dépend pas de ses préférences.

5 Multi dimensionnalité du niveau de vie : trois approches

5.1 Au-delà du revenu

On a raisonné jusqu'à présent dans un cadre abstrait, qui est facilement associé au modèle simplifié où l'individu vit une seule période, dispose d'un revenu qu'il peut dépenser sur le marché pour acheter des biens et services à certains prix, selon ses préférences. Il faut souligner la pauvreté de ce cadre simplifié par rapport à l'épaisseur de la vie humaine. La consommation de biens et services matériels, en particulier, ne représente qu'une partie de ce qui compte dans la vie d'un individu normal. Cependant, comme cela a déjà été expliqué, l'accès aux ressources matérielles est important pour l'évaluation des inégalités sociales même s'il est éventuellement secondaire pour l'appréciation de la qualité globale de la vie individuelle. Autrement dit, ce qui compte pour organiser la société de façon juste n'est pas nécessairement le plus important pour avoir une vie "réussie". Un pauvre peut avoir une meilleure vie qu'un riche, selon une évaluation d'ensemble tenant compte de la qualité de ses relations avec son entourage, de la façon dont il a fait face aux circonstances, de son impact sur son époque, de la sagesse acquise, etc., sans que cela réduise l'injustice dont il pâtit.

Il n'en reste pas moins qu'il paraît important d'incorporer dans l'évaluation des situations individuelles des éléments supplémentaires. Le revenu mensuel ou annuel, même équivalent, n'est pas un indicateur suffisant du niveau de vie. Pour le dire de façon plus neutre mais aussi plus concrète, ne s'intéresser qu'au revenu annuel revient à considérer comme sans importance des aspects tels que les conditions d'obtention du revenu, les activités non-économiques et les consommations non-marchandes, les fluctuations inter temporelles et les aléas, mais aussi les paramètres personnels qui déterminent de façon inégale selon les individus les possibilités de réalisation dans des domaines variés. Un revenu de 1200 euros par mois ne signifie pas la même chose s'il est obtenu par un travail pénible ou comme rente de patrimoine, si l'on doit payer son loyer ou si l'on est propriétaire de son logement, si l'on bénéficie ou non de la proximité d'écoles, d'espaces verts ou de lieux culturels, si l'on est célibataire ou si l'on doit nourrir une nombreuse famille, si l'on est en bonne santé ou si l'on souffre d'un handicap nécessitant des équipements coûteux, etc. Le reste de ce texte est consacré à la prise en compte d'éléments de ce genre.

5.2 Retour à l'utilité ?

On peut se demander si la prise en compte de tous ces éléments ne ramène pas à la notion d'utilité, ou du moins à une certaine notion d'utilité. En particulier, si l'on considère des caractéristiques personnelles comme des paramètres de talent ou de handicap, on peut croire que cela conduit à chercher à égaliser entre les individus une certaine forme de réalisation ultime qui ressemble beaucoup à l'utilité. Nous avons vu en introduction que les théories de la justice post-rawlsiennes abandonnaient l'utilité pour s'intéresser aux opportunités ou aux ressources au sens large. Mais on leur reproche souvent de buter sur le problème du calcul d'un indice agrégé intégrant les différentes dimensions pertinentes, et de nombreux auteurs les soupçonnent d'osciller entre

paternalisme (si l'indice ne tient pas compte des préférences individuelles) et welfarisme (si l'indice est tout simplement une fonction d'utilité).²⁶

La notion d'utilité est complexe et mérite quelques éclaircissements. Depuis Robbins,²⁷ les économistes sont très sceptiques à propos de la mesure de l'utilité subjective, surtout s'il s'agit de procéder à des comparaisons interpersonnelles. A ce propos, il est important de distinguer satisfaction des préférences, qui relève du jugement, et état mental de satisfaction, bonheur ou plaisir, qui est de l'ordre du sentiment. Les sentiments de satisfaction, de bonheur ou de plaisir sont des états psychologiques qui ont des contreparties physiologiques (libération de dopamine, par exemple) dont la compréhension et la mesure font des progrès constants. Mesurer l'intensité de tels sentiments ne semble plus hors de portée, même pour faire des comparaisons interpersonnelles. Indépendamment des progrès des neurosciences, on peut aussi arguer que l'expression orale des sentiments permet déjà des comparaisons assez raisonnables. Le succès des exploitations d'enquêtes sur le bonheur prouve que de nombreux économistes sont maintenant prêts à franchir le pas des comparaisons interpersonnelles d'utilité subjective.

Le cas de la satisfaction des préférences, en tant que jugement à distinguer du sentiment de satisfaction ou de bonheur, est un peu différent. Cette distinction est importante car de nombreux auteurs²⁸ défendent l'idée que ce qui compte n'est pas simplement le sentiment de satisfaction ou de bonheur, mais le degré réel de satisfaction. On peut créer des sentiments agréables de façon plus ou moins artificielle, et le bonheur généralisé obtenu par la prise quotidienne d'une drogue n'est pas un objectif social respectable. Or, il n'est pas sûr que l'on puisse mesurer le degré réel de satisfaction, par opposition au simple sentiment de satisfaction, de façon comparable d'un individu à l'autre. Quand les préférences individuelles ont des orientations différentes, il paraît difficile de juger si les préférences d'un individu sont mieux satisfaites que celles d'un autre. Il semble y avoir là une incommensurabilité irréductible. En outre, la satisfaction a à la fois une dimension relative (réalisation d'un but) et absolue (il y a toujours mieux). Un individu qui réalise un but intermédiaire a une satisfaction relative plus élevée qu'un individu qui s'est fixé un objectif plus ambitieux, mais cela n'est pas nécessairement très pertinent pour une comparaison d'ensemble de leur satisfaction.

5.3 *L'utilité sociale de l'individu*

Il n'est donc pas sûr du tout que la notion d'une mesure subjective comparable entre les individus et pertinente pour l'évaluation soit à notre portée. Il faut dissiper par ailleurs une autre ambiguïté. La littérature économique utilise souvent l'utilité en faisant référence non pas à l'utilité subjective personnelle des individus considérés, mais à un indice qui est construit par l'observateur éthique (qu'on appelait souvent le "planificateur social", expression maintenant désuète) pour évaluer les situations individuelles. Autrement dit, dans la fonction de bien-être social

$$W(U_1(x_1), \dots, U_n(x_n)),$$

l'indice $U_i(x_i)$ peut ne pas coïncider avec une mesure directe de l'utilité subjective de i , que l'on a noté $u_i(x_i)$ ci-dessus, mais avec une construction faite par l'observateur pour apprécier la situation de i .

Il est usuel, en économie publique, de supposer qu'un tel indice U_i existe, en laissant dans l'ombre la façon dont il doit être élaboré, et en procédant directement à l'étude des conséquences politiques d'objectifs sociaux fondés sur ce genre d'indice. On parle parfois, au sujet de la fonction U_i , d'utilité "sociale" de l'individu (on trouve l'expression déjà dans Arrow 1951), pour faire la différence avec l'utilité purement individuelle u_i , même si les deux portent sur les situations individuelles. Il ne faut pas non plus confondre l'utilité sociale U_i , qui est l'utilité d'un individu i pour la société, en quelque sorte, avec l'utilité ou le bien-être *de* la société dans son ensemble, qui est mesuré par W .

La confusion entre les deux notions U_i et u_i est renforcée quand on suppose, comme c'est souvent le cas, que l'indice d'utilité sociale de l'individu, U_i , est tout comme u_i une représentation fidèle des préférences individuelles. Les deux fonctions sont alors ordinalement équivalentes sans être, en général, égales. La fonction

²⁶ V. Arneson (1990), Arnsperger et van Parijs (2000), Fleurbaey (2003).

²⁷ V. Robbins (1932), mais aussi Robbins (1981) pour une vue plus nuancée.

²⁸ Sen (1992), Griffin (1986), Sumner (1996).

de revenu équivalent U_i^m définie plus haut est un bon exemple de fonction d'utilité sociale de l'individu qui est en général différente de la fonction u_i , tout en représentant les mêmes préférences. La fonction U_i^m est d'ailleurs définie en unités monétaires, alors que la fonction u_i est définie en "utils" –quel que soit le sens de cette unité de mesure.

Cette confusion entre U_i et u_i est très répandue à propos de la question de la nécessité des comparaisons interpersonnelles d'utilité pour échapper aux paradoxes comme le théorème d'Arrow. Lorsqu'on dit, ce qui est très courant, que tout objectif social cohérent et raisonnable doit comporter des comparaisons interpersonnelles d'utilité, il serait important de préciser si l'on parle d'utilité sociale de l'individu U_i (ce qui rend cette assertion assez évidente voire sans intérêt, puisqu'il est clair qu'un objectif social satisfaisant doit faire des jugements sur la répartition) ou d'utilité individuelle u_i (ce qui rend cette assertion fautive, car il existe de nombreux critères intéressants qui s'appuient uniquement sur les préférences ordinales non-comparables –le revenu équivalent en est un exemple).

En conclusion, la prise en compte d'éléments supplémentaires par rapport au revenu va effectivement conduire à enrichir la mesure des situations individuelles en une forme d'utilité sociale de l'individu. Mais le revenu équivalent était déjà une fonction d'utilité sociale de l'individu, et il peut donc s'agir éventuellement de lui ajouter simplement des arguments supplémentaires. En revanche, il est douteux que cela oblige à construire une mesure d'utilité subjective, comparable entre individus, représentant le degré de satisfaction –la possibilité même d'une telle entreprise étant, comme on l'a vu, discutable. On peut en effet intégrer beaucoup d'éléments en restant dans le cadre de la formulation de préférences ordinales. Il est possible de former des préférences sur des combinaisons de ressources externes et de paramètres personnels, ceux-ci pouvant alors s'interpréter comme des ressources internes. On peut même envisager de faire du sentiment de bonheur un argument des préférences parmi d'autres, et c'est peut-être la seule façon raisonnable de procéder à cet égard. En effet, le sentiment de bonheur n'est pas l'objectif ultime pour de nombreuses conceptions de la vie, bien qu'il soit un élément important pour la plupart d'entre elles. L'individu peut arbitrer entre un niveau de bonheur plus élevé et un succès plus élevé dans d'autres réalisations plus objectives.

5.4 La monétarisation par les prix

Le retour à une fonction d'utilité subjective pour englober des éléments supplémentaires du niveau de vie n'est pas la seule tentation, ni même la plus populaire. L'autre méthode naturelle, pour certains éléments au moins, est la monétarisation, qui consiste à attribuer une valeur monétaire à ces éléments supplémentaires et à les ajouter au revenu, ou à les en soustraire le cas échéant. C'est ainsi, par exemple, que Nordhaus et Tobin (1973) (puis Rawls 1974, par la suite) proposent de procéder à propos du loisir. Ils suggèrent de valoriser les heures de loisir à un taux de salaire faible, identique pour tous les individus (par exemple, le salaire minimum), et de calculer un "revenu complet" égal au revenu ordinaire augmenté du "salaire du loisir". L'intégration de la production domestique au revenu, ou des loyers fictifs correspondant à l'économie de loyer effectuée par les propriétaires de logements, relève de la même logique.

Cette méthode a, par rapport à l'utilité subjective, l'avantage de rester dans le registre des ressources, et apparaît donc plus conforme à la philosophie post-rawlsienne. Elle apparaît en outre comme une extension immédiate de l'indicateur de revenu auquel nous sommes habitués. Elle peut aussi paraître particulièrement simple d'application puisqu'elle ne fait pas intervenir les préférences individuelles.

Ce dernier trait est aussi son talon d'Achille puisque, tout comme le revenu ordinaire dont elle prolonge le principe, elle entre en conflit avec le respect des préférences, et de façon plus directe encore puisqu'elle ne satisfait même pas, en général, le test de préférences (alors que le revenu ordinaire satisfait ce test en l'absence de rationnement ou de prix différents d'un individu à l'autre). Ceci peut être illustré avec la mesure du revenu complet de Nordhaus-Tobin-Rawls. Un individu qui travaille à un salaire supérieur au taux de salaire utilisé dans la valorisation du loisir voit son revenu complet baisser lorsqu'il réduit ses heures de travail et accroît son loisir, même si ce choix correspond à une satisfaction plus grande de ses préférences. Deux individus qui ont les mêmes préférences ne vont donc pas nécessairement comparer leurs situations d'une façon conforme à leurs revenus complets. De la même façon, une modification du revenu ordinaire augmenté de la production domestique ou des loyers fictifs ne représente pas nécessairement une évolution concomitante de la satisfaction des préférences.

Cette observation ne constitue pas une critique rédhibitoire, car la simplicité de cette méthode peut conduire à la préférer malgré tout. Mais il est important d'être conscient de ce problème, qui est souvent passé sous silence. Ce problème de non satisfaction du test de préférences –mais non pas le conflit avec le critère de Pareto illustré par le paradoxe du renversement indolore– disparaît toutefois lorsque la monétarisation par les prix incorpore des dimensions qui sont déjà marchandes et qui font l'objet d'un choix dans un ensemble de budget défini par des prix qui sont les mêmes pour tous les individus. La monétarisation par les prix revient alors simplement à passer d'une notion de revenu à une notion plus englobante de richesse. On reste alors dans le même registre théorique qu'avec la notion de revenu ordinaire, et les commentaires faits au début sur le revenu ordinaire s'appliquent alors au revenu étendu de cette façon. C'est ce qui se peut se produire par exemple, sous certaines conditions, avec les loyers fictifs ou avec le revenu inter temporel, notions sur lesquelles on reviendra ci-après.

Il est également intéressant d'examiner les présupposés éthiques implicites d'une telle démarche en la soumettant au test d'égalité. Par exemple, mesurer les inégalités de revenu complet (à la Nordhaus-Tobin-Rawls) peut signifier que l'on considère comme idéale une situation où les revenus complets sont égalisés. Pour avoir le même revenu complet, un individu qui travaille une heure de plus qu'un autre devrait donc gagner un supplément de revenu égal au salaire du loisir. Sinon, son revenu complet serait supérieur ou inférieur à celui de l'autre individu, selon que son supplément de revenu serait supérieur ou inférieur au salaire du loisir. L'égalité générale des revenus complets supposerait donc que la rémunération marginale effective du travail soit égale pour tous les individus au taux de salaire utilisé pour valoriser le loisir.

On peut faire une observation similaire, bien sûr, à propos de la mesure en termes de revenu ordinaire, qui n'est qu'un revenu complet particulier, correspondant à une valorisation nulle du loisir. Mesurer les inégalités de revenu ordinaire revient à supposer implicitement que l'égalité de revenu serait une situation idéale, avec, en conséquence, une rémunération marginale nette du temps de travail égale à zéro.

5.5 Revenu équivalent étendu

Si l'on veut respecter les préférences individuelles, en satisfaisant non seulement le test de préférences mais aussi le critère de Pareto, sans pour autant quitter le terrain des préférences ordinales non-comparables, la monétarisation par des prix ou le recours à une fonction d'utilité subjective sont à exclure. Dans cette perspective, une solution plus satisfaisante consiste à étendre la notion de revenu équivalent pour intégrer les éléments supplémentaires que l'on souhaite prendre en compte. En fait, il s'agit tout simplement de corriger le revenu équivalent de chaque individu en tenant compte du consentement à payer de cet individu même. Par exemple, ajoutons le loisir l aux • biens privés évoqués dans les sections précédentes. Considérons les ensembles

$$B_\lambda = \{(x, l) \in \mathfrak{R}_+^\ell \mid p^* x + w^* l \leq \lambda\}$$

Dans ce cas, $U_i^B(x_i, l_i) = e_i(\mathbf{B}, u_i(x_i, l_i))$ mesure le revenu de pleine activité (c'est-à-dire le revenu que l'individu aurait s'il travaillait à temps plein) qui permettrait à l'individu d'obtenir la même satisfaction qu'avec le panier (x_i, l_i) s'il pouvait librement choisir son temps de travail au taux de salaire w^* et ses consommations aux prix p^* . Par rapport au revenu équivalent calculé dans les sections précédentes, ce nouveau revenu équivalent intègre le consentement à payer de l'individu pour le loisir. On parlera ci-après de revenu équivalent "étendu" pour désigner cette extension de la notion de revenu équivalent.

Le calcul du revenu équivalent apparaît exigeant car il suppose que l'individu imagine un ensemble B qui peut différer de sa situation dans de multiples dimensions, notamment les prix à la consommation et le taux de salaire. On peut procéder à une méthode approchée qui utilise les prix courants pour les biens de consommation, et demande simplement à l'individu un consentement à payer pour changer le niveau de sa situation dans une dimension particulière. Par exemple, à propos du loisir, on peut fixer un niveau de référence l^* et demander à l'individu ce qu'il consentirait à payer pour passer de son niveau de loisir effectif l_i au niveau de référence l^* . Formellement, il s'agit de trouver le revenu corrigé R_i^* tel que

$$u_i(x_i, l_i) = v_i\left(\{(x, l) \in \mathfrak{R}_+^{\ell+1} \mid l = l^*, px \leq R_i^*\}\right)$$

où le terme de droite désigne, rappelons-le, l'utilité indirecte tirée de la maximisation d'utilité dans l'ensemble considéré. On obtient ainsi un revenu équivalent étendu qui, pour un vecteur de prix p donné, permet des comparaisons intéressantes. L'idée de corriger le revenu ordinaire par un consentement à payer est très simple à comprendre et peut être beaucoup plus commode à appliquer que le calcul complètement rigoureux du revenu équivalent.

En contrepartie, bien sûr, cette méthode n'est pas satisfaisante lorsque les prix p peuvent changer : elle est sujette au paradoxe du renversement indolore, bien qu'elle satisfasse le test de préférences (pour des individus soumis au même vecteur p).

Un document de travail plus complet (Fleurbaey 2007) examine comment cette méthode du revenu équivalent étendu peut s'appliquer à différents problèmes (loisir, production domestique, patrimoine et revenu intertemporel, incertitude et précarité, situation familiale, santé, biens publics), et comment cette méthode se compare aux alternatives les plus communes, notamment la monétarisation par les prix.

6 Conclusion pratique ?

6.1 Monétarisation par les prix ou revenu équivalent ?

La monétarisation est habituellement retenue pour tenir compte d'éléments de patrimoine (loyers fictifs), tandis que le revenu équivalent est la norme pour la taille familiale. En ce qui concerne d'autres éléments moins couramment introduits dans la mesure du niveau de vie, on observe une certaine hétérogénéité. La monétarisation est l'option la plus souvent évoquée à propos du loisir, bien que le calcul d'un revenu plein, en présence de taux de salaires inégaux, soit incohérent avec une autre pratique courante, le calcul d'indices de parité de pouvoir d'achat lorsque les individus font face à des prix différents. La familiarité avec le revenu équivalent-certain (déduction d'une prime de risque), par contre, rend plus intuitive l'adoption du revenu équivalent pour tenir compte du risque.

La théorie est sans appel. Si l'on veut respecter les préférences, c'est-à-dire satisfaire le test de préférences et le critère de Pareto, et en particulier éviter le paradoxe du renversement indolore, le revenu équivalent est la méthode qui s'impose. Il y a autant de variantes possibles de cette méthode qu'il y a de façons de définir la famille d'ensembles de référence qui sert au calcul. Lorsque les ensembles de référence sont des ensembles de budget, définis par des prix qui sont les prix courants, alors le calcul du revenu équivalent retombe sur la monétarisation. Il est tout à fait défendable de comparer les personnes par leur revenu ordinaire s'ils font face aux mêmes prix, si ces prix ne varient pas dans le temps, et si toutes les dimensions de leur niveau de vie sont prises en compte dans leur ensemble de budget. Comme on l'a vu, ceci correspond à une philosophie qui considère que les choix particuliers dans les ensembles de budget, ainsi que les niveaux d'utilité subjective ainsi obtenus, relèvent de la sphère privée, alors que les inégalités de ressources sont un sujet d'étude pertinent.

Une application rigoureuse de la méthode du revenu équivalent dans le cas où les dimensions du niveau de vie ne sont pas toutes marchandes paraît exigeante, puisqu'il faut estimer les préférences individuelles sur les différentes dimensions. Cela peut paraître hors de portée. Pourtant, il n'y a rien de très nouveau dans cette idée, puisque la technologie de collecte d'information sur les préférences est relativement bien rodée dans le cadre des études sur les fonctions de demande et des analyses coût-bénéfice. On peut dans certains cas s'appuyer sur les préférences révélées par les choix observés, et dans d'autres cas récolter les préférences déclarées comme on le fait pour les études d'analyse coût-bénéfice.

6.2 Approximations

Il serait dangereux d'adopter la monétarisation comme une méthode d'approximation. Dans certains cas, par exemple le calcul du revenu plein pour tenir compte du loisir, la monétarisation part vraiment dans une mauvaise direction. On peut en dire de même de l'estimation de la production domestique, qui n'est même pas conforme à la monétarisation puisqu'elle ignore la valeur d'activités prétendument improductives (ou de certains services). Plus fondamentalement, comme la monétarisation repose implicitement sur l'hypothèse que les individus font

face aux mêmes prix et choisissent librement dans un ensemble de budget, cette méthode est d'autant moins acceptable que la situation réelle des personnes s'éloigne de cette situation marchande "idéale".

Comme il vaut mieux être approximatif dans le juste qu'exact dans l'erreur, la règle générale qui paraît s'imposer est de prendre le revenu équivalent comme concept de référence et de procéder aux approximations nécessaires pour faire des calculs avec les données disponibles.²⁹ A la limite, on peut prendre des consentements à payer hypothétiques, fondés sur des hypothèses relatives aux préférences. Par exemple, dans le cas des échelles d'équivalence entre ménages, on peut faire l'hypothèse de préférences de type Cobb-Douglas, estimer le paramètre α par la part moyenne des dépenses privées dans les dépenses totales des ménages, et appliquer la formule $R^* = R/n^\alpha$,³⁰ en expliquant qu'elle repose sur des hypothèses discutables mais susceptibles d'amélioration. On peut raffiner le calcul, ensuite, en différenciant le paramètre α selon la composition sociodémographique du ménage, le niveau de richesse du ménage ou la CSP du chef de famille, si l'on a des données permettant de le faire.³¹

Dans le cas des loyers fictifs, on peut considérer que l'on est dans le cas où les individus font face à un choix marchand avec des prix homogènes, ce qui rend une correction monétaire par le prix (loyer) compatible avec un calcul de revenu équivalent. Mais on peut aussi vouloir tenir compte des inégalités dans l'accès au crédit, des inégalités de prix (loyers sociaux), ou des tailles de logement ne correspondant plus à la taille de la famille (personnes âgées). Là encore des approximations sont envisageables sur la base d'hypothèses.

6.3 Tout ou rien ?

Cela a-t-il du sens de procéder à des corrections partielles tenant compte seulement de certaines dimensions, sans aller jusqu'au bout ? La pratique actuelle est bien de faire des corrections partielles. La plus utilisée est le recours aux échelles d'équivalence pour tenir compte de la situation familiale, et les loyers fictifs ou la production domestique viennent ensuite.

Il est tout à fait défendable de faire des corrections partielles quand ces corrections améliorent la corrélation entre les niveaux de vie estimés (avec corrections partielles) et les niveaux de vie réels (qui correspondraient à des corrections complètes). Cette amélioration peut être espérée quand on estime que les dimensions non prises en compte ne sont pas corrélées négativement avec les dimensions restantes. Par exemple, procéder à une correction pour le temps de loisir serait critiquable si la qualité du travail (conditions de travail, relations sociales au travail, etc.) était négativement corrélée avec le temps de loisir. Si c'était le cas, on pourrait s'inquiéter d'une exagération des désavantages subis par ceux qui travaillent beaucoup car elle serait en partie compensée, dans les faits, par des avantages en matière de qualité du travail. Comme ce n'est probablement pas le cas, on peut intégrer le temps de travail, sans attendre d'avoir des données sur la qualité du travail.

Un autre exemple est la correction pour les loyers sociaux. On peut ajouter un loyer partiel fictif aux bénéficiaires de loyers sociaux, mais cela ne tient pas compte du fait qu'ils vivent, pour nombre d'entre eux, dans des quartiers défavorisés où les biens publics sont moins bien fournis. On risque alors de surestimer leur niveau de vie.³²

Y a-t-il un ordre de priorité dans la mise en chantier de corrections partielles ? En principe, il faudrait commencer par les corrections susceptibles d'apporter les plus grosses améliorations à l'estimation de la distribution des niveaux de vie. Comme il est difficile d'estimer cela avant d'avoir commencé à chiffrer les diverses corrections, on ne s'aventurera pas ici à définir un classement. En revanche, on peut envisager de mettre en œuvre des méthodes approximatives sans attendre d'avoir des données fines sur les préférences individuelles.

²⁹ Pour une application de cette approche aux comparaisons internationales de niveaux de vie, V. Fleurbaey et Gaulier (2007).

³⁰ Cette formule est justifiée dans Fleurbaey (2007).

³¹ Browning, Chiappori et Lewbel (2006) proposent des techniques d'estimation permettant de faire des choses encore plus fines, où chaque bien de consommation a un coefficient qui mesure son degré de rivalité et donc les économies d'échelle permises, dans la consommation de ce bien, par la vie en commun.

³² En outre, il ne faut pas ajouter le montant de la subvention au revenu ordinaire, mais calculer un revenu équivalent, sous peine de surestimer le niveau de vie en négligeant le fait que si la subvention était forfaitaire les personnes en feraient meilleur usage.

Et se souvenir qu'en matière de mesure du niveau de vie il n'y a pas d'attentisme possible : ne pas faire de correction est l'une des plus mauvaises parmi toutes les corrections possibles. Un point essentiel, toutefois, est d'utiliser les corrections pour augmenter l'information fournie aux usagers et non pour la brouiller. Il paraît indispensable de continuer à fournir les statistiques sur les revenus ordinaires conjointement avec les revenus corrigés, et il est de même préférable de fournir également les résultats séparés pour chaque correction effectuée, et pas seulement les résultats finaux qui incorporent l'ensemble des corrections.

Bibliographie

- ARNESON R. 1990, "Primary goods reconsidered", *Noûs* 24 : 429-454.
- ARNSPERGER C., P. VAN PARIJS 2000, *Ethique économique et sociale*, Paris : *La Découverte*.
- ARROW K.J. 1951, "Social Choice and Individual Values", *New York : Wiley. 2nd ed., 1963*.
- ARROW K.J., A.K. SEN, K. SUZUMURA (eds.) 1997, "Social Choice Re-examined, 2 vol.", International Economic Association, New York : *St Martin's Press and London : Macmillan*.
- ARROW K.J., A.K. SEN, K. SUZUMURA (eds.) 2002, "Handbook of Social Choice and Welfare, vol. 1", *Amsterdam : Elsevier-North-Holland. (vol. 2 à paraître)*
- D'ASPREMONT C., L. GEVERS 2002, "Social welfare functionals and interpersonal comparability", in *Arrow, Sen, Suzumura (eds.)*.
- BLACKORBY C., D. DONALDSON 1990, "A review article : The case against the use of the sum of compensating variations in cost-benefit analysis", *Canadian Journal of Economics* 23 : 471-494.
- BOADWAY R., N. BRUCE 1984, *Welfare Economics*, Oxford : Basil Blackwell.
- BOSSERT W., J.A. WEYMARK 2004, "Utility in Social Choice", in *S. Barberà, P. Hammond, C. Seidl (eds.)*, "Handbook of Utility Theory, vol. 2", *Dordrecht : Kluwer*.
- BROWNING M., P.A. CHIAPPORI, A. LEWBEL 2006, "Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power," *Boston College W.P. #588*.
- COHEN G. A. 1989, "On the currency of egalitarian justice," *Ethics* 99 : 906-944.
- DWORKIN R. 2000, "Sovereign Virtue. The Theory and Practice of Equality, Cambridge, Mass." : *Harvard University Press*.
- FLEURBAEY M. 2000, "Choix social : une difficulté et de multiples possibilités", *Revue Economique* 51 : 1215-1232.
- FLEURBAEY M. 2003, "Ni perfectionniste ni welfariste : l'indice des biens premiers est possible", *Revue de Philosophie Economique, no 7* : 111-135.
- FLEURBAEY M. 2007, "La mesure du niveau de vie", *mimeo*.
- FLEURBAEY M., G. GAULIER 2007, "International comparisons of living standards by equivalent incomes", D.T. CEPII.
- FLEURBAEY M., P. MONGIN 2005, "The news of the death of welfare economic is greatly exaggerate", *Social Choice and Welfare* 25 : 381-418.
- FLEURBAEY M., A. TRANNOY 2003, "The impossibility of a Paretian Egalitarian", *Social Choice and Welfare* 21 : 243-464.
- FREY B., A. STUTZER 2002, "Happiness and Economics : How the Economy and Institutions Affect Human Well-Being, Princeton" : *Princeton University Press*.
- GAERTNER W. 2006, "A Primer in Social Choice Theory, Oxford" : *Oxford University Press*.

- GIBBARD A. 1979, "Disparate goods and Rawls's difference principle : A social choice theoretic treatment", *Theory and Decision* 11 : 267-288.
- GRIFFIN J. 1986, WELL-BEING. "Its Meaning, Measurement and Moral Importance, Oxford" : *Clarendon Press*.
- KING M. 1983, "Welfare analysis of tax reforms using household data", *Journal of Public Economics* 21 : 183-214.
- KOLM S.C. 1972, "Justice et équité, Paris" : *Ed. du CNRS*. "Translated as Justice and Equity, Cambridge, Mass." : *MIT Press, 1997*.
- LAYARD R. 2005, "Happiness. Lessons from A New Science, London" : *Penguin*.
- LOLLIVIER S., D. VERGER 1997, "Pauvreté d'existence, monétaire ou subjective sont distinctes", *Économie et Statistique* 308-310 : 113-142.
- MAGNIEN F., J.-L. TAVERNIER, D. THESMAR 2002, "Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats", *Document de travail INSEE G2002/01*.
- MANIQUET F. 1999, "L'équité en environnement économique", *Revue Économique* 50 : 787-810.
- MANIQUET F. 2007, "Social orderings and the evaluation of public policy", *Revue d'Économie Politique* 117 : 37-60.
- MAS-COLELL A., M.D. WHINSTON, J.R. GREEN 1995, "Microeconomic Theory, New York" : *Oxford University Press*.
- MOULIN H., W. THOMSON 1997, "Axiomatic analysis of resource allocation problems", in Arrow, Sen, Suzumura (eds.), vol. 1.
- NORDHAUS W., J. TOBIN 1973, "Is growth obsolete ?", in *The Measurement of Economic and Social Performance, Studies in Income and Wealth, NBER, vol. 38*.
- NUSSBAUM M.C. 1993, "Non-relative virtues: An Aristotelian approach", in M.C. Nussbaum, A.K. Sen (eds.), *The Quality of Life, Oxford : Clarendon Press*.
- PAZNER E., D. SCHMEIDLER 1978, "Egalitarian equivalent allocations : A new concept of economic equity", *Quarterly Journal of Economics* 92 : 671-687.
- RAWLS J. 1971, "A Theory of Justice, Cambridge, Mass." : *Harvard University Press*.
- RAWLS J. 1974, "Reply to Alexander and Musgrave", *Quarterly Journal of Economics* 88 : 633-655.
- RAWLS J. 1982, "Social unity and primary goods," in A.K. Sen, B. Williams eds, *Utilitarianism and Beyond*, Cambridge : *Cambridge University Press*.
- ROBBINS L. 1932, "An Essay on the Nature and Significance of Economic Science", London : *Macmillan*.
- ROBBINS L. 1981, "Economics and Political Economy," *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, 71(2) : 1-10.
- SAMUELSON P.A. 1974, "Complementarity : An essay on the 40th anniversary of the Hicks-Allen Revolution in Demand Theory", *Journal of Economic Literature* 12 : 1255-1289.
- SEN A.K. 1970, "Collective choice and social welfare", Holden-Day.
- SEN A.K. 1985, "Commodities and Capabilities", Amsterdam : North-Holland.

SEN A.K. 1986, "Social choice theory," in K.J. Arrow, M.D. Intriligator eds., *Handbook of Mathematical Economics*, vol. 3, Amsterdam : North-Holland.Sen A.K. 1987, *On ethics and economics*, Oxford : Basil Blackwell.

SEN A. K. 1992, "Inequality Reexamined, Oxford" : *Clarendon Press*.

SEN A. K. 1999a, "Development as Freedom, New York" : Alfred A. Knopf.

SEN A.K. 1999b, "The possibility of social choice," *American Economic Review* 89 : 349-378.

SUMNER L.W. 1996, "Welfare, Happiness and Ethics, Oxford" : *Oxford University Press*.

LES DIMENSIONS DU BIEN-ÊTRE : QUE NOUS APPRENNENT LES SATISFACTIONS EXPRIMÉES ?

*Vincent MARCUS
INSEE - Département des Etudes Economiques d'Ensemble*

Résumé

Le bien-être est-il une somme de (petites) satisfactions ?

Ce que nous apprennent les satisfactions exprimées sur les composantes du bien-être.

Les principaux indicateurs synthétiques qui cherchent à rendre compte du niveau de « bien-être » sont construits comme agrégation de variables objectives mesurables. Ils reposent donc sur un double présupposé : présupposé sur les grandeurs objectives qui déterminent le bien-être, présupposé sur la contribution relative de ces grandeurs au bien-être total. Dans ce travail, on examine dans quelle mesure ces présupposés peuvent être étayés par des données subjectives en utilisant des informations individuelles sur la satisfaction collectées dans l'enquête européenne sur la qualité de vie (European Quality of Life Survey 2003). Cette enquête fournit à la fois une variable de satisfaction générale et des variables de satisfaction thématiques, permettant de ce fait d'identifier les domaines (revenu, travail, logement, vie sociale, etc...) qui pèsent le plus dans la satisfaction en général. Des questions complémentaires permettent de contrôler les effets individuels habituellement inobservés susceptibles de jouer sur la satisfaction exprimée.

Summary

Mick Jagger's Arithmetics : Can I get satisfaction from satisfactions ?

What we can learn from subjective satisfactions for well-being design.

The main synthetic indexes of so-called "well-being" are built-in providing implicit answers to the following questions : what measurable variables should be included for a good accounting of well-being ? What are the relative importance of those in the aggregate ? In this paper, we provide empirical investigations on the subjective counterpart of such questions based on individual data on satisfaction from the European Quality of Life Survey 2003. This survey provides data related to overall satisfaction and satisfaction along several items (income, job, health, personal relations...). Thus, we are able to identify what domains really matter in the overall satisfaction and how important they are. Controlling for unobserved individual effects is possible thanks to additional questions revealing personal characteristics.

1 Introduction

En janvier 2008, Joseph Stiglitz et Amartya Sen recevaient mandat pour conduire en France une réflexion sur des instruments de mesure de la croissance économique et du progrès social. Peu de temps auparavant, en novembre 2007, une conférence internationale sous l'égide de l'OCDE avait été organisée autour du thème « Au-delà du PIB », invitant ses participants à dépasser le PIB en tant qu'indicateur unique de développement, de progrès et de bien-être. Ces initiatives installent dans l'actualité du débat public des débats et des travaux en fait anciens, datant du début des années 70. L'article fondateur de Nordhaus et Tobin [18] prenait acte des critiques formulées à l'encontre du PNB (Produit National Brut) en tant qu'indicateur de bien-être et proposait un PNB « corrigé », tenant compte notamment des contributions au bien-être apportées par certains domaines spécifiques (santé, éducation, loisir).

Depuis, le nombre d'indicateurs alternatifs a considérablement augmenté, passant d'une dizaine en milieu des années quatre-vingt dix à une trentaine au début des années 2000 (Gadrey et Jany-Catrice [10]). Ces indicateurs ambitionnent généralement de mesurer le développement humain, le progrès social, ou même parfois explicitement le bien-être. Parmi ces nouveaux indicateurs, ce sont surtout les indicateurs dits « synthétiques » ou « composites » qui se sont développés. Leur principe de construction est simple : prenant acte du caractère multidimensionnel de leur objet (disons le bien-être), ils identifient différentes dimensions (revenu, santé, loisir...) supposées contribuer à la détermination du bien-être global. Chacune dimension est mesurée (quantifiée) à partir d'une combinaison de variables élémentaires censées résumer cette dimension du bien-être. Les dimensions retenues sont ensuite agrégées, le plus souvent sommées, pour produire la valeur de l'indicateur synthétique.

Le plus connu, et le plus ancien de ce type d'indicateur est l'indice de développement humain (IDH) créé en 1990 par le programme des Nations-Unies pour le développement (PNUD) dans la perspective de classer les pays. Il combine, par moyenne simple, le PIB par habitant (plus précisément son logarithme, pour tenir compte des rendements décroissants de l'augmentation du PIB sur le bien-être), l'espérance de vie à la naissance et le niveau d'instruction (taux d'alphabétisation et taux de scolarisation), en donnant un poids égal à ces trois dimensions (revenu, santé, éducation).

Les héritiers de ce premier indicateur ont cherché le plus souvent à enrichir le nombre de dimensions constitutives du bien-être, et également à étoffer le nombre de variables élémentaires décrivant chacune des dimensions retenues. En France, le BIP 40, Baromètre des inégalités et de pauvreté » développé par le Réseau d'Alerte sur les inégalités, retient ainsi six dimensions : revenus, conditions de vie, travail, éducation, santé, justice. Au Canada, le Conseil Canadien du développement social élabore depuis 1998 un indice de sécurité personnelle [15] entendu comme la résultante de trois dimensions : sécurité économique (sécurité financière et d'emploi), sécurité sanitaire (protection contre les maladies et les accidents) et sécurité physique et matérielle (protection contre les violences physiques et les vols). La sécurité « économique » est également une des quatre dimensions de l'indice proposé par Osberg et Sharpe [19] en 1998, indice combinant l'approche « agrégat corrigé » (consommation et capital) de Nordhaus et Tobin et l'approche « composite » reposant sur des indicateurs « sociaux » élémentaires. Pour les Etats-Unis, l'indice de santé sociale proposé par M.-L. Miringoff et M. Miringoff [17] organise les variables élémentaires par tranche d'âge : pour les adultes, ils retiennent une dimension emploi (taux de chômage), revenu (salaire hebdomadaire moyen) et santé (taux de couverture sociale) ; pour les jeunes, ils se concentrent sur l'état psychologique (taux de suicide), la santé à nouveau (consommation de drogues) et l'éducation (taux de sortants sans diplôme). Enfin, en Australie, un indicateur de bien-être personnel [4] est calculé deux fois par an depuis 2001 à partir d'informations subjectives. Cet indicateur est calculé comme une moyenne simple des satisfactions exprimées dans les sept domaines suivants : niveau de vie, santé, sécurité physique, relations personnelles, réussite personnelle, engagement collectif, perspectives d'avenir.

L'intérêt de ces indicateurs est de fournir une mesure synthétique prenant en compte de multiples aspects du bien-être. Mais un de leurs points faibles réside dans le système de pondérations retenus pour agréger les différentes composantes de l'indicateur. Autrement dit, l'importance relative à accorder aux différentes dimensions dans l'agrégat total est en général posé a priori. Ce problème de l'importance relative des éléments non-monétaires par rapport aux agrégats financiers est également posé aux indicateurs de type « agrégats corrigés ». Mais ces derniers explicitent en général les fondements de la valorisation relative, comme les travaux de Fleurbaey et Gaulier [9] fondés sur les « variations compensatoires » (ou « consentement à payer ») utilisées par les méthodes d'évaluation contingente. De fait, les indicateurs « composites » retiennent souvent par défaut une pondération uniforme des dimensions qui les composent. Dans l'indice de développement humain (IDH) par exemple,

l'espérance de vie pèse autant que le PIB par tête et autant que le degré d'instruction. Pour résoudre cette difficulté, Moati et Rochefort [16] suggéraient, en conclusion de leur rapport *Mesurer le pouvoir d'achat*, que « la sélection des registres [ou domaines, *ndla*] pertinents et leur pondération dans l'indice composite pourraient être effectués sur la base des résultats [...] des recherches [...] sur l'économie du bonheur », citant l'*European Quality of Life Survey* comme source possible de ces travaux³³.

Dans ce travail, en s'appuyant sur l'*European Quality of Life Survey*, on se propose précisément d'examiner dans quelle mesure les données subjectives recueillies sur la satisfaction exprimée des individus permettent de quantifier l'importance relative des différentes dimensions supposées déterminer le bien-être. La section 2 propose une brève revue des travaux existants sur le sujet. La section 3 détaille la méthodologie et la section 4 présente les données et les résultats obtenus sur les pays de l'Union Européenne. Enfin, la section 5 conclut sur les limites de l'approche.

2 Le bien-être : ce qui compte vraiment

On n'ambitionne pas ici de parcourir l'ensemble de la littérature concernant les différents éléments susceptibles de déterminer le bien-être d'une personne, ni même d'entrer dans un débat avancé sur les différences entre bien-être, satisfaction, bonheur... Une revue de littérature récente conduite par Dolan et White (2006) pour le DEFRA (Department of Food, Environment and Rural Affairs) identifiait, outre les caractéristiques individuelles intangibles (sexe, âge, physique, voire « psychologie »...), les grands domaines suivants : revenu/richeesse, éducation, santé, emploi, travail et occupations, relations interpersonnelles et situation macroéconomique (économique, sociale et politique).

Une première méthode pour déterminer quelles sont les aspects de l'existence qui déterminent le plus le bien-être peut consister tout simplement à le demander aux gens. De fait, c'est la méthode retenue par le Conseil Canadien du développement social pour son indice de sécurité personnelle. Dans une enquête *ad hoc* de 1998, il était demandé aux personnes interrogées de choisir, parmi les trois thématiques proposées (sécurité économique, santé, et sécurité physique et matérielle), le thème le plus important : 55 % des personnes déclarèrent la santé, 35 % la sécurité économique, et 10 % la sécurité physique et matérielle. En conséquence, les trois dimensions de l'indice canadien ont été pondérées avec ces proportions respectives. Pour les pays de l'Union européenne, plusieurs vagues de l'Eurobaromètre (enquête d'opinion européenne existant depuis le début des années 1970 commandité par la Commission) ont inclus ce genre de questions entre 1998 et 2001 pour les pays membres, ainsi qu'en 2002 pour les pays alors candidats à l'adhésion. Cette fois, il était demandé aux personnes interrogées de choisir les trois facteurs contribuant le plus à la qualité de leur vie actuelle parmi seize facteurs.

Dans tous les pays, Hongrie et Estonie exceptés, c'est la santé qui est majoritairement retenue comme premier facteur (Dehey [8]). Ce thème figure par les trois facteurs principaux pour 75 % de la population des pays de l'EU15 et 65 % de la population des pays candidats. Les deux autres facteurs principaux sont le revenu (« avoir un revenu suffisant pour satisfaire ses besoins ») et la qualité des relations familiales (« pouvoir compter sur des membres de sa famille en cas de besoin »), loin devant tous les autres : ils figurent parmi les trois facteurs les plus importants cités pour près de 45 % de la population (EU15 et pays candidats). « Avoir un travail satisfaisant », « avoir moins de stress », « avoir des amis sur qui compter » ne sont retenus que pour moins de 20 % des personnes interrogées. Cette méthode permet d'identifier les thématiques les plus importantes, éventuellement de les ordonner, mais elle ne permet pas de quantifier l'importance relative de leur contribution au « bien-être » global.

Pour ce faire, une seconde méthode peut consister cette fois à inférer les contributions relatives des différents domaines en mettant en relation la satisfaction globale exprimée et les satisfactions exprimées par les personnes dans ces différents domaines, comme proposé dans la section suivante.

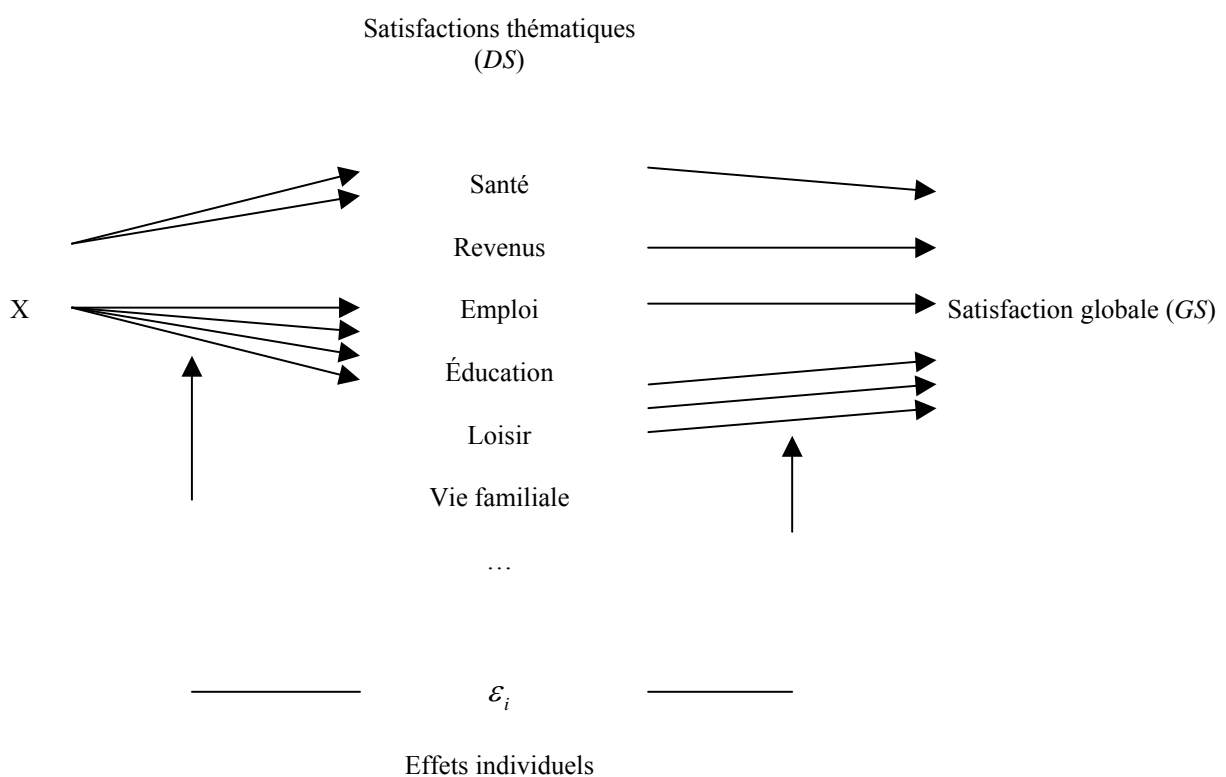
³³ « Cette enquête [l'European Quality of Life Survey], d'une grande richesse, pourrait servir de base à la constitution d'indicateurs composites fondés sur des mesures subjectives par registre », pp.119-120.

3 Éléments de modélisation

3.1 Un modèle

La plupart des « modèles » explicatifs de satisfaction (global ou thématique) spécifient une relation entre la variable (latente) de satisfaction et un ensemble de variables objectives (e.g Clark [2], Di Tella et ali. [6]). L'approche retenue ici est un peu différente car on cherche à identifier une relation entre la satisfaction globale et les satisfactions thématiques. On reprend le modèle présenté par Van Praag et Frijters et Ferri-i-Carbonell [20].

En notant X un ensemble de variables explicatives objectives (mesurables), DS_j la satisfaction relative au domaine j (avec $j=1 \dots J$), et GS la satisfaction globale, on peut schématiser les relations comme suit :



Chaque satisfaction thématique peut être expliquée par un sous-ensemble X_j de variables explicatives. À l'évidence, les satisfactions thématiques ne sont pas indépendantes les unes des autres : être satisfait de son emploi (notamment sous l'aspect rémunération) est susceptible d'être lié à la satisfaction concernant la situation financière (revenus), souffrir d'une pathologie ou d'une incapacité peut affecter également la satisfaction en matière de temps libre. Surtout, à conditions objectives données, des facteurs psychologiques individuels (« la personnalité » pour Van Praag et ali. [21]) sont susceptibles d'influencer significativement la satisfaction ressentie et exprimée, tant au niveau des satisfactions thématiques que de la satisfaction globale. Formellement, de manière très générale, le système de relations peut donc s'écrire comme suit pour un individu i (l'indice i étant omis pour alléger les notations) :

$$GS = GS(DS_1, \dots, DS_J; \varepsilon_G)$$

$$DS_j = DS_j(X_j; \varepsilon_j)$$

avec les hypothèses suivantes sur les termes d'erreur :

$$\text{cov}(\varepsilon_j; \varepsilon_{j'}) = \sigma_{j,j'} \neq 0$$

$$\text{cov}(\varepsilon_j; \varepsilon_G) = \sigma_{j,G} \neq 0$$

En particulier, on peut supposer que les termes résiduels se décomposent de la manière suivante, comme la somme d'une composante commune à l'individu ε_i et d'une composante idiosyncratique :

$$\varepsilon_{ij} = \varepsilon_i + \eta_{ij}$$

$$\varepsilon_{iG} = \varepsilon_i + \eta_{iG}$$

Pour fixer les idées, ce terme commun ε_i sera appelé facteur psychologique dans la suite.

3.2 Traitement des variables qualitatives

Le modèle présenté à la section au 3.1 était implicitement formulé sur des intensités continues de satisfaction, GS ou DS. Or ces variables ne sont bien sûr pas observables : on dispose uniquement de modalités discrètes ordonnées sur une échelle de satisfaction. En général, la personne interrogée est soit invitée à donner une note (entre 1 et 10) à la question « dans quelle mesure êtes-vous satisfait de...? », soit à choisir une modalité libellée en clair (« très satisfait », « plutôt satisfait », « plutôt pas satisfait »...).

Le modèle ci-dessous s'entend donc comme un modèle sur les variables latentes de satisfaction. Formulé autrement, on peut considérer ce modèle comme un modèle avec **variable expliquée qualitative** (la satisfaction globale GS) et **variables explicatives qualitatives** (les satisfactions thématiques DS_j) potentiellement **endogènes**. Lollivier [13] présente la méthode d'estimation de cette classe de modèle, appliquée au cas simplifié où les variables qualitatives sont dichotomiques et l'équation d'intérêt ne contient qu'une seule variable explicative qualitative, introduite classiquement sous la forme d'une indicatrice. La formulation d'hypothèse paramétrique sur la loi jointe des termes d'erreurs est ici nécessaire et l'estimation directe du modèle (par opposition à des méthodes en deux étapes présentées par l'auteur dans des cas un peu différents) est incontournable. Dans le modèle présenté dans Lollivier [13], l'estimation directe est envisageable car il est possible de calculer la fonction de répartition de la loi normale bivariée (elle est disponible dans SAS par exemple). Dans notre cas, la probabilité jointe élémentaire d'observer les différents états de satisfaction s'écrirait comme suit :

$$P(GS = k_g; DS_1 = k_1, \dots; DS_J = k_J) = P(\alpha_{k_g-1}^G < \varepsilon_G \leq \alpha_{k_g}^G; \alpha_{k_1-1}^1 < \varepsilon_1 \leq \alpha_{k_1}^1; \dots; \alpha_{k_J-1}^J < \varepsilon_J \leq \alpha_{k_J}^J)$$

soit, dans le cas J=2 (deux variables explicatives) :

$$P = \Phi^{(3)}(\alpha_{k_g}^G; \alpha_{k_1}^1; \alpha_{k_2}^2) - \Phi^{(3)}(\alpha_{k_g-1}^G; \alpha_{k_1-1}^1; \alpha_{k_2-1}^2) + \sum_{m,n,l \in (G,1,2)} \Phi^{(3)}(\alpha_{k_m}^m; \alpha_{k_n-1}^n; \alpha_{k_l-1}^l) - \sum_{m,n,l \in (G,1,2)} \Phi^{(3)}(\alpha_{k_m}^m; \alpha_{k_n}^n; \alpha_{k_l-1}^l)$$

et ferait donc intervenir la fonction de répartition d'une loi normale multivariée $\Phi^{(J+1)}$ dès que J>1, fonction qu'on ne sait pas calculer explicitement. Estimer la vraisemblance d'un tel modèle nécessiterait donc de recourir à des méthodes numériques de simulation du type moments simulés (McFadden [14] et Hajivassiliou, McFadden et Ruud [11]).

Pour l'heure, nous avons adopté une stratégie moins coûteuse en programmation et temps de calculs en s'inspirant de Terza [22]. Elle consiste à se ramener à des variables explicatives continues observées en calculant une approximation de la variable latente : précisément, on approxime la variable latente par une constante, conditionnellement à l'intervalle connu de variations $[\alpha_{k-1}; \alpha_k]$. En supposant en outre que la variable latente est distribuée comme une loi normale, on obtient le dernier terme de l'égalité :

$$E[DS^* | \alpha_{k-1} < DS^* < \alpha_k] = \frac{1}{\Phi(\alpha_k) - \Phi(\alpha_{k-1})} \int_{\alpha_{k-1}}^{\alpha_k} DS^* \phi(DS^*) dDS^* = \frac{\phi(\alpha_{k-1}) - \phi(\alpha_k)}{\Phi(\alpha_k) - \Phi(\alpha_{k-1})}$$

où ϕ est la densité de la loi normale centrée réduite.

3.3 Biais d'endogénéité et sélection

Pour assurer l'absence de biais des estimateurs, il faut donc traiter l'endogénéité potentielle des satisfactions thématiques induite par le facteur commun ε_i , que l'on désignera par la suite facteur psychologique.

Lorsqu'on dispose de données longitudinales, on peut appliquer les méthodes classiques de traitements des effets fixes individuels. Ici, faute de disposer de telles données, on se propose d'introduire explicitement des variables susceptibles d'être de bons « proxy » de ce facteur psychologique, comme détaillé dans la section 4.1.

A titre de comparaison, on appliquera également la méthode de Van Praag, Frijters et Ferrer-i-Carbonell [20] qui consiste à estimer les équations $DS_j = DS_j(X_j; \varepsilon_j)$, à extraire la première composante d'une analyse en composante principale sur les résidus estimés, et à inclure cette combinaison linéaire des résidus des équations thématiques dans l'équation d'intérêt, comme « proxy » du facteur psychologique.

Enfin, un problème de sélection/disponibilité des données est susceptible de se poser. La satisfaction concernant l'activité ou l'occupation principale est parfois circonscrite à la question de l'emploi (*job satisfaction*), comme dans le panel des ménages allemand utilisé par Van Praag et ali [20]. En conséquence, la satisfaction dans ce « domaine » ne peut être inclus dans l'équation d'intérêt que pour les personnes en emploi (et éventuellement les chômeurs moyennant des hypothèses supplémentaires) : la sous-population sur laquelle est réalisée l'estimation résulte alors d'un processus de sélection qui n'est sans doute pas exogène à la relation estimée entre satisfaction globale et satisfaction thématique. Ce même fameux « facteur psychologique », entre autres, est susceptible d'affecter à la fois la probabilité d'être en emploi et le niveau de satisfaction globale exprimée.

Ceci dit, la population d'intérêt reste la population générale. Plutôt que de traiter la sélection dans l'estimation, on peut chercher à construire de manière *ad hoc* une variable de satisfaction concernant l'occupation principale (c'est le terme utilisé dans le panel des ménages français) pouvant s'appliquer à toute la population (retraité, étudiant, homme/femme au foyer...). En contrepartie, pour les personnes non-actives (notamment retraité et homme/femme au foyer), la distinction entre satisfaction concernant l'occupation principale et satisfaction concernant le temps de loisir (lorsque cette dernière est introduite) devient floue.

4 Estimation et Résultats

4.1 Données

Les données utilisées proviennent de la première édition de l'enquête européenne sur la qualité de la vie (European Quality of Life Survey) conduite en 2003 par la Fondation Européenne pour l'amélioration des conditions de vie et de travail, organisme d'études dépendant de l'Union Européenne. Cette enquête a été conduite auprès des 25 pays membres de l'Union Européenne de l'époque, ainsi qu'en Bulgarie, Roumanie et Turquie. Il s'agissait d'une enquête par questionnaire en face-à-face auprès des ménages européens. Dans chaque pays, environ 1000 personnes étaient interrogées (et 600 dans les petits pays comme Malte, Chypre et Luxembourg). Cette enquête avait pour objectif d'identifier les différents facteurs ayant un impact sur la qualité de vie des européens. A ce titre, plusieurs thèmes étaient abordés : ressources financières, emploi, conditions de vie et environnement, relations familiales et vie sociale, état de santé, niveau d'éducation et activités culturelles, etc...

Spécifiquement, l'enquête contient sept questions de satisfactions thématiques « Dans quelle mesure êtes-vous satisfait de chacun des éléments suivants :... » relatives (dans cet ordre) au niveau d'études, à l'emploi occupé, au niveau de vie actuel, au logement, à la vie de famille, à la santé et à la vie sociale (voir Figure 1). Elle contient également deux questions de « bien-être global », formulées respectivement en termes de satisfaction (*Tout bien considéré, dites-moi dans quelle mesure vous êtes satisfait de votre vie actuellement ?*) et de bonheur (*En prenant tous ces éléments en compte, dans quelle mesure diriez-vous que vous êtes heureux ?*). Cette double formulation renvoie à la distinction théorique (Diener et ali. [5]) entre une évaluation cognitive (satisfaction) et une évaluation émotionnelle ou affective (bonheur). L'analyse approfondie des corrélations entre les réponses à ces deux questions constituerait un travail en soi, qui dépasse le cadre de cet article. A ce stade, on se contentera de souligner la forte corrélation empirique observée entre ces deux questions. Les travaux existants utilisent en général la question formulée en termes de satisfaction, et nous retiendrons donc cette formulation par souci de comparaison. Dans notre cas, l'organisation du questionnaire peut néanmoins laisser penser que la réponse à la question sur le « bonheur » sera davantage reliée aux satisfactions thématiques : celle-ci est en effet posée juste après les questions thématiques de satisfaction, les « éléments à prendre en compte » faisant donc implicitement référence à ces questions de satisfaction. Au demeurant, les résultats sont apparus peu sensibles au choix de la variable de bien-être global.

Figure 1 - Distribution des réponses aux questions de satisfaction

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Satisf. gén.	France	0.8	0.6	1.8	2.5	13.9	15.3	26.4	25.3	8.2	5.2
	UE15	1.0	0.9	1.8	2.8	10.2	11.0	21.5	29.1	11.6	10.0
	Ex-Soc	5.2	3.2	5.7	7.0	22.9	11.4	15.0	17.4	5.4	6.8
Éducation	France	2.0	3.6	4.1	7.6	17.9	13.8	19.7	17.0	7.1	7.2
	UE15	1.8	1.9	3.0	4.3	13.5	12.7	18.0	21.6	9.4	13.7
	Ex-Soc	4.1	3.1	5.3	5.2	18.2	8.8	11.5	16.5	7.7	19.6
Emploi	France	1.9	1.4	2.5	4.4	11.5	14.0	19.0	25.1	11.8	8.3
	UE15	1.0	1.1	1.8	2.5	9.0	12.2	18.9	26.0	13.2	14.4
	Ex-Soc	1.8	3.4	3.9	4.2	15.5	10.0	14.3	20.4	9.9	16.6
Niveau de vie	France	1.1	1.2	2.0	4.7	15.6	14.4	22.8	24.7	7.9	5.6
	UE15	1.5	1.2	2.2	3.4	10.7	11.8	20.0	26.7	10.6	11.9
	Ex-Soc	6.6	5.6	8.7	8.9	21.9	10.3	13.5	13.7	4.4	6.5

Logement	France	0.7	1.3	2.0	3.0	8.3	11.9	19.3	28.2	13.6	11.9
	UE15	0.9	1.1	1.5	2.1	6.8	9.3	16.1	27.2	14.9	20.1
	Ex-Soc	3.9	3.1	5.0	5.3	15.4	8.3	12.7	18.9	9.6	17.6
Vie familiale	France	0.9	1.5	1.3	2.5	10.0	10.4	18.8	27.7	12.3	14.5
	UE15	1.0	1.0	1.1	2.0	6.4	7.5	14.3	24.8	15.8	25.9
	Ex-Soc	2.9	2.2	2.7	2.3	9.2	6.4	10.7	18.6	13.4	31.4
Santé	France	0.6	0.9	1.7	2.3	10.3	13.6	19.0	26.3	11.9	13.5
	UE15	1.4	1.5	2.0	2.9	8.4	9.6	14.5	25.5	15.5	18.7
	Ex-Soc	4.9	3.9	5.0	4.7	12.2	7.4	10.9	18.0	12.2	20.8
Vie sociale	France	1.0	0.3	1.5	1.8	12.2	15.6	24.9	25.8	9.0	7.9
	UE15	1.2	1.1	1.7	3.1	9.8	11.5	18.6	26.3	12.0	14.7
	Ex-Soc	4.9	4.5	6.3	6.3	18.9	9.6	12.4	15.9	7.5	13.7
Bonheur	France	0.6	0.3	0.4	2.2	7.8	14.3	26.2	30.1	11.3	6.9
	UE15	0.8	0.5	1.0	1.9	6.7	9.3	19.9	31.8	14.9	13.1
	Ex-Soc	1.7	1.6	3.3	4.8	17.3	10.1	17.1	22.0	10.2	11.8

Champ : Personnes âgées de 18 et plus (1029 observations pour la France). Personnes en emploi pour le thème Emploi (572 personnes pour la France). Ex-Soc : les 10 pays membres, ex-pays du bloc soviétique (Malte et Chypre exclus).

Source : European Quality of Life Survey 2003 - *Eurofound*.

Lecture : En France, 25,3 % des personnes donnent la note 8 en réponse à la question « Tout bien considéré, dans quelle mesure êtes-vous satisfait de votre vie actuellement ? *Merci de donner une note de 1 à 10* »

Concernant les satisfactions thématiques, deux traitements ont été effectués. La référence au niveau de vie semble être un concept large pour les personnes interrogées : on lui a préféré une question plus explicite (ou plus restreinte) concernant la situation financière du ménage (*Votre foyer arrive-t-il à boucler ses fins de mois : Très Aisément, Aisément...*). Elle a en outre l'avantage de permettre la comparaison avec les résultats obtenus sur les panels français ou allemands déjà cités, qui utilisent également la satisfaction relative à la situation financière (Figure 2).

Figure 2 - Satisfaction concernant la situation financière

Arriver à boucler ses fins de mois...

	France	UE15	Ex-Soc	France(*)
Avec beaucoup de difficultés	3.0	3.8	16.5	9.4
Avec difficulté	8.8	6.6	25.1	9.5
Avec quelques difficultés	28.1	21.5	28.9	23.8
Relativement aisément	35.2	30.8	18.3	29.8
Aisément	18.8	26.7	9.8	25.3
Très aisément	6.1	10.5	1.3	2.2

* Calculé sur le Panel Européen des Ménages pour la satisfaction relative à la situation financière en 6 modalités (*Pas du tout satisfait/Pas satisfait/Pas très satisfait/Assez satisfait/Satisfait/Très satisfait*)

Champ : Personnes âgées de 18 et plus (1029 observations pour la France). Ex-Soc : les 10 pays membres, ex-pays du bloc soviétique (Malte et Chypre exclus).

Source : European Quality of Life Survey 2003 - *Eurofound* et Panel Européen des Ménages - *Insee*.

Lecture : En France, 35,2 % des personnes déclarent que leur foyer arrive à « boucler ses fins des mois relativement aisément »

Concernant la satisfaction dans l'occupation principale, on a utilisé d'une part la satisfaction dans l'emploi pour les personnes employées et d'autre part la satisfaction relative à l'utilisation du temps libre pour les personnes inactives (principalement retraités et homme/femme au foyer). Par hypothèse, les chômeurs se sont vus imputer des niveaux de satisfaction inférieurs (1 à 4), en distinguant chômeurs de longue durée et chômeurs de moins d'un an.

Enfin, concernant les variables « proxy » pour le facteur psychologique ε_i , plusieurs questions ont été testées concurremment, principalement le degré auquel *la personne pense pouvoir faire confiance aux gens* (Figure 3), le fait d'*être optimiste pour le futur*, et le sentiment d'*avoir du mal à trouver sa voie car la vie est trop compliquée* (Figure 4), et secondairement le fait de se sentir abandonné par la société ou le fait de considérer que *la chance est plus important que le fait de travailler dur pour réussir* (fatalisme).

Figure 3 - Degré de confiance en autrui

Pouvoir faire confiance aux gens

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
France	2.0	2.9	5.9	7.7	26.4	16.4	18.3	15.4	3.3	1.7
UE15	5.2	3.4	5.8	7.4	22.7	15.6	18.6	15.4	3.8	2.3
Ex-Soc	12.1	5.8	9.9	8.5	26.7	11.3	11.2	9.5	2.1	2.8

Champ : Personnes âgées de 18 et plus.

Source : European Quality of Life Survey 2003 - Eurofound

Figure 4 - Différents états psychologiques

		<i>D'accord...</i>			
		Tout à fait	Plutôt	Plutôt Pas	Pas du tout
Pas optimiste pour le futur	France	8.2	37.0	40.1	14.6
	UE15	19.1	45.4	26.3	9.3
	Ex-Soc	19.6	42.6	24.7	13.1
Abandon par la société	France	2.8	14.8	34.7	47.7
	UE15	2.6	9.6	25.2	62.6
	Ex-Soc	6.3	14.7	29.5	49.5
Compter plus sur la chance	France	7.2	31.2	35.5	26.1
	UE15	10.2	33.2	32.0	24.6
	Ex-Soc	22.6	38.7	23.0	15.7
La vie est compliquée,	France	6.4	21.5	35.7	36.5
	UE15	7.3	24.6	29.8	38.4
	Ex-Soc	17.4	28.5	28.9	25.2

4.2 Résultats

Le modèle expliquant la satisfaction globale (qualitative en 10 modalités³⁴) en fonction des satisfactions thématiques (quantifiées comme détaillé en section 3.2) est estimé dans un premier temps sur l'ensemble des pays de l'UE15 (Figure 5). L'introduction d'un premier ensemble de variables (pays, sexe, âge), a priori bonnes candidates pour approcher des effets fixes individuels ne modifie pas les coefficients estimés. Lorsqu'on introduit une variable « psychologique » (ici le fait de se déclarer optimiste pour le futur), les coefficients estimés sont revus très légèrement à la baisse, quoique plus significativement pour le coefficient associé à la satisfaction financière (ces deux aspects étant logiquement davantage corrélés).

En termes d'importance relative, ce sont la situation financière et les aspects interpersonnels (vie de famille et vie sociale) qui semblent peser le plus dans la satisfaction globale. Paradoxalement, la santé, pourtant toujours citée parmi les thèmes les plus importants en termes de bien-être global, y contribue peu.

Figure 5 - Satisfaction globale dans les pays de l'UE15

	Estimate	Std Err	Estimate	Std Err	Estimate	Std Err	Estimate	Std Err
Constante	-1.80	0.06	-1.86	0.12	-1.90	0.19	-2.15	0.25
Satisfaction...								
Éducation	<i>0.06</i>	0.04	<i>0.07</i>	0.05	<i>0.08</i>	0.05	<i>0.07</i>	0.06
Occupation	0.15	0.04	0.15	0.05	0.15	0.04	0.14	0.06
Sit. Financière	0.27	0.04	0.27	0.05	0.27	0.05	0.23	0.06
Logement	0.18	0.05	0.19	0.06	0.17	0.06	0.17	0.07
Vie familiale	0.30	0.05	0.29	0.06	0.29	0.06	0.30	0.07
Santé	0.14	0.04	0.14	0.05	0.16	0.06	0.15	0.07
Vie sociale	0.27	0.05	0.27	0.06	0.27	0.06	0.26	0.08
Pays	-	-	<i>NS</i>		<i>NS</i>		<i>NS</i>	
Sexe (F)	-	-	-	-	<i>0.04</i>	0.08	<i>0.04</i>	0.09
25-34	-	-	-	-	<i>0.00</i>	0.17	<i>-0.01</i>	0.22
35-49	-	-	-	-	<i>-0.02</i>	0.17	<i>0.01</i>	0.21
50-64	-	-	-	-	<i>-0.03</i>	0.17	<i>0.04</i>	0.22
65 et plus	-	-	-	-	<i>0.14</i>	0.18	<i>0.22</i>	0.22
Être optimiste	-	-	-	-			0.41	0.11
Observations	12 796							

Variable dépendante : satisfaction globale à 10 modalités. Modèle Probit polytomique ordonné. Les coefficients non significatifs à 10% sont portés en italiques (la statistique de test (Wald) suit un $\chi^2(1)$).

Champ : personnes de 18 et plus des pays de l'UE15.

Source : European Quality of Life Survey 2003 -Eurofound

³⁴ Des estimations avec regroupement des notes pour assurer des tailles minimales d'échantillon par modalités ont été effectuées (voir Annexe I). Les coefficients obtenus sont très similaires, mais les écarts-types sont en général meilleurs : certains coefficients deviennent même significativement non nuls.

Lorsque l'on compare les estimations obtenues avec différentes variables candidates en guise de proxy pour le facteur psychologique (Figure 6), on observe peu de sensibilité des résultats. L'estimation conduite avec la variable *Pouvoir faire confiance aux gens* (binaire), a priori la meilleure candidate, aboutit à des contributions relatives de même ordre de grandeur (vie familiale et sociale, situation financière). Ces résultats (non reproduits) sont robustes au fait d'introduire cette même variable mais à un niveau détaillé (indicatrices ou projetée). De même, l'application de la procédure en deux étapes de Van Praag et alii. (estimation des équations thématiques de satisfactions, extraction de la 1^{ère} composante principale du nuage des résidus, et estimation de l'équation d'intérêt avec cette composante) ne modifie pas les résultats, le contenu informationnel du facteur commun étant faible, ce qui donne à penser que les *proxy* utilisées sont bonnes (les estimations des équations de satisfaction thématique sont disponibles sur demande auprès de l'auteur).

Figure 6 - Satisfaction globale avec différents proxy en guise de « facteur psychologique »

	<i>Pas optimiste</i>		<i>Sentiment</i>		<i>Fatalisme</i>		<i>Vie trop compliquée</i>		<i>Ne pas pouvoir faire</i>	
	Estimate	Std Err	Estimate	Std Err	Estimate	Std Err	Estimate	Std Err	Estimate	Std Err
Constante	-2.15	0.25	-2.23	0.24	-2.00	0.18	-2.16	0.14	-2.06	0.16
Satisfaction...										
Éducation	0.07	0.06	0.08	0.06	0.07	0.04	0.07	0.03	0.07	0.04
Occupation	0.14	0.06	0.15	0.05	0.15	0.04	0.15	0.03	0.15	0.04
Sit. Financière	0.23	0.06	0.24	0.06	0.27	0.04	0.24	0.04	0.26	0.04
Logement	0.17	0.07	0.18	0.06	0.18	0.05	0.17	0.04	0.17	0.05
Vie familial	0.30	0.07	0.29	0.06	0.29	0.05	0.30	0.04	0.31	0.05
Santé	0.15	0.07	0.15	0.06	0.15	0.05	0.16	0.04	0.16	0.05
Vie sociale	0.26	0.08	0.25	0.07	0.28	0.05	0.25	0.04	0.26	0.05
proxy " ε_i "	0.41	0.11	0.43	0.14	0.14	0.07	0.33	0.06	0.30	0.07
<i>Indicatrices sexe, âge, pays</i>										
<i>Observations</i>	12470									

Variable dépendante : satisfaction globale. Modèle Probit polytomique ordonné incluant une variable d'état « psychologique » binaire 1/0. L'intitulé de l'état correspond à la modalité 0 de la variable correspondante.

Champ : personnes de 18 et plus des pays de l'UE15.

Source : European Quality of Life Survey 2003 -Eurofound.

Finalement, c'est la comparaison entre pays de l'UE15 et pays de l'UE ex-membres du bloc soviétique qui s'avère être la plus instructive. Comme on pouvait s'y attendre, l'importance relative de la vie familiale et sociale cède le pas et dessine le primat de la situation financière. Ce résultat corrobore l'idée que la contribution du revenu (principal déterminant de la situation financière (objective et subjective !)) au bien-être dépend de son niveau et diminue avec lui. A l'opposé, en Suède, on observe au contraire une prépondérance des relations sociales et familiales dans la satisfaction globale. En Suède, 80 % des personnes déclarent pouvoir « boucler leurs fins de mois » relativement aisément (ou mieux). Dans les pays ex-communistes, c'est 70 % des personnes qui déclarent le faire avec quelques difficultés (ou encore plus difficilement). Enfin, on notera que la France se distingue des autres pays européens par une importance non significative de la réussite éducative dans la satisfaction globale. Faut-il y voir le rôle particulier souvent souligné que joue le diplôme initial dans la trajectoire sociale et professionnelle en France ?

Figure 7 - Pondérations relatives des différentes dimensions contribuant à la satisfaction globale

	UE15	Ex-Soc	France	RU	Allemagne	Danemark	Italie	Espagne
En %								
<i>Satisfaction...</i>								
Éducation	5.2	2.7	8.8	<i>0.5</i>	<i>1.0</i>	2.7	-	15.3
Occupation	10.8	11.7	8.9	<i>4.1</i>	12.9	6.5	14.4	11.5
Sit. Financière	17.7	28.4	14.8	12.9	28.6	12.9	17.7	17.2
Logement	12.9	14.5	16.4	23.3	<i>4.6</i>	10.5	9.8	10.5
Vie familiale	22.4	14.3	20.8	24.0	27.4	30.5	30.8	21.2
Santé	11.2	13.3	8.2	10.7	<i>11.8</i>	12.4	<i>4.0</i>	8.3
Vie sociale	19.7	15.0	22.1	24.4	<i>13.7</i>	24.6	23.3	16.0
Indicatrices	Oui	Oui	-	-	-	-	-	-
<i>Observations</i>	<i>12571</i>	<i>6947</i>	<i>891</i>	<i>847</i>	<i>888</i>	<i>840</i>	<i>878</i>	<i>877</i>

Lecture : les coefficients associés à chaque domaine de satisfaction sont exprimés en proportion de la somme des coefficients des 7 domaines. Les coefficients non significatifs (portés en italiques) sont inclus dans le total.

5 Prolongements

5.1 Autres domaines de satisfaction : sécurité, environnement

En général, les indicateurs composites incluent d'autres domaines que ceux précédemment analysés, notamment une dimension environnementale et une dimension relative à la sécurité physique et/ou matériel. Sans disposer à proprement parler de questions de satisfaction explicite (*dans quelle mesure êtes-vous satisfait de...?*), l'European Quality Life Survey contient des questions qui peuvent permettre d'appréhender ses aspects. En matière de sécurité, il est demandé « *Dans quelle mesure est-il sûr de se promener dans votre quartier ?* », avec 4 intensités de réponse. De même, il est demandé à l'enquêté s'il a des raisons (4 intensités également) de se plaindre de problèmes concernant l'endroit où il vit en matière de bruit, de pollution de l'air, de manque d'espace verts et de qualité de l'eau. Ces questions permettent donc de dériver des variables de satisfaction sur ces domaines et de les introduire en supplément des autres domaines. Les résultats de l'estimation sur l'ensemble des pays de l'UE15 a conduit à des coefficients estimés pour ces domaines très faibles (respectivement 0.033 pour l'environnement et 0.005 pour la sécurité à comparer aux niveaux obtenus dans la Figure 5 par exemple), et non significativement différent de 0.

5.2 Le sens du collectif

Une autre extension possible serait d'inclure des dimensions proprement collectives. En effet, on peut dire que les domaines de satisfaction introduits jusqu'ici se limitent à des satisfactions individuels, voire individualistes (mon logement, ma santé, mes besoins, mon travail...). Or on peut légitimement arguer que la situation *des autres* est susceptible d'influencer mon niveau de satisfaction, dans un sens d'ailleurs a priori indéterminé, que l'on soit altruiste et sensible aux inégalités, ou envieux et soucieux de distinction sociale. Au-delà, c'est même la situation du « nous » (moi+les autres et non pas uniquement moi par rapport aux autres) qui est susceptible de peser sur le niveau de satisfaction. Cet aspect mérite d'être exploré mais les questions disponibles dans l'EQLS ne s'y prêtent pas nécessairement. Les questions relatives aux services publics restent orientés en termes de service rendu à l'individu (Quelle confiance accordez-vous au système de retraite *pour vous rendre le service attendu ?* ou bien Donner une note à la qualité des services publics suivants...) et les questions sur le « vivre ensemble » restent factuelles (Y a-t-il des tensions entre riches/pauvres, dirigeants/salariés...).

6 Conclusion

En termes de recommandations pratiques pour les pondérations des indicateurs composites, les estimations proposées pour l'importance relative des différents domaines contribuant au bien-être font ressortir nettement que ces pondérations sont loin d'être uniformes, contrairement à ce qu'on suppose habituellement. Plus encore, elles apparaissent très variables d'un pays à l'autre ce qui plaide pour une prise en compte de cette spécificité dans les comparaisons internationales.

Cette approche a néanmoins des limites. En premier lieu, les sources de données utilisées ne contiennent pas nécessairement tous les domaines susceptibles d'influencer le bien-être. En outre, les échantillons par pays restent de taille très modeste. Surtout, dans cette approche purement individuelle voire individualiste fondée sur la satisfaction subjective, la prise en compte de la dimension collective ou de l'intérêt général apparaît problématique. Cette limite est peut-être rédhibitoire alors même que l'on cherche partout à mieux « mesurer le progrès des sociétés » (OCDE). Que la satisfaction sociale collective soit la somme des satisfactions individuelles, Durkheim en doutait déjà il y a un siècle...

Bibliographie

1. AFSA C. (2007), "Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail", *Document de Travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques*, n° G 2007/10, INSEE.
2. CLARK A.E. (1997), "Job Satisfaction and Gender, why women are so happy at work", *Labour Economics* 4, 341-372.
3. CLARK A.E., F. ETILE, F. POSTEL-VINAY, C. SENIK AND K. VAN DES STRAETEN (2005), "Heterogeneity in Reported Well-Being: Evidence from Twelve European Countries", *Economic Journal*, vol. 115.
4. CUMMINS R.A., R. ECKERSLEY ET ALI. (2001), "Australian Unity Well-being Index. Survey 1 : Report 1", *Australien Centre on Quality of Life, Deakin University*.
5. DIENER E., E.M. SUH, R.E. LUCAS AND H.L. SMITH (1999), "Subjective well-being: three decades of progress", *Psychological Bulletin*, 125, 276-302.
6. DI TELLA R., R.J MACCULLOCH, AND A.J. OSWALD (2001), "Preferences over Inflation and unemployment, evidence form surveys of subjective well-being", *American Economic Review* 91, 335-341.
7. EASTERLIN R.A. (1974), "Does Economic Growth Improve the Human Lot ? Some Empirical Evidence ?", in David P.A. and M.W. Reder (eds), *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz*, New York: Academic Press.
8. DELHEY J. (2004), Life Satisfaction in an enlarged Europe, *European Foundation for the improvement of Living and Working Conditions*.
9. FLEURBAEY M. ET G. GAULIER (2007), "International Comparisons of Living Standards by Equivalent Incomes ?", *Document de travail du CEPII*, 2007-03.
10. GADREY J. ET F. JANY-CATRICE (2007), "Les nouveaux indicateurs de richesse", *Collection repères, La Découverte*.
11. HAJIVASSILIOU V., D. MCFADDEN AND P. RUUD (1996), "Simulation of multivariate rectangle probabilities and their derivatives. Theoretical and computational results", *Journal of Econometrics*, 75, 85-134.
12. JANY-CATRICE F. ET S. KAMPELMANN (2007), "L'indicateur du bien-être économique : une application à la France", *Revue française d'économie*, vol 22, n° 1.
13. LOLLIVIER S. (2006), *Econométrie avancée des variables qualitatives*, Paris : Economica.
14. MACFADDEN D. (1989), "A method of simulated moments for estimation of discrete response models without numerical integration", *Econometrica*, Vol 57, 995-1026.
15. MACKENZIE A. ET S. TSOUKALAS (2003), Personal Security Index 2003 : five years later, *Canadian Council on Social Development*.
16. MOATI P. ET R. ROCHEFORT (2008), Mesurer le pouvoir d'achat, *Rapport du Conseil d'analyse économique*, Paris : La Documentation Française.
17. MIRINGOFF M. AND M.L. MIRINGOFF (1999), The Social Health of the Nation. How is America Really Doing ? *Oxford University Press, Oxford*
18. NORDHAUS W.D. AND J. TOBIN (1973), "Is Growth Obsolete ?", in *The Measurement of Economic and Social Performance*, Studies in Income and Wealth, vol. 38, National Bureau of Economic Research.

19. OSBERG L. AND A. SHARPE (1998), "An Index of Economic Well-Being for Canada", *The State of Living Standards and Quality of Life in Canada*, University of Toronto Press.
20. PRAAG B.M.S. VAN, P. FRIJTERS AND A. FERRER-I-CARBONELL (2003), "The anatomy of subjective well-being", *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol 51, n° 1.
21. PRAAG B.M.S. VAN AND A. FERRER-I-CARBONELL (2004), *Happiness Quantified. A Satisfaction Calculus Approach*, Oxford University Press, New-York.
22. TERZA J.V. (1987), "Estimating linear models with ordinal qualitative regressors", *Journal of Econometrics*, 34.

Annexe 1 : Satisfaction globale sur 1-10 / Satisfaction globale avec regroupement de classes

UE15, Royaume-Uni, Allemagne : regroupement des notes 1 à 4

France : regroupement des notes 1 à 4, et 9 et 10.

Suède : regroupement des notes 1 à 5, et 6 et 7.

	UE15				Ex-Soc			
	1--10		Agrégé		1--10		Agrégé	
	Estimate	Std Err	Estimate	StdErr	Estimate	StdErr	Estimate	StdErr
Constante	-2.15	0.25	-2.16	0.11	-1.76	0.09	-1.42	0.08
Satisfaction...								
Éducation	0.07	0.06	0.07	0.03	0.03	0.02	0.03	0.02
Occupation	0.14	0.06	0.15	0.03	0.13	0.02	0.13	0.02
Sit. Financière	0.23	0.06	0.24	0.03	0.31	0.03	0.32	0.03
Logement	0.17	0.07	0.17	0.03	0.16	0.02	0.17	0.02
Vie familial	0.30	0.07	0.30	0.03	0.16	0.02	0.15	0.02
Santé	0.15	0.07	0.15	0.03	0.15	0.02	0.14	0.02
Vie sociale	0.26	0.08	0.27	0.04	0.16	0.02	0.17	0.02
Proxy optimiste	0.41	0.11	0.41	0.05	0.44	0.04	0.44	0.04
+Indicatrices sexe, pays, âge								
Observations	12 571				6 947			

	Royaume-Uni				Allemagne			
	1--10		Agrégé		1--10		Agrégé	
	Estimate	Std Err	Estimate	StdErr	Estimate	StdErr	Estimate	StdErr
Constante	-2.15	0.26	-2.12	0.21	-2.18	0.47	-2.25	0.21
Satisfaction								
Éducation	0.01	0.07	0.01	0.06	0.01	0.11	0.00	0.05
Occupation	0.05	0.06	0.05	0.05	0.16	0.10	0.17	0.04
Sit. Financière	0.16	0.07	0.18	0.06	0.36	0.13	0.39	0.06
Logement	0.28	0.08	0.28	0.07	0.06	0.13	0.05	0.06
Vie familial	0.29	0.08	0.30	0.06	0.34	0.12	0.35	0.05
Santé	0.13	0.08	0.13	0.06	0.15	0.12	0.16	0.05
Vie sociale	0.30	0.07	0.30	0.06	0.17	0.14	0.17	0.06
Proxy optimiste	0.57	0.14	0.55	0.11	0.41	0.20	0.42	0.09
+indicatrices								
Observations	847				888			

	France				Suède			
	1--10		Agrégé		1--10		Agrégé	
	Estimate	Std Err	Estimate	StdErr	Estimate	StdErr	Estimate	StdErr
Constante	-2.46	0.25	-1.69	0.20	-2.17	0.27	-2.27	0.30
<i>Satisfaction...</i>								
Education	0.14	0.07	0.14	0.06	0.09	0.06	0.09	0.07
Occupation	0.15	0.06	0.15	0.06	0.15	0.06	0.17	0.07
Sit. Financière	0.24	0.07	0.27	0.06	0.14	0.07	0.15	0.07
Logement	0.27	0.08	0.28	0.07	0.02	0.07	0.03	0.08
Vie familial	0.34	0.08	0.31	0.07	0.39	0.07	0.41	0.08
Santé	0.14	0.08	0.12	0.07	0.31	0.07	0.32	0.07
Vie sociale	0.36	0.10	0.36	0.08	0.39	0.08	0.39	0.08
<i>Proxy optimiste</i>	0.32	0.10	0.32	0.09	0.66	0.16	0.72	0.17
<i>+indicatrices</i>								
<i>Observations</i>	891				842			

MESURER LE BIEN-ÊTRE ET SON ÉVOLUTION EN FRANCE : UNE APPROCHE EMPIRIQUE SUR DONNÉES INDIVIDUELLES

*Cédric AFSA-ESSAFI
INSEE - Département des Études Économiques d'Ensemble*

Résumé

Mesurer le bien-être et son évolution en France : une approche empirique sur données individuelles

Le revenu n'est pas le seul déterminant du bien-être. D'autres éléments interviennent : une mauvaise santé, des difficultés rencontrées sur le marché du travail, ou encore un logement sans confort détériorent a priori la qualité de vie. Pour mesurer correctement le bien-être des individus, de telles variables doivent donc être prises en compte. Mais cela suppose qu'on sache estimer leur importance relative. Par exemple et de manière schématique : le bien-être est-il davantage affecté par le fait d'être au chômage ou de vivre dans un logement exigu ? Et de combien ?

Nous proposons une méthode pour évaluer les poids respectifs des facteurs monétaires et non monétaires intervenant dans le bien-être exprimé par les personnes concernées. La méthode est fondée sur l'utilisation de variables de satisfaction et de variables plus objectives décrivant les situations individuelles. Nous passons en revue les problèmes à résoudre pour la mettre en œuvre. En nous appuyant sur les données du Panel Européen des Ménages couvrant la période 1994-2001, nous montrons comment calculer des indicateurs globaux de bien-être.

Summary

Measuring well-being and its evolution in France : an empirical approach based on individual data.

Individual well-being is not driven only by income. For example, bad health, unemployment, or uncomfortable housing conditions are likely to worsen quality of life. Consequently such variables must be taken into account in order to measure individual well-being correctly, on the condition that we are able to estimate their relative importance. Roughly speaking, is individual well-being more impacted by being unemployed or by living in tiny spaces ? And how much ?

We propose here a method for estimating the relative weights of a synthetic index of well-being. The method uses satisfaction variables along with more objective variables describing individual situations. We look over the problems that must be solved. We test the method on data from the European Household Panel Survey (EHP 1994-2001) and show how to calculate aggregate indicators of well-being.

1 Introduction

Les interrogations actuelles sur la mesure du bien-être ne sont pas nouvelles. En publiant au début des années 1970 leur article “*Is Growth Obsolete ?*”, Nordhaus et Tobin [13] prenaient acte des critiques adressées aux économistes lorsqu’ils utilisent le Produit National Brut (*Gross National Product*) comme étalon du bien-être³⁵. Tout en restant dans le cadre de la comptabilité nationale, ils ont proposé un autre indicateur fondé sur un “PNB corrigé” (*adjusted GNP*). Ils sont partis des dépenses de consommation finales des ménages. Ils en ont retranché celles considérées comme de l’investissement, comme la santé, l’éducation, ou encore les achats de biens durables. Ils ont ajouté en revanche les services rendus par ces biens durables après en avoir estimé la valeur monétaire. Ils ont aussi ajouté, entre autres, des équivalents monétaires du loisir et du temps consacré à l’activité domestique.

Un peu plus tard, en 1974, un article d’Easterlin [4] faisait aussi douter de la pertinence du revenu pour mesurer le bien-être. Easterlin constatait qu’entre 1945 et 1970, aux États-Unis, la proportion de personnes se déclarant heureuses restait la même alors que le revenu moyen par tête augmentait, lui, de 60 %. Pour expliquer ce fait stylisé, Easterlin s’est appuyé sur Duesenberry et son hypothèse du “revenu relatif”. L’utilité qu’un individu retire de sa consommation est fonction non pas de son niveau absolu, mais de son niveau relatif, c’est-à-dire rapportée à la consommation d’“autres personnes”. Si ces “autres personnes” sont la population d’un pays, alors la consommation individuelle est rapportée à la moyenne nationale. On comprend alors pourquoi, si on augmente uniformément le revenu de tous, la satisfaction globale puisse rester inchangée, puisque le revenu relatif de chacun ne varie pas.

Ces deux articles illustrent deux approches radicalement différentes de la mesure du bien-être. La première, dite du “PIB corrigé” (ou “ajusté”), consiste à partir du PIB en apportant deux types de correctifs : en réaménageant les composantes (plutôt que du PIB, Nordhaus et Tobin sont partis de la consommation des ménages, et lui ont soustrait des dépenses d’investissement) ; en intégrant des éléments non monétaires, convertis en monnaie nationale. Dans cette approche, le revenu reste le socle, l’élément de base de l’indicateur de bien-être. On s’attend alors à une corrélation positive entre l’évolution du revenu et celle du bien-être, d’autant plus élevée que la correction apportée au revenu est faible.

La seconde approche a l’ambition de coller au plus près du bien-être, qu’elle mesure par le niveau de satisfaction générale exprimée par les individus. Le message qu’elle livre est très différent de la première, puisqu’elle conclut que, sur le long terme, le bien-être stagne. Son évolution n’est donc pas corrélée à celle du revenu.

Depuis, le nombre d’indicateurs alternatifs a considérablement augmenté, passant d’une dizaine en milieu des années quatre-vingt dix à une trentaine au début des années 2000 [7]. Ce sont surtout les indicateurs synthétiques ou composites qui se sont développés. Il s’agit de résumés statistiques obtenus par la somme pondérée de variables élémentaires censées représenter différents aspects du bien-être. Ces indicateurs sont très variés, comme l’illustrent les exemples suivants.

Le premier, et le plus ancien, est l’indice de développement humain (IDH) créé en 1990 par le programme des Nations-Unies pour le développement (PNUD) dans la perspective de classer les pays. Il combine le PIB par habitant (plus précisément son logarithme, pour tenir compte des rendements décroissants, sur le bien-être, de l’augmentation du PIB), l’espérance de vie à la naissance et le niveau d’instruction.

L’indice de santé sociale [12] synthétise plusieurs variables élémentaires caractérisant l’état de santé économique et sociale de différents groupes d’âge. On y trouve ainsi le taux de suicide des jeunes, le salaire moyen et le taux de chômage des adultes, le taux de pauvreté des 65 ans ou plus.

L’indice de sécurité personnelle du Conseil canadien de développement social mesure depuis 1998 l’évolution de la sécurité des Canadiens dans les domaines économique (sécurité financière et d’emploi), sanitaire (état de santé et accès aux soins) et physique (exposition aux faits de violence). L’indice donne un poids égal aux variables objectives (exemples : revenu disponible, accidents de la route, violences physiques recensées) et subjectives (risque de perte d’emploi, confiance dans l’accès au système de soins, sentiment de sécurité personnelle, ...).

³⁵ Dans l’introduction de leur article, les auteurs rapportent les propos de Paul Ehrlich, démographe : “We must acquire a life style which has as its goal maximum freedom and happiness for the individual, not a maximum Gross National Product”.

Dernier exemple, l'indice de bien-être économique de Osberg et Sharpe [14]. Il agrège 4 dimensions, chacune d'elles étant caractérisées par un jeu de variables : consommation ("ajustée" pour tenir compte du temps libre notamment), stocks de richesse (capital humain mesuré par les coûts de l'éducation, ressources naturelles, coûts des émissions polluantes - comptés en négatif, etc.), niveau d'égalité (indice de Gini, ...) et sécurité économique (risque de chômage, risque de pauvreté pour une personne âgée, ...). Cet indice, conçu initialement pour le Canada a été étendu à plusieurs pays de l'OCDE [15] et à la France [10].

L'intérêt de ces indicateurs est de fournir une mesure synthétique prenant en compte de multiples aspects du bien-être. Mais leur point faible réside dans leurs systèmes de pondérations, dans les poids respectifs accordés aux différentes variables ou composantes, qui restent très largement arbitraires. Par exemple, dans l'indice de développement humain, l'espérance de vie pèse autant que le PIB par tête et autant que le degré d'instruction.

En réalité, peu d'indicateurs de bien-être échappent à ce défaut dès qu'ils cherchent à intégrer des éléments non monétaires et sont obligés de traiter la question de leur importance relative par rapport aux facteurs ou aux agrégats financiers. Celui de Nordhaus et Tobin, par exemple, est y confronté, car ils doivent estimer des équivalents-monnaies de grandeurs non monétaires comme le loisir ou le travail domestique. Décider de valoriser le temps libre par les prix ou par les salaires revient à devoir choisir entre deux poids différents. Or les auteurs montrent que leurs résultats sont très sensibles à la méthode de valorisation des activités non marchandes.

Fleurbaey et Gaulier [6] apportent une réponse à ce problème. L'originalité et l'intérêt de leur démarche est de la justifier théoriquement, en se plaçant dans le cadre formel de la théorie du choix social. Rapidement dit, leur notion de base est celle des "variations compensatoires", équivalent à celle du "consentement à payer" utilisée par les méthodes d'évaluation contingente. L'idée est d'estimer la baisse de revenu qu'un individu serait prêt à accepter en échange de l'amélioration d'une autre composante - non monétaire - de son bien-être, par exemple l'augmentation d'un an de son espérance de vie. Partant alors d'une situation de référence (où, par exemple, l'espérance de vie serait fixée à, mettons, 70 ans, ou bien celle mesurée dans un pays donné), l'écart entre la situation constatée (l'espérance de vie effective) et la référence est convertie en revenu. Ceci permet ensuite d'agrèger (additionner ou soustraire selon les cas) tous ces équivalents-revenus pour obtenir une valeur globale monétaire du bien-être, et de classer les pays.

Enfin, force est de constater que les indicateurs calculés sur la base des réponses à des questions de satisfaction sont très rares. On pourrait pourtant penser que ce sont *a priori* les mieux adaptés au problème, puisque les individus sont finalement les meilleurs juges de leur bien-être, et que ces variables sont très faciles à collecter. En réalité, comme en témoignent les quelques travaux les utilisant (voir [19] par exemple), ils sont d'une utilité très relative à partir du moment où ils sont amenés, de par leur nature, à stagner sur le long terme.

La particularité des indicateurs présentés ici est qu'ils empruntent leurs traits aux différents types d'indicateurs existant à ce jour. D'abord, ce sont des indicateurs synthétiques au sens où ils agrègent différentes composantes du bien-être pour en fournir un résumé statistique. L'avantage ici est que leur système de poids n'est pas arbitraire. Ensuite, le revenu est en la composante centrale. En d'autres termes, ce sont des indicateurs du type "revenu équivalent". Enfin, ils utilisent des variables subjectives de satisfaction, conjointement à des descripteurs plus objectifs des situations individuelles.

L'optique est ici microéconomique. En cela, elle s'apparente à la démarche suivie par Accardo, Murat et de Peretti [1] lorsqu'ils transposent l'indicateur de développement humain au niveau individuel. Cette approche nous permet de proposer non seulement des indicateurs d'évolution du bien-être moyen mais aussi des indicateurs d'inégalités dans la distribution du bien-être.

Comme tous les autres, nos indicateurs ont leurs limites. Il y en a deux particulières. La première est qu'ils ne permettent pas de classer les pays en termes de bien-être moyen, et ce pour des raisons théoriques d'identification qui seront détaillées. Ensuite, ils nécessitent de disposer d'une riche base d'informations sous la forme d'un panel contenant un ensemble diversifié de variables, qui ne sont pas toujours simples à collecter.

2 Construction d'indicateurs de bien-être

Dans cette section, nous proposons une nouvelle méthode de construction d'indicateurs de bien-être, nommés ainsi parce qu'ils ont vocation à caractériser la situation d'un individu ou d'un groupe d'individus en combinant le revenu et une ou plusieurs dimensions non strictement monétaires.

La méthode est donc fondée sur le principe que le revenu d'un ménage ou d'un individu ne rend pas fidèlement compte de son bien-être, au même titre que le Produit Intérieur Brut d'un pays ne mesure pas correctement le bien-être de ses habitants. Par exemple, un actif occupé d'un côté, et un chômeur de l'autre, ne profitent pas *a priori* de la même manière d'un revenu de 1 500 euros, si on pense que la privation d'emploi génère des coûts psychologiques. Le problème est en réalité plus complexe. Car si on considère que, d'une manière générale, le loisir est une composante importante du bien-être, alors un chômeur a formellement plus de temps libre qu'un travailleur, et sa situation devrait *a priori* jouer positivement sur la dimension "loisir" de son bien-être. Au total et en toute rigueur, l'impact global du chômage est *a priori* ambigu.

Comment alors prendre en compte conjointement le revenu et le chômage comme composantes d'un indicateur de bien-être ? Quels poids respectifs leur accorder ? C'est un des problèmes auxquels sont confrontés les indicateurs synthétiques, qui, faute de mieux, sont construits avec des pondérations arbitraires.

L'avantage de la méthode proposée ici est précisément d'offrir un système raisonné de pondérations constitutif de l'indice synthétique. Ce système s'appuie sur l'expression individuelle du bien-être subjectif. Pour l'explicitier, nous utilisons le cadre formel très simple qui suit.

Soit s_i la satisfaction générale exprimée par l'individu i lorsqu'il répond à une question du type : "quel est votre degré de satisfaction concernant votre vie dans son ensemble ?". Nous partons du principe général qu'une variable de satisfaction permet de révéler ou d'inférer des grandeurs inobservées ou difficilement observables [2]. En l'espèce, il s'agit ici de la qualité de vie. La méthode à employer pour révéler ces grandeurs d'intérêt se heurte toutefois à une des difficultés posées par les réponses aux questions de satisfaction : elles traduisent aussi des traits latents de la personnalité inhérents à l'individu qui s'exprime. Par exemple, une personne foncièrement optimiste sera encline à reporter des niveaux de satisfaction plus élevés qu'une autre vivant pourtant la même situation. Il faut en tenir compte et les contrôler le plus soigneusement possible lors de la phase empirique d'estimation.

Soit q_i la variable de qualité de vie, et η_i celle résumant les traits latents de personnalité de l'individu i . Nous supposons que la satisfaction dépend de manière additive de ces deux variables : $s_i = q_i + \eta_i$ ³⁶. Si la satisfaction est recueillie à plusieurs dates t , alors cette relation est valable à chacune d'elles : $s_{it} = q_{it} + \eta_{it}$. Nous posons l'hypothèse supplémentaire que la qualité de vie est une fonction - et plus précisément une combinaison linéaire - de grandeurs objectives observées z . Parmi ces variables figure le revenu. Les autres sont des variables non (strictement) monétaires. Cette hypothèse conduit à écrire :

$$s_{it} = \alpha_0 g(R_{it}) + \sum_{j=1}^p \alpha_j z_{jit} + \eta_{it}, \quad (1)$$

où $g(R)$ est une fonction du revenu.

Deux formes fonctionnelles sont retenues, qui conduisent à deux types différents d'indicateurs. La première est l'identité : $g(R) = R$. Un indicateur de bien-être naturellement dérivé de (1) est alors donné par :

$$\alpha_0 \bar{R}_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j \bar{z}_{jt}, \quad (2)$$

avec :

$$\begin{cases} \bar{R}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_{it} \\ \bar{z}_{jt} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N z_{jit} \end{cases},$$

³⁶ D'autres hypothèses sont possibles (voir section 6 *infra*)

où N est l'effectif de la population P dont on mesure le bien-être. C'est, si on préfère, la *qualité de vie moyenne* \bar{q} dans la population P . Par exemple, si z est la variable binaire qui repère si l'individu est ou non au chômage, alors \bar{z} est le taux de chômage de la population. Si z est une variable de santé, \bar{z} est l'état de santé moyen de la population. Ces valeurs moyennes sont pondérées par les α_j , qui doivent être estimées pour pouvoir calculer \bar{q} .

En l'état, l'indicateur (2) n'est pas précisément défini. En effet, si q est une mesure de la qualité de vie, alors $k.q$, avec k positif quelconque, en est une autre. Cela provient du fait que s est un index, qui classe les individus selon leurs niveaux de satisfaction. Il faut donc imposer une condition de normalisation. On choisit d'égaliser à 1 le paramètre α_0 attaché au revenu. Mais cela ne suffit pas. Car l'indicateur est défini à une constante additive près, puisque le classement des individus selon leur niveau de satisfaction ne change pas s'il est établi à partir de s ou de $s + C$, où C est une constante quelconque.

Par conséquent, à défaut de pouvoir mesurer sans ambiguïté le niveau (absolu) du bien-être à chaque date, on retient un indicateur d'évolution, qui est la différence de bien-être entre deux dates successives :

$$\Delta BE_t = \Delta \bar{R}_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta \bar{z}_{jt}, \quad (3)$$

où $\Delta BE_t = BE_t - BE_{t-1}$, $\Delta \bar{R}_t = \bar{R}_t - \bar{R}_{t-1}$ et $\Delta \bar{z}_{jt} = \bar{z}_{jt} - \bar{z}_{j,t-1}$.

L'évolution du bien-être est donc égale à l'évolution du revenu moyen corrigée par la moyenne pondérée des évolutions des composantes non strictement monétaires. On peut naturellement prendre une date de référence $t = 0$ et calculer l'évolution du bien-être entre cette date et la date courante :

$$EBE_t = \Delta_{(t)} \bar{R}_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta_{(t)} \bar{z}_{jt}, \quad (4)$$

avec $\Delta_{(t)} \bar{R}_t = \bar{R}_t - \bar{R}_0$ et $\Delta_{(t)} \bar{z}_{jt} = \bar{z}_{jt} - \bar{z}_{j,0}$.

La seconde forme fonctionnelle, conduisant à un second type d'indicateurs, est la fonction logarithmique : $g(R) = \ln R$. Cette fonction offre, sur l'identité $g(R) = R$, plusieurs avantages appréciables. D'abord, elle prend en compte le fait qu'une augmentation (absolue) du revenu a un impact plus important sur la satisfaction des personnes à bas revenus que sur celle des autres. Ensuite, elle permet de calculer d'une part un indice d'évolution (relative) du bien-être, d'autre part plusieurs indicateurs d'inégalités.

Pour le voir, on réécrit (1), après normalisation (*i.e.* $\alpha_0 = 1$), sous la forme :

$$s_{it} = \ln \left[R_{it} \cdot \exp \left(\sum_{j=1}^p \alpha_j z_{jit} \right) \right] + \eta_{it}.$$

L'expression s'écrit aussi :

$$s_{it} = \ln \tilde{R}_{it} + \eta_{it},$$

avec : $\tilde{R}_{it} = R_{it} \cdot \exp \left(\sum_{j=1}^p \alpha_j z_{jit} \right)$.

\tilde{R}_{it} est un revenu "élargi". Dans le cas où la satisfaction ne dépendrait que du revenu (monétaire), alors $\alpha_j = 0, \forall j = 1, \dots, p$ et $\tilde{R}_{it} = R_{it}$. Dire que s est définie à une constante additive près, c'est dire que le revenu élargi est défini à une constante multiplicative près. Par conséquent, les indicateurs de bien-être construits à partir du revenu élargi doivent être invariants à toute transformation multiplicative de \tilde{R} .

C'est le cas de l'indice de bien-être obtenu en rapportant la moyenne des revenus élargis calculée en t à celle calculée à la date de base $t = 0$:

$$IBE_t = \frac{\sum_{i=1}^N \tilde{R}_{it}}{\sum_{i=1}^N \tilde{R}_{i0}} \times 100. \quad (5)$$

Par ailleurs, comme \tilde{R}_{it} a la nature d'un revenu, on peut calculer des indicateurs d'inégalités de bien-être, qui ne sont rien d'autres que les indicateurs "classiques" (taux de pauvreté, indice de Gini, ...) appliqués à la distribution des revenus individuels élargis \tilde{R}_{it} au lieu d'être appliqués aux revenus R_{it} . Sous réserve, encore une fois, que ces indicateurs soient invariants à la multiplication du revenu élargi par une constante quelconque.

Pour juger ce qu'apporte l'ajustement du revenu dans la mesure du bien-être et de son évolution, on peut d'une part calculer la corrélation entre le revenu monétaire et le revenu élargi, d'autre part comparer l'indice IBE_t à celui mesurant l'évolution du seul revenu R .

Les sections suivantes sont consacrées à l'application de la méthode.

3 Les données utilisées

Les données utilisées proviennent des 8 vagues de la partie française du Panel Européen des Ménages, collectées par l'Insee entre 1994 et 2001. L'échantillon de départ contenait un peu moins de 10 000 ménages. Les trois-quarts d'entre eux, couvrant 19 000 individus, ont répondu à la première enquête. Le taux d'attrition annuel moyen sur la période 1994-2001 s'est élevé à 6 %.

Tous les répondants âgés d'au moins 18 ans à l'une des 8 vagues du panel ont été retenus. Ils comprennent les enfants qui vivent au domicile de leurs parents. Nous n'avons pas imposé de limite d'âge supérieure. Toutefois, ceci ne nous permet pas d'avoir toutes les personnes âgées. Manquent en particulier celles vivant dans les maisons de retraite ou hospitalisées pour une longue durée, qui représentent environ 5 % des 65 ans ou plus et 20 % des 85 ans ou plus (Insee, 2005). C'est une première limite des indicateurs proposés ici puisque leur champ ne couvre pas l'ensemble des adultes de France métropolitaine et ignore une frange de la population dont les conditions de vie, selon toute probabilité, pèsent négativement sur leur bien-être.

Tout compte fait, l'échantillon d'étude comprend 87 923 observations, réparties selon les années de la manière suivante :

1994 : 12 736	1995 : 12 386	1996 : 12 002	1997 : 11 243
1998 : 10 504	1999 : 10 025	2000 : 9 598	2001 : 9 409

Les estimations ont été effectuées sur le panel non cylindré. Retenir uniquement les personnes ayant répondu aux 8 enquêtes aurait divisé quasiment par 2 la taille de l'échantillon d'étude.

Le grand avantage du panel est qu'il a interrogé chaque année les personnes enquêtées sur leur satisfaction concernant différents aspects de leur vie. Plus précisément, l'enquêteur leur a demandé d'indiquer, sur une échelle allant de 1 (*pas satisfait du tout*) à 6 (*très satisfait*), leur degré de satisfaction concernant :

- leur travail ou occupation principale
- leur situation financière
- leur logement
- leur santé
- le temps de loisir dont ils disposent³⁷.

Il est ainsi possible de suivre année après année le niveau de satisfaction exprimée par chaque individu et de contrôler au moins en partie ses traits de personnalité susceptibles d'influencer sa réponse (voir section 2 *supra*).

³⁷ Il y a une autre dimension, celle de la satisfaction concernant les contacts avec les personnes étrangères au ménage. Nous ne l'avons pas retenue, car le panel ne contient pas de variable objective (les variables z de la section 2) décrivant les relations sociales.

Le panel ne contient aucune question de satisfaction globale, demandant par exemple si la personne est satisfaite avec sa vie “en général”. Ceci nous empêche a priori de mesurer le bien-être (général). Faute de mieux, nous proposons une méthode statistique d’agrégation des satisfactions (voir section 4 *infra*). Toutefois, les étudier séparément les unes des autres permet de vérifier que certaines variables ont des effets opposés sur les niveaux de satisfaction concernant des domaines différents. Par exemple, le chômage joue bien négativement sur la satisfaction financière et positivement sur celle concernant le temps de loisir. Ceci explique d’ailleurs pourquoi certaines variables ont un effet résultant (très) faible sur la satisfaction globale³⁸.

Conformément aux constats habituellement faits en la matière, les réponses aux questions de satisfaction sont majoritairement concentrées sur les niveaux élevés (table 1). Avec toutefois quelques différences notables : c’est moins net pour la situation financière, ça l’est beaucoup plus pour le logement.

Table 1 - Répartition des réponses aux questions de satisfaction

Niveau de satisfaction	Satisfaction concernant ...				
	l’occupation principale	la situation financière	le logement	la santé	le temps de loisir
1. Pas du tout satisfait	5.2	9.4	1.7	3.8	3.8
2. Pas satisfait	3.3	9.5	2.2	3.8	5.5
3. Pas très satisfait	9.0	23.8	6.6	10.8	15.5
4. Assez satisfait	25.7	29.8	19.6	21.2	22.8
5. Satisfait	44.7	25.3	54.1	47.3	41.0
6. Très satisfait	11.6	2.2	15.8	13.1	11.4
<i>Ensemble</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>

Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus (87 923 observations).

Source : Panel Européen des Ménages, 1994-2001 - Insee.

Lecture : 54.1 % des réponses à la question concernant le logement se concentrent sur le niveau “satisfait”.

Un nombre très limité de variables z , explicatives des niveaux de satisfaction, a été sélectionné. A dire vrai, il n’y a pas eu le choix. Le panel des ménages est somme toute pauvre en informations utiles voire indispensables à la mesure et l’analyse du bien-être. Nous aurons donc des indicateurs (très) partiels de bien-être³⁹. La construction d’indicateurs *du* bien-être nécessiterait un large éventail de variables. Nous reviendrons sur ce point. Quoi qu’il en soit, il s’agit ici avant tout, rappelons-le, d’appliquer la méthode proposée, d’en tester et discuter la pertinence. Que l’indicateur calculé avec les données disponibles soit très incomplet, ne constitue pas à *ce stade* une objection dirimante.

La première variable est le revenu, tel qu’il a été déclaré en réponse à la question :

En considérant l’ensemble des revenus de tous les individus du ménage actuellement, quel est le montant mensuel des revenus nets (*de contributions sociales et CSG*) dont votre ménage dispose ? [*Si les revenus sont fluctuants d’un mois sur l’autre, prendre une moyenne*]

Si vous ne pouvez donner un montant précis, pouvez-vous au moins en donner une estimation [en tranches de revenu] ?

Le revenu a été converti en revenu par unité de consommation en utilisant l’échelle d’équivalence communément admise⁴⁰ (variable REV_UC), puis exprimé en euros constants 2001.

Cette variable de revenu est certainement mal mesurée⁴¹. C’est une source de biais des estimations. Cela étant, le niveau de moyen du revenu par unité de consommation calculé année après année, est très proche de celui donné

³⁸ Ce point est souligné par, entre autres, Van Praag and Ferrer-i-Carbonell [16], chap 4, p 79.

³⁹ En section 2, nous avons défini de manière très extensive un indicateur de bien-être comme un indicateur synthétique qui contient au moins une composante non strictement monétaire, c’est-à-dire qui ne se mesure pas en euros.

⁴⁰ 1 unité au premier adulte, 0.5 aux autres personnes de 14 ans ou plus, 0.3 à celles de moins de 14 ans.

par les enquêtes Revenus Fiscaux, sur le même champ. En revanche, les indicateurs de dispersion évoluent de manière très chaotique au fil du temps.

Les autres variables sont celles décrivant les différentes situations d'activité qu'un individu est susceptible de connaître au cours de la vie. Nous avons déjà illustré certains aspects de la question du bien-être en prenant l'exemple de la situation de chômage (variable CHOM). En plus de cette variable, nous avons distingué les personnes en études initiales (variable ETUDES), celles en emploi (variable EMPLOI) et les retraités ou préretraités (variable RETRAITE). Nous avons séparé les actifs occupés selon leur durée hebdomadaire du travail, en distinguant ceux travaillant moins de 30 heures par semaine (EMPLOI_H1), ceux travaillant entre 31 et 40 heures hebdomadaires (EMPLOI_H2), et les autres (EMPLOI_H3).

Pour expliquer la variable de satisfaction concernant le logement, nous avons utilisé un indicateur de confort, qui mesure l'intensité de peuplement (variable IP). Il rapporte le nombre effectif de pièces du logement au nombre jugé indispensable compte tenu du nombre de personnes vivant dans le foyer et de leurs âges [11]. Une valeur élevée indique un logement spacieux.

Enfin, nous avons mesuré l'évolution de l'état de santé des personnes interrogées par la variable du panel donnant le nombre de visites chez un médecin généraliste ou spécialiste au cours de douze derniers mois (variables VISITMED)⁴². Nous reviendrons sur la pertinence de cette mesure lors de la discussion générale des résultats (section 6 *infra*).

4 Les modèles économétriques

Puisque les données ne contiennent pas d'informations sur la satisfaction générale des personnes interrogées, le calcul des poids à affecter aux variables élémentaires pour calculer les indices se fait en deux étapes :

- on estime les paramètres des cinq équations de satisfaction ;
- on agrège les résultats pour obtenir les paramètres α associés à la satisfaction globale.

Pour chaque domaine D de satisfaction, D variant de 1 à 5, l'équation à estimer s'écrit :

$$s_{it}^{(D)} = \alpha_0^{(D)} g(R_{it}) + \sum_{j=1}^p \alpha_j^{(D)} z_{jit} + \eta_{it}^{(D)} .$$

Une des difficultés est de contrôler suffisamment les traits de personnalité (voir section 2), de manière à minimiser les biais qu'ils peuvent causer sur les estimations de paramètres. Une manière de faire est d'extraire de la variable η_{it} les traits v_i considérés comme permanents :

$$\eta_{it} = v_i + \varepsilon_{it} .$$

On suppose ensuite que la variable résiduelle ε_{it} n'est pas corrélée aux variables explicatives z_{it} . En revanche, on n'impose pas de contrainte de ce type à v_i . Ces hypothèses ne règlent pas totalement la question du biais, mais elles permettent d'estimer relativement aisément les paramètres de l'équation en contrôlant les traits permanents v_i ⁴³. La manière de faire habituelle est de les éliminer par transformation adéquate des variables. Mais cela suppose que les variables de satisfaction soient numériques, ce qui n'est pas le cas ici puisque les individus sont invités à se positionner sur une échelle de 6 degrés.

⁴¹ Dans 9 % des cas, le revenu a été répondu en tranches. Il a fallu l'imputer. La méthode des résidus simulés a utilisé l'âge de la personne de référence du ménage, son âge au carré, sa PCS, son occupation, l'occupation du conjoint éventuel, la structure du ménage (nombre et âge des enfants).

⁴² Cette variable n'est pas très bien mesurée. Outre les possibles erreurs de mémoire des répondants, ces derniers ont été invités à donner leurs réponses dans des intervalles. Le nombre de visites a été imputé par la méthode des résidus simulés.

⁴³ Ferrer-i-Carbonell et Frijters [5] ont montré sur données de panel que le contrôle des effets fixes dans des modèles expliquant des scores de satisfaction a un impact important sur les résultats des estimations.

Une manière de contourner le problème est de remplacer les degrés de satisfaction par des valeurs numériques, qui sont estimées en supposant que la variable latente de satisfaction (qui n'est que partiellement observée) suit une loi normale (annexe 1)⁴⁴.

Une fois s "numérisée", on applique la transformation *within* aux variables du modèle et on estime les paramètres par les MCO. L'estimation a été faite sur le panel non cylindré, en retenant donc les individus qui ont répondu à au moins deux vagues du panel. Pour atténuer les biais éventuels dus à la sélection (le fait que tous les individus de l'échantillon n'ont pas été observés aux 8 dates d'enquête), nous avons ajouté aux explicatives deux variables artificielles, suivant en cela la suggestion de Verbeek et Nijman [20]. Il s'agit d'une part de la variable binaire (variable PRES_1) qui vaut 1 si l'individu i en t est observé en $t-1$, et 0 s'il ne l'est pas (la variable vaut 0 la première année du panel), d'autre part de la variable binaire (variable PRES1) qui vaut 1 si l'individu i en t est observé en $t+1$, et 0 s'il ne l'est pas (la variable vaut 0 la dernière année du panel). Il y a donc au total $p + 3$ variables explicatives : la variable $g(R)$, les p variables z et ces deux variables artificielles.

A l'issue de cette première phase, on obtient donc 5 jeux de paramètres estimés $\hat{\alpha}^{(D)}$. Pour agréger les 5 domaines de satisfaction en une satisfaction globale et obtenir un jeu unique de paramètres estimés $\hat{\alpha}$, on procède comme suit. On part du principe qu'on ne connaît pas les paramètres globaux α et qu'on ne peut les estimer puisqu'on n'observe pas la satisfaction générale. On suppose en revanche que chaque jeu $\alpha^{(D)}$ de paramètres est une "émanation" des paramètres globaux α lorsqu'on se restreint au domaine spécifique D du bien-être. Connaissant alors les valeurs estimées des $\alpha^{(D)}$, on en déduit $\hat{\alpha}$ comme combinaison linéaire optimale des $\hat{\alpha}^{(D)}$: les coefficients $\hat{\alpha}$ de la combinaison linéaire sont choisis de manière à être globalement "les plus proches possible" de tous les $\hat{\alpha}^{(D)}$ (voir le détail de la méthode en annexe 2).

5 Les résultats

5.1 Calcul des pondérations

On commence par estimer les poids $\alpha^{(D)}$ et α . Les variables explicatives introduites dans le modèle sont celles détaillées en section 3. La table 2 donne les résultats des estimations.

Table 2 - Estimation des modèles de satisfaction

Variables	Satisfaction concernant ...				
	l'occupation principale	la situation financière	le logement	la santé	le temps de loisir
REV_UC $\times 10^{-3}$	0.0665*** (0.0096)	0.2851*** (0.0105)	-0.0009 (0.0094)	0.0021 (0.0144)	-0.0327*** (0.0097)
EMPLOI_H1	0.0220 (0.0220)	0.0708*** (0.0184)	-0.0155 (0.0195)	0.0228 (0.0160)	-0.0074 (0.0206)
EMPLOI_H2	0.0628*** (0.0194)	0.2015*** (0.0160)	0.0156 (0.0164)	0.0221 (0.0138)	-0.2204*** (0.0184)
EMPLOI_H3	0.0460** (0.0206)	-0.0113 (0.0140)	-0.0409** (0.0185)	0.0097 (0.0153)	-0.4623*** (0.0208)
CHOM	-1.0117*** (0.0254)	-0.4216*** (0.0201)	0.0016 (0.0214)	0.0395** (0.0176)	0.2816*** (0.0229)
RETRAITE	0.3267*** (0.0290)	0.1843*** (0.0245)	-0.0144 (0.0240)	0.0868*** (0.0216)	0.3318*** (0.0287)
ETUDES	0.3381***	0.1109***	0.1960***	-0.0574**	-0.1679***

⁴⁴ Cette méthode, qui s'appuie sur une idée de Terza [18], a été utilisée entre autres par van Praag *et al.* [17].

	(0.0307)	(0.0297)	(0.0279)	(0.0226)	(0.0290)
IP	-0.0125* (0.0076)	-0.0458*** (0.0074)	0.1414*** (0.0090)	0.0061 (0.0063)	0.0331*** (0.0078)
VISITMED	-0.0056*** (0.0007)	-0.0018*** (0.0006)	-0.0010 (0.0007)	-0.0319*** (0.0007)	-0.0043*** (0.0007)
PRES_1	-0.0200*** (0.0070)	-0.0165** (0.0065)	-0.0217*** (0.0071)	-0.0281*** (0.0060)	-0.0173** (0.0070)
PRES1	0.0373*** (0.0069)	0.0241*** (0.0063)	0.0242*** (0.0069)	0.0444*** (0.0059)	0.0232*** (0.0067)

Écart-type entre parenthèses.

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

Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus (85 791 observations).

Source : Panel Européen des Ménages, 1994-2001 - Insee.

Plusieurs résultats étaient attendus. L'impact du revenu est de loin le plus net sur la satisfaction concernant la situation financière. C'est sur la satisfaction vis-à-vis du logement que l'indice de peuplement joue le plus. Le nombre de visites chez le médecin est (négativement) lié à la satisfaction concernant l'état de santé. Par ailleurs, un chômeur apprécie davantage qu'un actif occupé le temps libre dont il dispose, ce qui atténue l'impact négatif - et nettement plus prononcé - sur les dimensions "occupation principale" et "situation financière". Une personne en emploi est d'autant moins satisfaite de son temps de loisir que sa durée hebdomadaire de travail est importante.

D'autres résultats, *a priori* moins attendus, sont néanmoins interprétables. Un indice de peuplement élevé, c'est-à-dire un nombre de pièces du logement supérieur à ce qui est jugé nécessaire, est un élément de confort qui se paye et, par voie de conséquence, pèse sur la situation financière du ménage. On notera aussi, dans la colonne "occupation principale" de la table, une satisfaction légèrement supérieure d'heures de travail intermédiaires (bien que le coefficient de la variable EMPLOI_H2 ne soit pas significativement différent de celui associé à EMPLOI_H3). Ce résultat est en accord avec ce qui a été précédemment trouvé sur les préférences des salariés en matière de durée du travail [2].

En revanche, quelques résultats ne s'interprètent pas aussi aisément. C'est le cas avec la satisfaction financière d'un retraité. Ce quasi-paradoxe a été mis en évidence par d'autres travaux, sans qu'une explication convaincante ait pu être avancée [8]. D'autres variables ont des effets significatifs sur des dimensions qui leur sont en principe secondaires, même si les valeurs des coefficients restent relativement faibles. Il est possible qu'un logement spacieux permette de mieux apprécier son temps de loisir. Un état de santé dégradé, révélé par nombre important de visites chez le médecin, doit probablement freiner l'exercice de son occupation principale, tout comme il doit empêcher de bien vivre son temps libre. Enfin, l'impact négatif d'une activité professionnelle intense (variable EMPLOI_H3) sur la satisfaction concernant son logement n'a pas d'explication immédiate⁴⁵.

⁴⁵ Cela étant, la valeur du coefficient associé est dix fois moins élevée que celle du paramètre correspondant de la dimension "temps libre".

La table 3 donne la valeur des paramètres des différentes variables, lorsqu'on synthétise les cinq dimensions de la satisfaction en une satisfaction globale.

Table 3 - Estimation du modèle de satisfaction globale

Variables	Paramètre estimé	Poids
REV_UC×10 ⁻³	0.0392*** (0.0054)	1.000
EMPLOI_H1	0.0009 (0.0107)	0.023
EMPLOI_H2	0.0004 (0.0093)	0.009
EMPLOI_H3	-0.0612*** (0.0103)	-1.561
CHOM	-0.1522*** (0.0116)	-3.880
RETRAITE	0.1115*** (0.0155)	2.841
ETUDES	0.0653*** (0.0156)	1.664
IP	0.0228*** (0.0043)	0.581
VISITMED	-0.0091*** (0.0004)	-0.233
PRES_1	-0.0230*** (0.0038)	-
PRES1	0.0286*** (0.0037)	-

Écarts-type entre parenthèses.

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

Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus (85 791 observations).

Source : Panel Européen des Ménages, 1994-2001 - Insee.

Tout compte fait, les différents paramètres ont les signes attendus, exception faite des variables d'emploi au sujet desquelles il était, en réalité, difficile d'avoir une idée préconçue. Il ressort que le fait de travailler peu ou moyennement n'apporte pas de bien-être supplémentaire par rapport à la situation de référence (l'inactivité, hors études et retraite). En revanche, lorsque la durée du travail est importante, il y a une perte de bien-être.

5.2 Indicateur d'évolution du bien-être moyen

On est en mesure de calculer les quantités BE_i (expression (3)). Les moyennes des variables ont été calculées sur les enquêtes Revenus Fiscaux de 1996 à 2001. Leur grand avantage est de fournir des informations très précises sur les revenus. La table 4 donne année après année les valeurs moyennes des composantes de l'indicateur BE_i .⁴⁶ Le nombre des visites annuelles chez un généraliste ou un spécialiste est fourni par la base Eco-Santé gérée par l'IRDES (Institut de Recherche et Documentation en Économie de la Santé)⁴⁷.

⁴⁶ Ne pas oublier que les taux ou pourcentages sont calculés sur l'ensemble de la population des 18 ans ou plus.

⁴⁷ Le nombre moyen de visites est calculé sur l'ensemble de la population et non sur les seuls 18 ans ou plus.

Table 4 - Valeurs annuelles moyennes des composantes de l'indicateur de bien-être

Variables	Année					
	1996	1997	1998	1999	2000	2001
REV_UC	1282.88	1277.11	1300.93	1334.90	1363.60	1395.92
EMPLOI_H1	0.0765	0.0787	0.0787	0.0787	0.0796	0.0784
EMPLOI_H2	0.2810	0.2785	0.2795	0.2852	0.2996	0.3129
EMPLOI_H3	0.1200	0.1187	0.1196	0.1158	0.1125	0.1065
CHOM	0.0762	0.0785	0.0757	0.0765	0.0675	0.0606
RETRAITE	0.2181	0.2214	0.2246	0.2257	0.2275	0.2304
ETUDES	0.0725	0.0732	0.0723	0.0723	0.0707	0.0704
IP	0.8823	0.8913	0.8985	0.9073	0.9130	0.9165
VISITMED	6.45	6.49	6.63	6.62	6.84	6.97

Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus.

Source : Enquêtes Revenus Fiscaux 1996-2001 - Insee. Base Eco-Santé - Irdes.

Lecture : Le revenu mensuel moyen par unité de consommation s'élevait à 1334.9 euros en 1999, le nombre moyen de visites chez un médecin était de 6.84 en 2000, et la part des chômeurs chez les 18 ans ou plus était de 6.06 % en 2001.

Table 5 - Évolutions annuelles des composantes de l'indicateur de bien-être

Variables	1997/1996	1998/1997	1999/1998	2000/1999	2001/2000
REV_UC	- 5.77	+ 23.83	+ 33.96	+ 28.70	+ 32.32
EMPLOI_H1	+ 0.0022	- 0.0000	- 0.0000	+ 0.0000	- 0.0012
EMPLOI_H2	- 0.0025	+ 0.0011	+ 0.0057	+ 0.0144	+ 0.0133
EMPLOI_H3	- 0.0013	+ 0.0009	- 0.0038	- 0.0033	- 0.0060
CHOM	+ 0.0023	- 0.0029	+ 0.0008	- 0.0090	- 0.0069
RETRAITE	+ 0.0033	+ 0.0032	+ 0.0011	+ 0.0018	+ 0.0029
ETUDES	+ 0.0007	- 0.00009	+ 0.0000	- 0.0017	- 0.0003
IP	+ 0.0090	+ 0.0072	+ 0.0089	+ 0.0056	+ 0.0035
VISITMED	+ 0.04	+ 0.14	- 0.01	+ 0.22	+ 0.13

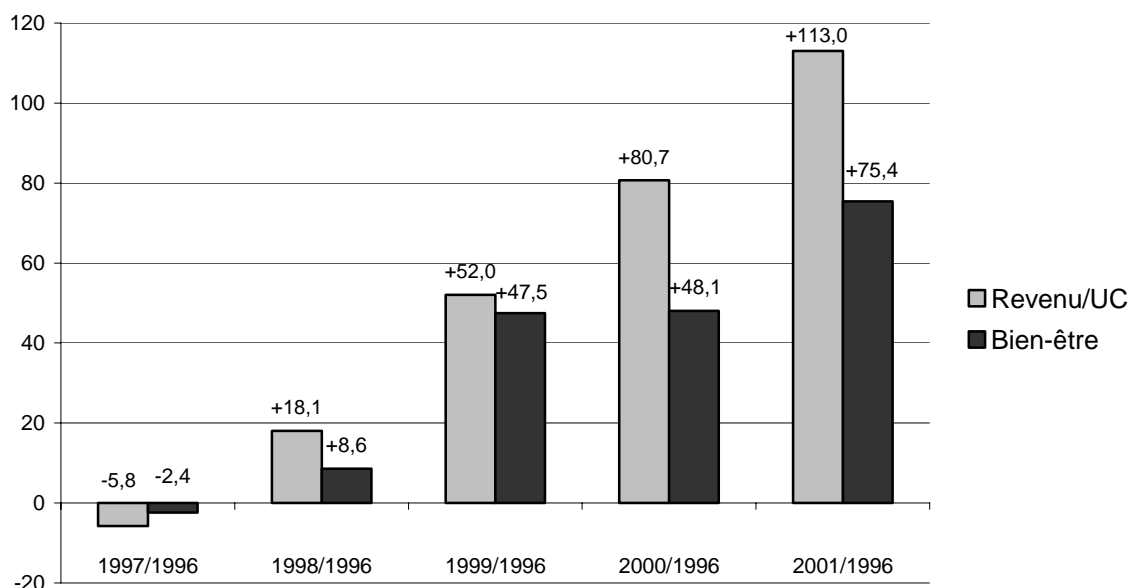
Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus.

Sources : Panel Européen des Ménages, 1994-2001, Enquêtes Revenus Fiscaux 1996-2001 - Insee. Base Eco-Santé - Irdes.

La table 5 donne les évolutions annuelles (les écarts d'une année à l'autre) des différentes composantes. On note en fin de période une baisse du taux de chômage et une diminution du taux d'emploi avec durée du travail élevée au profit d'emplois à durée du travail moyenne, conséquence probable de l'application des mesures de réduction du temps de travail. La table confirme qu'il est impossible, sans disposer d'un système raisonné de pondérations, de prédire l'effet global des composantes non strictement monétaires sur le bien-être. Par exemple, et au vu des signes des paramètres de la table 3, l'évolution 1998/1997 du taux de chômage, du taux de retraités, de l'indicateur de peuplement poussent à la hausse l'indicateur de bien-être tandis que l'évolution des emplois à durée du travail élevée, du taux d'étudiants et du nombre de visites chez le médecin l'orientent à la baisse.

La figure 1 représente l'indicateur *EBE*, (voir expression (4) *supra*) conjointement à l'évolution du seul revenu moyen. Globalement sur la période 1996-2001, l'augmentation du bien-être est inférieure à celle du revenu par unité de consommation : + 75.44 en "équivalents-euros" contre + 113.04 euros.

Figure 1 - Évolutions du revenu par unité de consommation et du bien-être



Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus.

Sources : Panel Européen des Ménages, 1994-2001, Enquêtes Revenus Fiscaux 1996-2001 - Insee.
Base Eco-Santé - Irdes.

5.3 Indicateurs de bien-être individuel

La seconde série d'indicateurs s'appuie sur le revenu individuel élargi (section 2). Ceci exige que toutes les informations individuelles utilisées pour sa construction soit contenues dans la même source de données. Ce n'était pas le cas avec l'indicateur *EBE*, qui est construit en pondérant des moyennes. On a pu ainsi mélanger des données d'enquêtes Insee et des données provenant de l'Irdes.

Le problème ici est que l'enquête Revenus Fiscaux ne contient pas la variable "nombre de visites chez un médecin", ni d'ailleurs aucune information sur l'état de santé de la personne interrogée. Par conséquent, le revenu élargi ne peut pas tenir compte de l'état de santé, ce qui évidemment est très discutable pour un indicateur de bien-être.

La table 6 donne les poids globaux, qui ont été estimés à partir des quatre dimensions hormis la satisfaction concernant l'état de santé.

**Table 6 - Estimation du modèle de satisfaction “globale”
(sans la dimension “santé”)**

Variables	Paramètre estimé	Poids
ln(REV_UC)	0.1918 ^{***} (0.0122)	1.000
EMPLOI_H1	0.0546 ^{***} (0.0127)	0.285
EMPLOI_H2	0.0456 ^{***} (0.0113)	0.238
EMPLOI_H3	-0.0339 ^{***} (0.0122)	-0.177
REV_EMPLOI	-0.0574 ^{***} (0.0080)	-0.299
CHOM	-0.2389 ^{***} (0.0227)	-1.245
REV_CHOM	0.0384 [*] (0.0202)	0.200
RETRAITE	0.2324 ^{***} (0.0238)	1.211
REV_RETRAITE	-0.0808 ^{***} (0.0134)	-0.421
ETUDES	0.2206 ^{***} (0.0268)	1.150
REV_ETUDES	-0.0713 ^{***} (0.0209)	-0.372
IP	0.0208 ^{***} (0.0048)	0.108
PRES_1	-0.0241 ^{***} (0.0042)	-
PRES1	0.0208 ^{***} (0.0041)	-

Écarts-type entre parenthèses.

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

Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus (85 791 observations).

Source : Panel Européen des Ménages, 1994-2001 - Insee.

Aux variables individuelles utilisées jusqu'à présent, nous en avons ajouté d'autres, en croisant celles décrivant la situation professionnelle de l'individu et le revenu par unité de consommation de son ménage (converti en milliers d'euros). Sur l'échantillon d'estimation, ce revenu varie, en gros, entre 150 euros et 5 900 euros mensuels, avec une valeur moyenne de 1 303 euros. L'ajout de ces variables croisées augmente la variabilité du revenu élargi et permet a priori de récupérer de meilleurs résumés statistiques de sa distribution au sein de la population.

Pour calculer les indicateurs de bien-être, on a utilisé les enquêtes Revenus Fiscaux de 1996 à 2001, et affecté à chacun des individus appartenant aux échantillons d'enquête un revenu élargi compte tenu des poids de la table 6.

Table 7 - Corrélation entre le revenu et le revenu élargi, selon les années

1996	1997	1998	1999	2000	2001
0.383	0.375	0.341	0.346	0.332	0.347

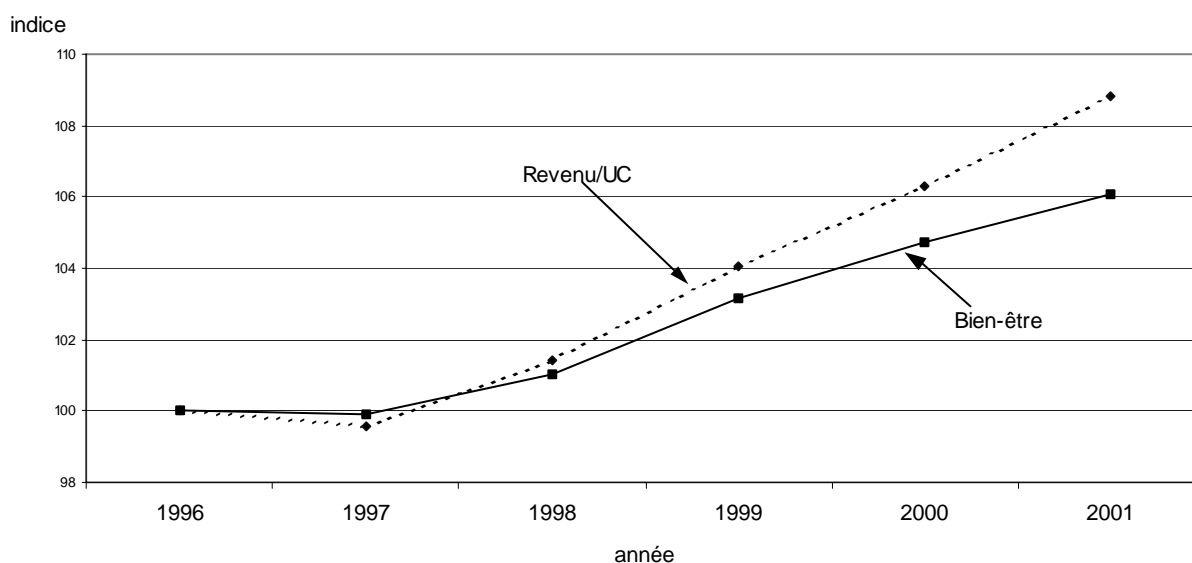
Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus.

Source : Panel Européen des Ménages 1994-2001,
Enquêtes Revenus Fiscaux 1996-2001 - Insee.

La corrélation du revenu par unité de consommation et du revenu élargi est somme toute relativement peu importante, oscillant entre 0.33 et 0.38 selon les années (table 7). Ceci renforce la validité de l'indicateur de revenu élargi.

La figure 2 représente conjointement l'indice d'évolution *IBE_t*, construit sur le revenu élargi et l'indice d'évolution de la moyenne des revenus par unité de consommation (voir section 2). Sur la période 1996-2001, l'indice d'évolution du revenu élargi est moins élevé que l'indice d'évolution du revenu par unité de consommation.

Figure 2 - Indices d'évolution du revenu et du revenu élargi (ou bien-être)



Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus.

Source : Panel Européen des Ménages 1994-2001, Enquêtes Revenus Fiscaux 1996-2001 - Insee.

Enfin, les tables 8 et 9 comparent des indicateurs d'inégalités calculés sur la distribution du revenu par unité de consommation d'une part, et du revenu élargi d'autre part.

Table 8 - Taux de pauvreté

Année	Taux de pauvreté (%)			
	seuil à 50 %		seuil à 60 %	
	revenu/UC	revenu élargi	revenu/UC	revenu élargi
1996	8.4	12.3	14.1	17.4
1997	8.1	12.0	13.9	17.3
1998	7.7	11.7	13.5	16.9
1999	7.3	10.7	13.0	16.0
2000	7.3	10.0	13.1	15.2
2001	7.0	9.8	12.8	14.9

Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus.

Source : Panel Européen des Ménages 1994-2001, Enquêtes Revenus Fiscaux 1996-2001 - Insee.

La table 8 donne les taux de pauvreté calculés avec deux seuils de pauvreté, la demi-médiane et 60 % du revenu médian. Les taux de pauvreté monétaire (*i.e.* calculés avec le revenu par unité de consommation) et de "pauvreté en bien-être" (*i.e.* calculés avec le revenu élargi) suivent la même évolution quelle que soit la définition du seuil de pauvreté retenu. La baisse apparaît un peu plus forte pour le bien-être.

La table 9 donne les coefficients de Gini. Les inégalités de revenus élargis diminuent sur la période, alors que les inégalités de revenus (par UC) sont globalement stables.

Table 9 - Coefficients de Gini

Année	Coefficient de Gini de la distribution des ...	
	... revenus par unité de consommation	... revenus élargis
1996	0.599	0.646
1997	0.596	0.646
1998	0.596	0.644
1999	0.596	0.642
2000	0.597	0.640
2001	0.596	0.639

Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus.

Source : Panel Européen des Ménages 1994-2001, Enquêtes Revenus Fiscaux 1996-2001 - Insee.

6 Discussion

Les indicateurs de bien-être proposés ici sont des indicateurs synthétiques, au sens où ils combinent un ensemble de variables décrivant les situations individuelles, supposées influencer sur le bien-être. Leur avantage comparatif sur d'autres indicateurs de ce type existant à ce jour est que leurs pondérations ne sont pas arbitraires. Elles sont estimées en utilisant l'information apportée par les variables (subjectives) de satisfaction. Tout se passe comme si on demandait l'avis des personnes concernées sur la manière dont les situations qu'elles vivent affectent leur bien-être. Parmi les variables individuelles retenues pour composer l'indicateur de bien-être, le revenu joue un rôle central. Il en reste un déterminant majeur, mais son impact est corrigé par celui des autres variables, non (strictement) monétaires. Par exemple, dans le cas d'une personne au chômage, l'effet (positif) de son revenu sur son bien-être est revu à la baisse, dans une proportion correspondant aux poids relatifs du chômage et du revenu dans l'expression de la satisfaction globale.

Un des inconvénients de la source de données utilisée est qu'elle ne contient pas de variable de satisfaction générale. En l'absence d'information sur les poids relatifs des différentes dimensions (santé, logement, occupation principale, ...) dans le bien-être global, nous nous sommes remis à une méthode statistique d'agrégation des satisfactions pour estimer un système "global" de poids. Cela étant, ce détour a permis de vérifier que les effets de certaines variables ne vont pas dans le même sens selon le domaine de satisfaction. L'indicateur de peuplement, par exemple, a un impact positif sur la satisfaction concernant le logement (on préfère un logement spacieux), mais négatif sur la variable de satisfaction financière (un logement spacieux est plus cher).

La plus-value apportée par les variables de satisfaction - l'établissement d'un système raisonné de pondérations - se paye toutefois par la nécessité d'imposer des contraintes d'identification, qui interdisent de comparer des niveaux de bien-être (voir section 2). La méthode comporte d'autres désavantages. Elle est très exigeante sur les données à recueillir pour l'appliquer. Pour estimer les poids, il faut en effet disposer d'un panel qui contienne l'ensemble des informations nécessaires et, notamment, toutes les variables objectives participant à la construction de l'indicateur. Encore une fois, la source de données utilisée ici est loin de contenir les informations souhaitées. Par exemple, elle ne donne pas d'information sur les conditions de travail qui constituent pourtant un des déterminants essentiels du bien-être au travail.

Notons en passant que les poids sont supposés être identiques pour tous. D'autres hypothèses sont possibles, conduisant à une spécification différente des équations de satisfaction (1). Clark *et al.* [3] ont ainsi permis que le

paramètre du revenu dans leur équation de satisfaction financière varie d'une personne à l'autre, ce qui les a conduit à isoler des groupes d'individus qui se distinguent selon la force de la relation entre le niveau de leur revenu et leur degré de satisfaction.

Il reste que l'approche individuelle adoptée ici a plusieurs conséquences. La première est qu'elle complique le recueil des variables adaptées. Deux exemples pour l'illustrer.

Lorsqu'on se place au niveau agrégé ou macro économique, l'espérance de vie est un bon candidat pour mesurer l'état de santé de la population. D'autres variables sont envisageables, comme le taux de suicide, utilisé par exemple par l'indice de santé sociale de Miringoff et Miringoff [12]. Ces variables ne sont évidemment pas adaptées à notre méthode. Il faut les remplacer par des descripteurs de l'état de santé individuel qui remplissent comme conditions d'avoir un minimum d'objectivité, de mesurer correctement l'état de santé et d'être disponibles à la fois dans le panel utilisé pour estimer les poids et dans une autre source, celle employée pour calculer les indicateurs de bien-être. La variable que nous avons retenue - le nombre de visites chez un médecin supposé négativement corrélé à l'état de santé - ne répond qu'à deux des conditions énoncées : la disponibilité (l'IRDES en fournit la série annuelle)⁴⁸, et l'objectivité (aux erreurs de mémoire des répondants près). En revanche, elle ne mesure pas correctement l'état de santé et son évolution. Pour s'en convaincre, supposons que l'efficacité des traitements médicaux s'améliore au fil du temps, si bien qu'avec le même nombre de consultations médicales les personnes soient mieux portantes. L'espérance de vie va donc augmenter et, avec elle, le nombre de personnes âgées. Comme celles-ci vont, de fait, plus souvent chez le médecin, le nombre moyen de visites chez un généraliste ou un spécialiste médecin va mécaniquement croître.

Le deuxième exemple concerne les variables environnementales, absentes des indicateurs que nous avons proposés. Elles posent ici un réel problème de méthode, puisque l'environnement a davantage le caractère d'un bien public que d'un bien privé. La qualité de l'environnement doit être mesurée non pas par des variables individuelles mais par des variables de contexte. Toutefois, notre méthode est *en théorie* adaptable à la problématique environnementale. Il suffit d'imaginer qu'on pose aux personnes interrogées une question de satisfaction sur leur environnement, qu'on recueille des informations locales qui en caractérisent la qualité (du type : niveau de bruit ou de pollution), puis qu'on les rapproche des expressions individuelles de satisfaction. Il y a au moins deux objections à cette manière de faire. D'abord, ce schéma est purement théorique, il pose de gros problèmes pratiques de recueil de données. Ensuite, avec cette approche individuelle, tout un pan des questions environnementales est laissé de côté. On songe par exemple au problème de l'épuisement des ressources naturelles dû à leur surexploitation, problème dont l'individu n'a pas nécessairement conscience.

Une autre conséquence de l'approche purement individuelle est qu'elle ignore les relations interpersonnelles, les phénomènes d'altruisme ou autres, susceptibles d'influer sur le bien-être individuel. Par exemple, une personne en emploi peut tout à fait être affectée par la situation du marché du travail et les difficultés d'insertion rencontrées par les chômeurs, surtout si des proches sont directement concernés.

Deux dernières remarques sur la place des indicateurs de bien-être développés ici dans le panorama général de ceux existant aujourd'hui. Comme les poids affectés aux variables qui les composent sont estimés à partir des satisfactions individuelles, nos indicateurs ont plus que d'autres la nature d'indicateurs de bien-être individuel, au sens où ils sont censés refléter les préoccupations des individus. Sur ce point, ils se démarquent des indicateurs dont les poids sont choisis en fonction de préférences politiques ou éthiques, qui conduisent à accorder par exemple plus ou moins d'importance aux questions environnementales. Cela étant, il ne s'agit pas non plus d'indicateurs individuels au sens strict du terme, puisque, à cause des conditions d'identification qu'ils imposent, ils ne permettant pas de comparer le bien-être d'un individu A à celui d'un individu B.

Enfin, même s'ils sont construits à l'aide de variables subjectives de satisfaction, les indicateurs de bien-être proposés ici s'appuient sur le revenu individuel qu'ils corrigent en ajoutant des éléments non strictement monétaires. Ce sont donc des indicateurs synthétiques qui sont proches dans leur esprit des indicateurs de "PIB ajusté". Sur le long terme ils devraient être assez bien corrélés à l'évolution du revenu.

⁴⁸ Mais elle est malheureusement absente des enquêtes Revenus Fiscaux utilisées pour calculer le revenu corrigé et les indicateurs de distribution associés.

Bibliographie

- [1] ACCARDO J., F. MURAT ET G. DE PERETTI (2007), “L’indice de développement humain : une approche individuelle”, Actes du 11^{ème} colloque de l’Association de comptabilité nationale, *Insee Méthodes*, n° 118.
- [2] AFSA C. (2007), “Interpréter les variables de satisfaction : l’exemple de la durée du travail”, *Document de Travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques*, n° G 2007/10, INSEE.
- [3] CLARK A.E., F. ETILE, F. POSTEL-VINAY, C. SENIK AND K. VAN DES STRAETEN (2005), “Heterogeneity in Reported Well-Being: Evidence from Twelve European Countries”, *Economic Journal*, vol. 115.
- [4] EASTERLIN R.A. (1974), “Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence?”, in David P.A. and M.W. Reder (eds), *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz*, New York: Academic Press.
- [5] FERRER-I-CARBONELL A. AND P. FRIJTERS (2004), “How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness”, *Economic Journal*, vol 114.
- [6] FLEURBAEY M. ET G. GAULIER (2007), “International Comparisons of Living Standards by Equivalent Incomes?”, *Document de travail du CEPII*, 2007-03.
- [7] GADREY J. ET F. JANY-CATRICE (2007), *Les nouveaux indicateurs de richesse*, Collection Repères, La Découverte.
- [8] HANSEN T., B. SLAGSVOLD AND T. MOUM (2008), “Financial Satisfaction in Old Age: A Satisfaction Paradox or a Result of Accumulated Wealth?”, *Social Indicators Research*, à paraître.
- [9] INSEE (2005), “Les personnes âgées”, coll. *Insee-Références*.
- [10] JANY-CATRICE F. ET S. KAMPELMANN (2007), “L’indicateur du bien-être économique : une application à la France”, *Revue française d’économie*, vol 22, n° 1.
- [11] MINODIER C (2006), “Vers une nouvelle mesure de l’intensité du peuplement des logements?”, *Document de travail de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales*, n° F 0607, INSEE.
- [12] MIRINGOFF M. AND M.L. MIRINGOFF (1999), “The Social Health of the Nation. How is America Really Doing ?” *Oxford University Press*, Oxford.
- [13] NORDHAUS W.D. AND J. TOBIN (1973), “Is Growth Obsolete ?”, in *The Measurement of Economic and Social Performance*, Studies in Income and Wealth, vol. 38, National Bureau of Economic Research.
- [14] OSBERG L. AND A. SHARPE (1998), “An Index of Economic Well-Being for Canada”, *The State of Living Standards and Quality of Life in Canada*, University of Toronto Press.
- [15] OSBERG L. AND A. SHARPE (2003), “Évaluer l’indice de bien-être économique dans les pays de l’OCDE”, *Travail et Emploi*.
- [16] PRAAG B.M.S. VAN AND A. FERRER-I-CARBONELL (2004), *Happiness Quantified. A Satisfaction Calculus Approach*, Oxford University Press, New-York.
- [17] PRAAG B.M.S. VAN, P. FRIJTERS AND A. FERRER-I-CARBONELL (2003), “The anatomy of subjective well-being”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol 51, n° 1.
- [18] TERZA J.V. (1987), “Estimating linear models with ordinal qualitative regressors”, *Journal of Econometrics*, 34.
- [19] VEENHOVEN R. (1996), “Happy life expectancy: a comprehensive measure of quality-of-life in nations”, *Social Indicators Research*, vol 39, n° 1

[20] VERBEEK M. AND T. NIJMAN (1992), "Testing for Selectivity Bias in Panel Data Models", *International Economic Review*, vol 33, n° 3.

[21] WOOLDRIDGE J.M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Massachusetts Institute of Technology.

Annexe 1: transformation des variables de satisfaction en variables numériques

Soit, d'une manière générale, y une variable ordinale, prenant conventionnellement les valeurs de 1 à p . Dans notre cas de figure, y est une variable de satisfaction à $p = 6$ modalités. On observe la répartition de la population selon les différentes valeurs de y . On cherche à remplacer y par une variable numérique représentant un index (on cherche à la "quantifier"). Le principe est de considérer la variable y observée comme la réalisation d'une variable (numérique) latente y^* distribuée selon la loi normale centrée réduite et de remplacer chaque valeur de y par la "valeur correspondante" de y^* .

Soit P_k la proportion des individus pour lesquels la valeur de y est comprise entre 1 et k (avec $1 \leq k \leq p$). A P_k correspond le seuil μ_k tel que $P_k = \Pr(y < k) = \Pr(y^* < \mu_k)$. Puisque y est supposée suivre la loi normale centrée réduite, on a $P_k = \Phi(\mu_k)$. Connaissant P_k , on en déduit la valeur du seuil : $\mu_k = \Phi^{-1}(P_k)$.

Examinons maintenant les individus pour lesquels $y = k$. Ils sont tels que $\mu_{k-1} < y^* < \mu_k$. On remplace alors k par la valeur moyenne de y^* sur l'intervalle $[\mu_{k-1}, \mu_k]$. Elle est égale à :

$$E[y^* | \mu_{k-1} < y^* < \mu_k] = \frac{1}{\Phi(\mu_k) - \Phi(\mu_{k-1})} \int_{\mu_{k-1}}^{\mu_k} y^* \phi(y^*) dy^*$$

où $\phi(y^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{y^{*2}}{2})$ est la densité de la loi normale centrée réduite.

En dérivant la densité, on vérifie aisément que l'on a :

$$\frac{d\phi(y^*)}{dy^*} = -y^* \phi(y^*).$$

Il vient alors :

$$\begin{aligned} E[y^* | \mu_{k-1} < y^* < \mu_k] &= \frac{1}{\Phi(\mu_k) - \Phi(\mu_{k-1})} \int_{\mu_{k-1}}^{\mu_k} -d\phi(y^*) \\ &= \frac{\phi(\mu_{k-1}) - \phi(\mu_k)}{\Phi(\mu_k) - \Phi(\mu_{k-1})} = \frac{\phi(\mu_{k-1}) - \phi(\mu_k)}{P_k - P_{k-1}}. \end{aligned} \quad (1.1)$$

(1.1) s'écrit $-\frac{\phi(\mu_1)}{\Phi(\mu_1)}$ dans le cas où $k = 1$, et $\frac{\phi(\mu_{k-1})}{1 - \Phi(\mu_{k-1})}$ dans celui où $k = p$.

La variable y est alors remplacée par la variable \tilde{y} prenant les valeurs données par (1.1).

Annexe 2 : calcul de l'estimateur de distance minimale

On suppose que les 5 jeux $\alpha^{(D)}$ de paramètres sont reliés aux paramètres globaux α par la fonctionnelle H : $\alpha^{(j)} = H(\alpha)$, avec $\alpha^{(j)} = (\alpha^{(j)}, \alpha^{(2)}, \alpha^{(3)}, \alpha^{(4)}, \alpha^{(5)})'$. La fonctionnelle H est ici égale à $H = j_5 \otimes I_{(p+3)}$ où j_5 est le vecteur-colonne unitaire de dimension 5 et $I_{(p+1)}$ la matrice unité d'ordre $p+3$. De manière développée, cette relation s'écrit :

$$\alpha^{(j)} = \begin{pmatrix} \alpha_0^{(1)} \\ \vdots \\ \alpha_{p+2}^{(1)} \\ \vdots \\ \alpha_0^{(5)} \\ \vdots \\ \alpha_{p+2}^{(5)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 1 \\ \vdots & & \\ 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_0 \\ \vdots \\ \alpha_{p+2} \\ \vdots \\ \alpha_0 \\ \vdots \\ \alpha_{p+2} \end{pmatrix} = H\alpha \quad (2.1)$$

Cette relation fonctionnelle traduit le fait que chaque jeu $\alpha^{(D)}$ de paramètres est une "émanation" des paramètres globaux α lorsqu'on se restreint au domaine spécifique D du bien-être. En l'état, il n'existe pas de solution en α au système (2.1) puisqu'il y a (5 fois) plus d'équations que d'inconnues. Pour estimer α , on utilise alors l'estimateur de distance minimale⁴⁹ : connaissant les $5 \times (p+3)$ paramètres $\hat{\alpha}_j^{(D)}$, on choisit un estimateur $\hat{\alpha}$ qui rende minimale la distance entre $\hat{\alpha}^{(j)}$ et $H(\hat{\alpha})$:

$$\hat{\alpha} = \underset{\alpha}{\text{Arg min}} \left\{ \hat{\alpha}^{(j)} - H\alpha \right\}' \hat{W}^{-1} \left\{ \hat{\alpha}^{(j)} - H\alpha \right\}.$$

où W est une matrice de poids semi-définie positive. L'estimateur $\hat{\alpha}$ est égal à :

$$\hat{\alpha} = [H' \hat{W}^{-1} H]^{-1} H' \hat{W}^{-1} \hat{\alpha}^{(j)}. \quad (2.2)$$

Il existe une matrice W qui rend efficace l'estimateur de distance minimale. C'est la matrice de variance covariance de $\hat{\alpha}^{(j)}$. Par conséquent, α est estimé par (2.2) en remplaçant \hat{W} par la matrice $\text{Var} \hat{\alpha}^{(j)}$ estimée.

Cette matrice est calculée de la manière suivante. On allège les notations en posant $z_0 = g(R)$. En ajoutant les 2 variables artificielles de correction partielle du biais de sélection (voir section 4), le vecteur z des explicatives a ainsi $p+3$ composantes. On note respectivement \ddot{s}_{it} , \ddot{z}_{it} et \ddot{v}_{it} les transformées des variables s_{it} (plus précisément s_{it} "numérisée"), z_{it} et ε_{it} par l'opérateur *within*. Chaque individu i est observé T_i fois avec $2 \leq T_i \leq 8$.

Pour chaque i , le système d'équations s'écrit :

⁴⁹ Voir, par exemple, Wooldridge (2002), p 442 [21].

$$\left\{ \begin{array}{l} \ddot{s}_{i1}^{(1)} = \ddot{z}_{i1} \alpha^{(1)} + \varepsilon_{i1}^{(1)} \\ \vdots \\ \ddot{s}_{iT_i}^{(1)} = \ddot{z}_{iT_i} \alpha^{(1)} + \varepsilon_{iT_i}^{(1)} \\ \vdots \\ \ddot{s}_{i1}^{(5)} = \ddot{z}_{i1} \alpha^{(5)} + \varepsilon_{i1}^{(5)} \\ \vdots \\ \ddot{s}_{iT_i}^{(5)} = \ddot{z}_{iT_i} \alpha^{(5)} + \varepsilon_{iT_i}^{(5)} \end{array} \right.$$

C'est un système *SUR* (*Seamingly Unrelated Regressions*), où les paramètres des T_i équations concernant la même variable de satisfaction sont contraints d'être les mêmes. On pose les notations suivantes :

$$\begin{aligned} \ddot{s}_i &= (\ddot{s}_{i1}^{(1)}, \dots, \ddot{s}_{iT_i}^{(1)}, \dots, \ddot{s}_{i1}^{(5)}, \dots, \ddot{s}_{iT_i}^{(5)})' , \\ \ddot{\varepsilon}_i &= (\varepsilon_{i1}^{(1)}, \dots, \varepsilon_{iT_i}^{(1)}, \dots, \varepsilon_{i1}^{(5)}, \dots, \varepsilon_{iT_i}^{(5)})' , \end{aligned}$$

$$\ddot{Z}_i = \begin{pmatrix} \ddot{z}_{i1} & 0 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ & \ddots & & & & \\ 0 & \ddot{z}_{iT_i} & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & & \ddots & & \\ \vdots & \vdots & & & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & & & 0 & \ddot{z}_{i1} & 0 \\ & & & & & \ddots & \\ 0 & 0 & & 0 & 0 & & \ddot{z}_{iT_i} \end{pmatrix} .$$

La matrice de variance covariance du système est estimée par⁵⁰ :

$$\hat{V} = \left(\sum_{i=1}^n \ddot{Z}_i' \ddot{Z}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^n \ddot{Z}_i' \hat{\varepsilon}_i \hat{\varepsilon}_i' \ddot{Z}_i \right) \left(\sum_{i=1}^n \ddot{Z}_i' \ddot{Z}_i \right)^{-1} ,$$

où les $\hat{\varepsilon}_i$ sont les résidus estimés du modèle : $\hat{\varepsilon}_{i_i}^{(D)} = \ddot{s}_{i_i}^{(D)} - \ddot{z}_{i_i} \hat{\alpha}^{(D)}$.

⁵⁰ Voir Wooldridge (2002), p 152 [21].