



12ème colloque de l'Association de comptabilité nationale Paris, 4-6 juin 2008

Session n° 1 :

**Au-delà du PIB, à la recherche d'indicateurs synthétiques
La prise en compte du bien-être**

**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)**

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

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

Résumé

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 exigü ? 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.

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 which aims to estimate the relative weights of different factors in explaining well-being. The method is based on the use of satisfaction variables and 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 (ECHP 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 de mesure du bien-être¹. Tout en restant dans le cadre de la comptabilité nationale, ils ont proposé un autre indicateur fondé sur un “PNB corrigé”. Ils sont partis des dépenses de consommation finales des ménages. Ils en ont retranché notamment les dépenses considérées plutôt 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. Tout compte fait, l’indicateur corrigé reste assez étroitement corrélé, sur le long terme, à l’évolution du PNB.

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”, 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.

¹ 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”.

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 (exemple : 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, ...).

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-monétaires 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, qui relève du type "PIB corrigé", 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 converti en revenu. Ceci permet ensuite d'agréger (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 corrigé". Enfin, ils utilisent des variables subjectives de satisfaction, mais 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 : $s_i = q_i + \eta_i$ ². 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. 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 :

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

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

² D'autres hypothèses sont possibles (voir section 6 *infra*)

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 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 corrigé. 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 corrigé est défini à une constante multiplicative près. Par conséquent, les indicateurs de bien-être construits à partir du revenu corrigé 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 corrigés 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 corrigés \tilde{R}_i au lieu d'être appliqués aux revenus R_i . Sous réserve, encore une fois, que ces indicateurs soient invariants à la multiplication du revenu corrigé par une constante quelconque.

Pour juger ce qu'apporte la correction 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 corrigé, 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 disposent³.

³ 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.

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*).

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 (très) faible sur la satisfaction globale⁴.

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-être⁵. 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.

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

⁵ 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.

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 admise⁶ (variable REV_UC), puis exprimé en euros constants 2001.

Cette variable de revenu est certainement mal mesurée⁷. 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 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)⁸. 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.

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

⁷ 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).

⁸ 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.

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_i n'est pas corrélée aux variables explicatives z_i . 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 ⁹. 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. 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)¹⁰.

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 être globalement "les plus proches possible" de tous les $\hat{\alpha}^{(D)}$ (voir le détail de la méthode en annexe 2).

⁹ 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.

¹⁰ Cette méthode, qui s'appuie sur une idée de Terza [18], a été utilisée entre autres par van Praag *et al.* [17].

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×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*** (0.0307)	0.1109*** (0.0297)	0.1960*** (0.0279)	-0.0574** (0.0226)	-0.1679*** (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)

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.

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 immédiate¹¹.

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

Variabiles	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.

¹¹ Cela étant, la valeur du coefficient associé est dix fois moins élevée que celle du paramètre correspondant de la dimension "temps libre".

5.2 Indicateur d'évolution du bien-être moyen

On est en mesure de calculer les quantités ΔBE_t (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 ΔBE_t .¹² 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)¹³.

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.

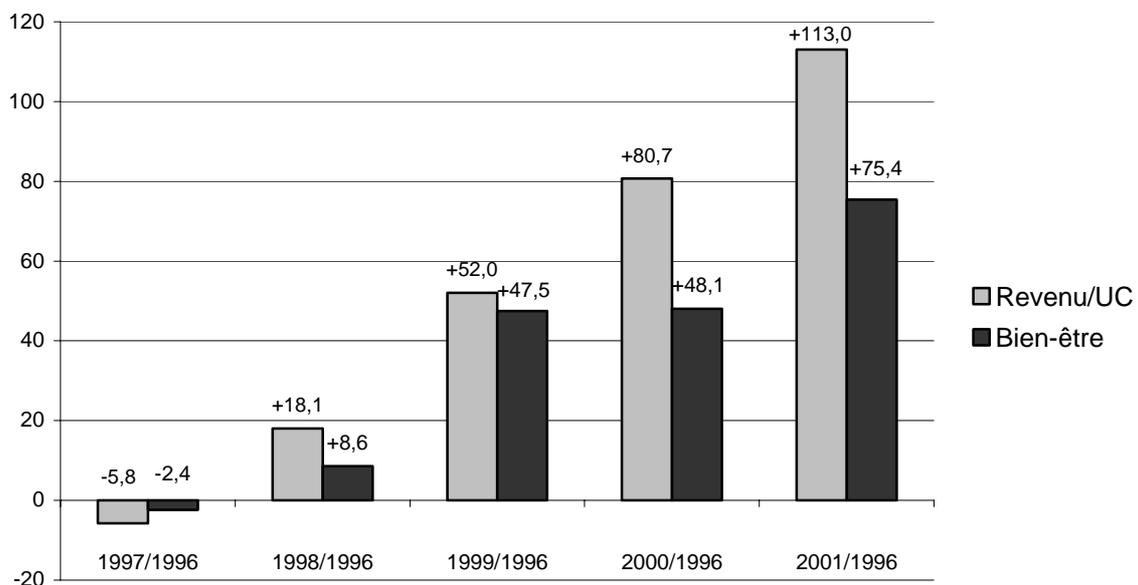
¹² Ne pas oublier que les taux ou pourcentages sont calculés sur l'ensemble de la population des 18 ans ou plus.

¹³ Le nombre moyen de visites est calculé sur l'ensemble de la population et non sur les seuls 18 ans ou plus.

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 forte durée du travail, du taux d'étudiants et du nombre de visites chez le médecin le poussent à la baisse.

La figure 1 représente l'indicateur EBE_t (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 corrigé (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_t , 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 corrigé 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)	-

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.

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 corrigé 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 corrigé compte tenu des poids de la table 6.

Table 7 - Corrélation entre les revenu et les revenu corrigé, 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.

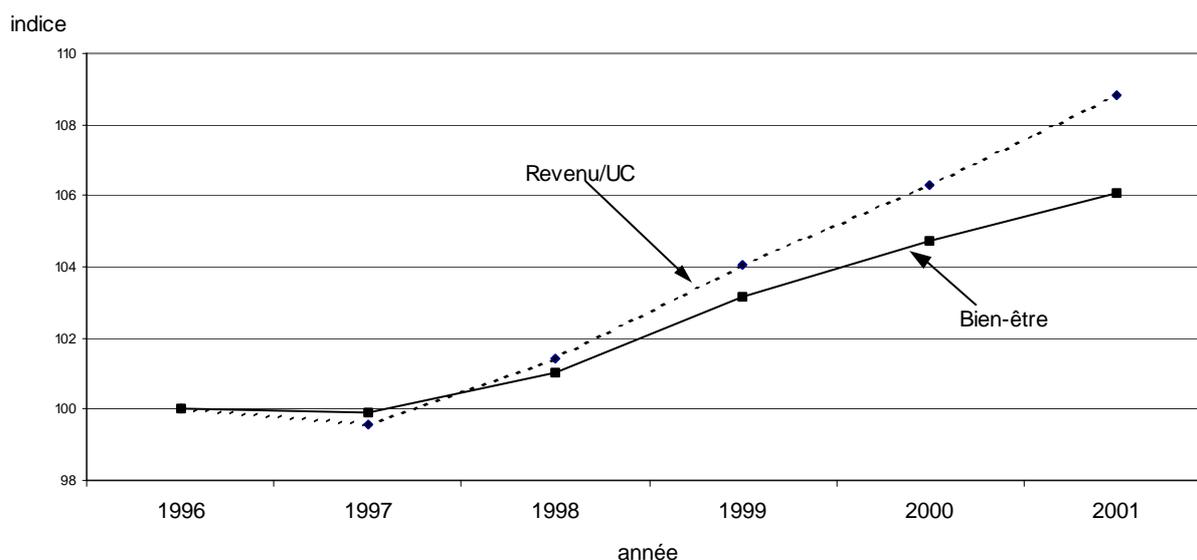
Source : Panel Européen des Ménages 1994-2001,

Enquêtes Revenus Fiscaux 1996-2001 - Insee.

La corrélation du revenu par unité de consommation et du revenu corrigé 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 corrigé.

La figure 2 représente conjointement l'indice d'évolution IBE_t construit sur le revenu corrigé 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 corrigé est moins élevé que l'indice d'évolution du revenu par unité de consommation.

Figure 2 - Indices d'évolution du revenu et du revenu corrigé (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 des revenus par unité de consommation d'une part, et des revenus corrigés d'autre part.

Table 8 - Taux de pauvreté

Année	Taux de pauvreté (%)			
	seuil à 50 %		seuil à 60 %	
	revenu/UC	revenu corrigé	revenu/UC	revenu corrigé
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 corrigé) 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 corrigés 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 corrigés
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 en 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)¹⁴, 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

¹⁴ Mais elle est malheureusement absente des enquêtes Revenus Fiscaux utilisées pour calculer le revenu corrigé et les indicateurs de distribution associés.

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 corrigé". Sur le long terme ils devraient être assez bien corrélés à l'évolution du revenu.

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. Etilé, 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 :

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

(A.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 $H : \alpha^{(.)} = H(\alpha)$, avec $\alpha^{(.)} = (\alpha^{(1)}, \alpha^{(2)}, \alpha^{(3)}, \alpha^{(4)}, \alpha^{(5)})'$. 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 $I_{(p+3)}$ la matrice unité d'ordre $p+3$. De manière développée, cette relation s'écrit :

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

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 minimale*¹⁵ : connaissant les $5 \times (p+3)$ paramètres $\hat{\alpha}_j^{(D)}$, on choisit un estimateur $\hat{\alpha}$ qui rende minimale la distance entre $\hat{\alpha}^{(.)}$ et $H(\hat{\alpha})$:

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

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

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

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

¹⁵ 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 :

$$\ddot{s}_i = (\ddot{s}_{i1}^{(1)}, \dots, \ddot{s}_{iT_i}^{(1)}, \dots, \ddot{s}_{i1}^{(5)}, \dots, \ddot{s}_{iT_i}^{(5)})'$$

$$\ddot{\varepsilon}_i = (\varepsilon_{i1}^{(1)}, \dots, \varepsilon_{iT_i}^{(1)}, \dots, \varepsilon_{i1}^{(5)}, \dots, \varepsilon_{iT_i}^{(5)})'$$

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

La matrice de variance covariance du système est estimée par¹⁶ :

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

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

¹⁶ Voir Wooldridge (2002), p 152 [21].