



DELTA

DÉPARTEMENT ET LABORATOIRE D'ÉCONOMIE THÉORIQUE ET APPLIQUÉE

48, BD JOURDAN - E.N.S. - 75014 PARIS

TÉL. : 33 (0) 1 43 13 63 00 - FAX : 33 (0) 1 43 13 63 10

www.delta.ens.fr

WORKING PAPER N°

Mots clés :

Codes JEL :

Table des matières

| | |
|---|-----------|
| I. Peut-on étudier les jugements de satisfaction ? | 4 |
| I.A Pourquoi vouloir mesurer directement l'utilité ? | 4 |
| I.B Nature et usage des données subjectives..... | 6 |
| Méthodologie du recours aux données de satisfaction subjective | 7 |
| Les données subjectives à l'épreuve des faits | 9 |
| L'école de Leyden | 10 |
| Le nouvel essor de l'analyse des données subjectives | 11 |
| II. Revenu propre et bien-être | 12 |
| II.A La croissance n'élève pas la satisfaction moyenne des pays développés | 13 |
| II.B L'analyse microéconométrique révèle un lien fort entre revenu et satisfaction..... | 14 |
| Conclusion : satisfaction mesurée et satiété | 15 |
| III. Revenu relatif et bien être | 16 |
| IV. Inégalité et bien être | 19 |
| IV.A Une pure aversion aux inégalités de revenu..... | 19 |
| IV.B Le rôle de la mobilité perçue : retour à des préférences égoïstes | 21 |
| IV.C Des préférences pour une mobilité égalitaire..... | 23 |
| Conclusion. Bien-être et inégalités : un lien multiforme..... | 25 |
| Conclusion générale | 26 |
| Bibliographie | 27 |
| Annexe . Le choix du modèle statistique | 33 |

*Que nous apprennent les données subjectives ?
Une application au lien entre revenu et bien-être.*

Claudia Senik

« Put generally, happiness, or subjective well-being, varies directly with one's own income, and inversely with the incomes of others. Raising the incomes of all does not increase the happiness of all [...]. » (Easterlin, 1995).

«An individual's welfare depends on his present state of contentment (or, as a proxy, income), as well as on his expected future contentment (or income). Suppose that the individual has very little information about his future income...he will draw gratification from the advances of others. [...] The tunnel effect operates because advances of others supply information about more benign external environment. » (Hirschman, 1973).

Comment le revenu d'autrui affecte-t-il mon bien-être ? Nullement, selon le modèle de base du consommateur dont l'utilité ne dépend directement que de sa propre consommation et de son loisir. « Il la réduit », affirmeraient de nombreux économistes, sociologues et psychologues, en référence aux effets de comparaison décrits par Veblen (1899) et Duesenberry (1949). « Il l'accroît », assureraient enfin certains, songeant aux sentiments altruistes que peuvent nourrir des membres de générations consécutives au sein d'une même famille (Becker, 1991). Au-delà de ces canaux directs, le revenu d'autrui peut également affecter la satisfaction individuelle de manière indirecte, cognitive, en tant que source d'information utile à la formation des anticipations (Hirschman, 1973).

La question de la perception par un individu du revenu d'autrui, qu'il s'agisse d'un groupe particulier ou de l'ensemble des revenus de la population, a des implications importantes, tant théoriques que pratiques. En particulier, si seul le revenu relatif compte, la croissance n'est pas nécessairement source de bien-être ; elle peut même être synonyme de dégradation des conditions de vie lorsqu'une course au statut, synonyme de renoncement au loisir, s'engage entre des agents soucieux de préserver leur position relative (Frank, 1997). De même, le choix de la politique publique dépend de l'attitude des agents vis-à-vis des inégalités : aversion pour le risque (Ravallion et Lokshin, 2000) ou pure préférence pour l'égalité en tant que bien public (Thurow, 1973), aversion aux inégalités statiques ou aux inégalités de perspective (Alesina et al., 2001).

Indépendamment de ces enjeux de politique économique, la prise en compte de l'influence du revenu d'autrui dans l'utilité individuelle constitue une gageure pour la modélisation des comportements économiques. Il s'agit d'intégrer les interactions sociales hors marché, c'est-à-dire qui ne passent pas par les prix : interdépendance des préférences *via* les phénomènes de norme, de stigmatisation et de mode, formation sociale des anticipations par l'apprentissage observationnel (imitation, et comportements grégaires), échanges symboliques et non marchands (voir Cahuc et al., 2001). Si le champ de la théorie économique s'est étendu à de tels phénomènes depuis les années 1970 – notamment grâce à la théorie des jeux non coopératifs récemment développée – l'enjeu est aujourd'hui de compléter ses avancées théoriques par la validation empirique, ce qui soulève de délicats problèmes d'identification des relations de causalité suggérées. C'est pour surmonter ces difficultés, que Manski (2000b) plaide pour que « ...à l'avenir, les données expérimentales et subjectives [jouent] un rôle important dans la compréhension des interactions sociales » .

Au total, les justifications théoriques et pratiques du recours aux « données subjectives » se rejoignent : le savant comme le politique peuvent acquérir une information autrement indisponible en étudiant la perception des individus et non plus uniquement leurs actions. De fait, le recours aux données subjectives, propre à l'école de Leyden dans les années 1970, connaît un développement important depuis la fin des années 1990 qui voit éclore un essaim de travaux consacrés à l'attitude des agents vis-à-vis des inégalités, des politiques publiques, du chômage et des relations de travail.

L'ambition de cet article est de souligner la contribution des données subjectives à l'élucidation du mode de perception par les agents économiques du revenu d'autrui, en

démêlant autant que possible les effets directs (comparaison, aversion pour les inégalités) des effets indirects (mobilité anticipée, aversion pour le risque) de nature cognitive. Les travaux empiriques se fondent sur des données issues d'enquêtes ou d'expériences de laboratoire ; nous ne retiendrons que les premières, à la fois par souci de délimiter un ensemble de travaux cohérents, et dans le but de retenir les leçons des « expériences naturelles » fournies par la réalité sociale. Nous analyserons les variables les plus susceptibles de mesurer les préférences et l'utilité, c'est-à-dire les variables de satisfaction, même si nous mentionnons d'autres variables telles que l'opinion relative à la redistribution.

Après avoir précisé dans une première partie les motifs et la méthodologie de l'utilisation des jugements subjectifs de satisfaction, nous présentons ensuite la littérature empirique qui interroge le lien entre bien-être et revenus, en commençant par le lien entre revenu propre et satisfaction (deuxième partie), pour discuter ensuite de l'hypothèse du revenu relatif (troisième partie), et enfin du lien entre inégalité et bien-être (quatrième partie). La problématique qui sous-tend constamment cette revue de la littérature porte sur la nature des interactions sociales liées au revenu, et en particulier, sur l'importance relative du canal de l'information et de l'interdépendance des préférences.

I. PEUT-ON ETUDIER LES JUGEMENTS DE SATISFACTION ?

En principe, même si en économie l'utilité est la mesure de toute chose, la mesurer ne présente aucun intérêt particulier puisque l'axiomatique des choix rationnels implique que l'utilité des agents est pleinement révélée par les choix qu'ils ont opérés précisément dans le but d'optimiser leur expérience hédonique. La mesure de l'utilité subjective ne devrait donc receler aucune information spécifique, l'utilité anticipée *ex ante* et ressentie *ex post* étant identique à l'équilibre. De plus, la mesure de l'utilité est incompatible avec la représentation ordinale des préférences qui va de pair avec l'impossibilité des comparaisons interpersonnelles d'utilité. Pourquoi donc passer outre ces deux *a priori* importants ?

I.A Pourquoi vouloir mesurer directement l'utilité ?

Le recours aux données subjectives se justifie essentiellement par les limites de la démarche positive fondée sur la révélation des préférences. Il ne s'agit pas de remettre en cause le caractère central de cette dernière au sein de la théorie économique, mais de la compléter dans les cas où son champ d'application est limité, en particulier lorsque les défaillances du marché

(externalités), les interactions hors marché et les défauts de coordination des actions individuelles interdisent de retracer le lien entre préférences et résultats de l'action individuelle (voir par exemple Durlauf, 2002, à propos du capital social). De même, les préférences relatives à des phénomènes collectifs, résultant de l'interaction entre plusieurs agents ou de l'action publique, tels que l'inflation ou la répartition des revenus, sont par définition difficile à révéler. Dans de tels cas, l'élucidation des décisions et les préférences des agents peut être facilitée par les données subjectives.

Un article récent de Gruber et Mullainathan (2002) est exemplaire de cette approche qui utilise le bien-être subjectif comme critère d'identification des comportements et d'appréciation des politiques publiques. Il montre que le montant des taxes sur les cigarettes accroît le bien-être des fumeurs potentiels, ce qui valide le modèle d'incohérence temporelle associée au comportement de consommation de tabac, plutôt que le modèle d'accoutumance rationnelle. Ce faisant la méthodologie habituelle est totalement inversée : ce ne sont plus les préférences, c'est-à-dire l'utilité *ex ante*, qui sont révélées par les actions, mais bien le mode de décision, le comportement de consommation de cigarettes, qui est révélé par l'utilité *ex post*.

La mesure directe de l'utilité est également utile à l'élaboration de la théorie des choix. Des expériences, dont les plus célèbres sont celles de Kahneman et Tversky (1979) ou Kahneman, Wakker et Sarin (1997), ont ainsi montré que l'utilité éprouvée ne suivait pas exactement le modèle de l'utilité de décision, ou de l'utilité espérée, tel que se le représentent les économistes¹. Enfin, l'intérêt de certains psychologues et économistes pour l'utilité éprouvée vient du fait qu'en définitive, l'utilité anticipée *ex ante* (*decision utility*), essentiellement cognitive, et l'utilité substantielle Benthamienne, éprouvée *ex post* (*experienced utility*), et partiellement affective, ne se confondent pas totalement (Kahneman et al., 1997, Levy-Garboua et Montmarquette, 2001), la mesure de l'utilité *ex-post* recelant donc une information spécifique.

¹ Kahneman et al. (1997) montrent que lors d'épisodes étendus dans le temps, l'utilité rétrospectivement mémorisée par les sujets néglige la durée et ne reflète quasiment que les pics (les valeurs les plus intenses) et l'utilité instantanée de fin de période (*Peak-End Theory*). En conséquence, l'hypothèse de monotonie dans le temps sous-jacente à la théorie de l'utilité espérée est invalidée. Un autre résultat très célèbre est le biais en faveur du statu quo (*statu quo bias*) mis en évidence par Kahneman et Tversky (1979) qui montre que les agents tendent à surévaluer les pertes par rapport aux gains symétriques (*loss aversion*), d'où l'importance du cadre de perception des expériences (*frame*).

Si le recours aux données subjectives se justifie donc par l'absence d'autres moyens pour analyser les choix individuels et éclairer les politiques publiques, les données disponibles sont-elles pour autant fiables et éclairantes ?

I.B Nature et usage des données subjectives

Afin de mesurer les différentes notions de satisfaction et de bien-être, les psychologues et les économistes se fondent sur des enquêtes nationales, représentatives de la population, telles que le *British Household Panel Survey (BHPS)* pour la Grande-Bretagne, les enquêtes américaines *International Social Survey Program (ISSP)* ou *General Social Survey (GSS)*, le *German Socio-Economic Panel (GSOEP)*, les enquêtes européennes *Eurobaromètre* ou *European Community Household Panel (ECHP)* ainsi que le *Russian Longitudinal Monitoring Survey (RLMS)*. Ces enquêtes contiennent des questions relatives au bien-être général telles que «*globalement, en ce moment, à quel point vous estimez-vous satisfait de votre existence ?*», les individus devant choisir entre plusieurs réponses sur une échelle de satisfaction (*GSOEP, RLMS, World Values Survey, Eurobarometer Surveys*), ou encore «*globalement, en ce moment, diriez-vous que vous êtes très heureux, plutôt heureux, ou plutôt malheureux ?*» (*GSS*). Autre formulation possible, la présentation d'une échelle de bien-être relatif, à la Cantril (1965) : «*Voici une échelle qui représente l'échelle de la vie. Supposons que le sommet de l'échelle représente la vie la meilleure pour vous, et le bas de l'échelle la vie la pire pour vous. Où vous situez-vous personnellement sur cette échelle en ce moment ?*». Des questions plus précises sont parfois posées relativement à la satisfaction retirée de tel ou tel aspect de l'existence, le bien-être (*well-being*) étant considéré comme un concept multi-dimensionnel, dont le bien-être économique (*welfare*), c'est-à-dire la satisfaction dérivée du revenu, est une composante, au même titre que d'autres domaines de satisfaction tels que la santé, le logement, le travail, le loisir, la vie de famille, etc. (Ferrer-i-Carbonell, 2002, Plug et van Praag, 1995, van Praag et al., 2001).

Les jugements de satisfaction reflètent-ils fidèlement le bien-être des agents ? Il semble que les deux notions soient effectivement liées². Preuve en est la corrélation entre de telles

² Oswald (1997) cite la liste des observations physiques que l'on sait corrélées avec la satisfaction déclarée : durée du sourire authentique de «Duchenne», rythme cardiaque, pression artérielle en réponse au stress, mesures par électro-encéphalogramme de l'activité pré-frontale (voir aussi van Praag, 2000). Ainsi, la neurologie et la psychiatrie suggéreraient-elles «un fondement matériel (biologique, neuronal) rendant les comparaisons interpersonnelles d'utilité possibles» (Ng, 1997). Diener et al. (1999) montrent également que les individus peuvent reconnaître et prédire les déclarations de satisfaction de leurs proches.

réponses et l'indice de santé mentale contenu dans le *General Health Questionnaire* au sein de l'enquête anglaise *BHPS*, indice reconnu par le milieu de la recherche médicale, psychologique et sociale³ (Clark, 2000a). Toutefois, le matériau statistique constitué par les données subjectives est souvent considéré avec réticence par les économistes.

Méthodologie du recours aux données de satisfaction subjective

Une suspicion multiforme s'attache aux mécanismes psychologiques sous-jacents aux jugements individuels : volonté de contrôle de l'image de soi, biais culturel à se déclarer (ou non) satisfait, interactions avec l'enquêteur, mémoire et lucidité éventuellement défaillantes de l'enquêté, effets liés à la formulation et à l'ordre de passage des questions, réponses données même à des questions absurdes, effets d'humeur et difficulté d'interpréter les réponses (voir, par exemple, Bertrand et Mullainathan, 2001). Le problème général est l'interprétation de la satisfaction déclarée, variable par essence inobservable et sujette à de fortes variations individuelles. L'interprétation des réponses subjectives impose de relier des jugements de satisfaction verbaux (discrets) à des niveaux d'une variable latente de satisfaction, puis de relier ces derniers à des caractéristiques observables, en comparant les réponses données par différents individus, processus qui, à chaque étape, suppose de faire des hypothèses fortes, à savoir :

- le lien entre les variables observables (le revenu par exemple) et la satisfaction latente est le même pour tous, c'est-à-dire que les paramètres de la fonction de satisfaction individuelle⁴ sont identiques pour tous (Tinbergen, 1991),
- l'association entre un label verbal de satisfaction et un niveau latent de satisfaction est la même pour tous,

³ Cet indice allant de 0 à 12 est construit à partir de 12 questions, chacune associée à une échelle à 4 degrés (capacité de concentration, troubles du sommeil, sentiment de stress, capacité à surmonter les difficultés, sentiment de tristesse ou de dépression, perte de confiance en soi, dévalorisation de soi, sentiment de jouer un rôle important, capacité à prendre des décisions, capacité à savourer le quotidien, à faire face aux problèmes, sentiment général de bonheur).

⁴ L'un des choix à opérer est celui de la forme fonctionnelle de la fonction d'utilité retenue. Faut-il par exemple retenir une fonction bornée, à la suite de l'école de Leyden, de manière à reproduire le processus mental suivi par les individus qui évaluent leur situation par rapport à un idéal indépassable ? Cette voie n'est pas exclusive et le modèle d'analyse des variables discrètes adapté au traitement des échelles de satisfaction (logit ou probit ordonné) ne l'impose pas.

Si l'une de ces hypothèses n'est pas vérifiée, « l'effet d'ancrage » (Winkelmann et Winkelmann, 1998) qui en découle rend trompeuse toute interprétation des données subjectives. L'effet d'ancrage, qui est un problème d'hétérogénéité individuelle non observée, peut être particulièrement délicat et entraîner des régressions fallacieuses s'il est corrélé avec les variables explicatives, c'est-à-dire si des caractéristiques inobservables, spécifiques aux individus et généralement invariantes dans le temps, influencent à la fois les variables explicatives et la variable endogène. Les psychologues appellent « personnalité » l'ensemble de ces variables idiosyncratiques. L'« extraversion » est ainsi fréquemment citée comme un trait associée à une personnalité plus heureuse et susceptible d'influencer des variables économiques telles que le revenu ou l'emploi.

Par ailleurs, l'estimation d'une fonction de bien-être à partir de données subjectives individuelles impose de faire certains choix, notamment relativement à l'interprétation de l'hétérogénéité individuelle et de la variable de satisfaction observée, choix qui se traduira par le modèle statistique retenu (Frijters et Ferrer-i-Carbonnell, 2002a) : soit on suppose que les écarts entre les échelons de satisfaction sont identiques entre eux en termes de satisfaction latente, ce qui signifie que les jugements de satisfaction mesurent de manière cardinale⁵ la satisfaction, soit on considère que les différents échelons sont interprétés de la même manière par tous les individus, sans préjuger de la distance entre eux (c'est-à-dire de la distance entre les niveaux de satisfaction latente qu'ils traduisent). La première hypothèse suppose la comparabilité cardinale de la satisfaction individuelle, la seconde la comparabilité ordinale. Seule la première hypothèse permet l'introduction d'effets fixes individuels afin de contrôler l'hétérogénéité inobservée (voir l'Annexe). Les psychologues admettent généralement la première hypothèse et les économistes la deuxième; l'école de Leyden (Van Praag et al., 1991) adopte explicitement les deux hypothèses à la fois en affirmant, d'une part, que face à une échelle de satisfaction donnée, afin de rendre leurs réponses aussi significatives que possible, les agents découpent la quantité maximale de bien-être imaginée en autant de parts égales que d'intervalles proposés, et d'autre part, que les individus d'une même culture opèrent les mêmes associations entre quantiles de bien-être et labels de satisfaction. Nous présentons en annexe les modèles statistiques utilisés en fonction des hypothèses retenues.

⁵ Si l'hypothèse de la cardinalité, ou de l'intensité des préférences, initialement retenue par les utilitaristes (Bentham, 1789) a été écartée depuis les années 1930 (Robbins, 1932), elle a aujourd'hui ses partisans. Ng

Les données subjectives à l'épreuve des faits

Malgré ces écueils méthodologiques, les données subjectives ont d'ores et déjà prouvé leur stabilité et leur utilité. D'une part, Diener et al. (1999) montrent que la composante stable de la satisfaction domine les effets d'humeur. D'autre part, la cohérence des résultats obtenus à partir de bases de données différentes, c'est-à-dire la stabilité des fonctions de bien-être estimées en fonction de variables socio-démographiques, peut être considérée comme un test de validité des données subjectives (Frey et Stutzer, 2002a, van Praag et al., 2001, Di Tella et al., 2001a). Cette identification des « corrélats du bonheur » rejoint l'une des préoccupations initiales des psychologues (Wilson, 1967). Les relations les plus stables sont, toutes choses égales par ailleurs, l'effet de l'âge (courbe en U avec un minimum autour de 40 ans, l'âge capturant généralement en même temps les effets de cohorte), les effets positifs du mariage (par rapport au statut de divorcé ou de veuf), de la santé, de la croyance religieuse (Ellison, 1991, Lelkes, 2002), du fait d'être un homme, du revenu, et l'effet négatif du chômage indépendamment de la part de revenu associée, (Clark et Oswald, 1994, Oswald, 1997, Winkelmann et Winkelmann, 1998, Frey et Stutzer, 2000)⁶. L'éducation a généralement un effet légèrement positif sur le bien-être, mais cette relation pourrait être médiatisée par des effets de revenu et de statut. Ainsi, les relations entre les caractéristiques observables des individus et leur bien-être semblent stables et similaires d'un pays à l'autre. Bien entendu, pour la plupart de ces variables, la direction de la causalité reste incertaine ; des biais de sélection et de variables omises sont souvent à redouter : ainsi, « les gens mariés sont plus heureux », mais la direction de la causalité n'est pas univoque. De plus, seuls environ 8% à 20% de la variation du bien-être individuel peuvent être expliqués par la variation des caractéristiques observables (il s'agit de l'ordre de grandeur du R^2 de ces régressions).

Enfin, les données subjectives ont un pouvoir de prédiction des actions (Manski, 2000a et 2000b). Bertrand et Mullainathan (2001) montrent par exemple que des valeurs et les croyances déclarées par les individus ont un pouvoir explicatif significatif du niveau des

(1997) plaide ainsi pour la cardinalité en arguant de sa conviction personnelle selon laquelle il lui est possible d'estimer exactement à quel point il préfère le panier de biens A au panier B.

⁶ Blanchflower et Oswald (2000) fournissent quelques illustrations éclairantes sur la base des données américaines (GSS) et anglaises (Eurobarometer) sur la période allant de la fin des années 1970 à la fin des années 1990: en dollars constants de 1990, il faudrait 60000 \$ par an pour compenser les hommes du fait d'être au chômage, 30000 \$ par an pour les compenser du fait d'être Noir, et 100000 \$ par an pour compenser le divorce ou le veuvage, par rapport au fait d'être marié.

salaires sur un échantillon d'étudiants adultes américains. Les données subjectives prédisent également correctement les comportements de consommation, d'épargne, d'investissement ou de vote (Frey et Stutzer, 2002b).

De fait, la réticence des économistes vis-à-vis des données subjectives semble progressivement se dissiper. Sur la base de ces données subjectives issues des enquêtes auprès des ménages, un courant important de la littérature économique s'était développé dans les années 1970 au sein de l'Ecole de Leyden ; il connaît un renouveau important depuis la fin des années 1990.

L'école de Leyden

L'Ecole de Leyden a quasiment ouvert le programme de recherche empirique sur le bien-être subjectif et son lien avec le revenu, dans les années 1970. Ses travaux adoptent une méthodologie spécifique fondée sur la question suivante (*Income Evaluation Question*) : «*En tenant compte de votre situation familiale et professionnelle, diriez-vous que votre revenu net (après transferts et taxes) annuel (ou mensuel ou hebdomadaire) serait :*

- | | | |
|-----------------------|--------------------------|---------------|
| - excellent | s'il était supérieur à |\$ |
| - bon | s'il était compris entre | ... et ... \$ |
| - amplement suffisant | s'il était compris entre | ... et ... \$ |
| - suffisant | s'il était compris entre | ... et ... \$ |
| - à peine suffisant | s'il était compris entre | ... et ... \$ |
| - insuffisant | s'il était compris entre | ... et ... \$ |
| - très insuffisant | s'il était compris entre | ... et ... \$ |
| - mauvais | s'il était compris entre | ... et ... \$ |
| - très mauvais | s'il était inférieur à | \$ » |

L'ensemble des 9 couples (seuil de revenu, appréciation) constitués par les réponses permet d'estimer, pour chaque individu, une fonction de satisfaction dépendant du revenu (*Welfare Function of Income*). Les auteurs supposent que la fonction d'utilité du revenu a une forme log-normale : $W_i = N(\log y_i, \mu_i, \sigma_i)$, où y_i représente le revenu de l'individu i . Ce choix repose sur l'hypothèse explicite selon laquelle un individu apprécie son revenu en fonction de sa place dans la répartition des revenus telle qu'il la perçoit, cette dernière suivant elle-même une distribution log-normale (van Praag, 1991)⁷. La notion d'utilité retenue par l'école de

⁷ Notons que le paramètre μ_i représente la valeur médiane de la distribution de revenus imaginée par l'individu i . Le paramètre σ représente la variance (perçue) du logarithme du revenu dans la population. On peut l'interpréter (van Herwaarden et al., 1977) comme la pente de la fonction de satisfaction au voisinage de la valeur médiane

Leyden est donc relative. van Herwaarden et Kapteyn (1981) vérifient que cette forme fonctionnelle ajuste aussi bien les données que d'autres formes de la relation entre revenu et bien être, au sens où elle minimise la variance des résidus⁸.

Ayant obtenu autant de valeurs des paramètres (μ_i et σ_i) que d'individus i , on peut ensuite expliquer chacun d'entre eux par une régression sur les variables socio-démographiques de la population. Les fonctions individuelles de bien-être obtenues par la méthode de Leyden sont souvent utilisées pour estimer la perception de la pauvreté, de l'inégalité, ou encore les échelles d'équivalences au sein d'une population (Kapteyn et van Herwaarden, 1980, van Praag, 1991).

Le nouvel essor de l'analyse des données subjectives

Depuis les travaux pionniers de l'Ecole de Leyden, les données «subjectives» ont été mises à contribution non seulement pour analyser les fondements du bien-être individuel, mais aussi pour éclairer des choix de politique publique et macroéconomique. Cette nouvelle vague d'articles se réfère explicitement ou implicitement à la méthodologie des «expériences naturelles» consistant à analyser l'impact en terme de bien-être des évolutions dans le temps ou dans l'espace de variables exogènes, ces variations étant supposées toucher les individus de façon quasi-aléatoire.

Il s'agit en quelque sorte d'estimer une forme de fonction de bien-être social à partir de données individuelles. Les données subjectives sont ainsi mobilisées afin de calculer le coût des fluctuations macroéconomique en terme de bien-être (Di Tella et al., 2001a), les préférences des différents types d'agents en matière d'arbitrage inflation-chômage (Di Tella et al., 2001b), la générosité optimale du système de protection sociale (Di Tella et al., 2001a, 2001b), l'effet non pécunier du chômage sur le bien-être (Clark et Oswald, 1994, Winkelmann et Winkelmann, 1998), l'effet des institutions démocratiques sur le bien-être (Frey et Stutzer, 2000), l'effet des inégalités de revenu sur le bien-être (Alesina, et al., 2001b,

e^u. Plus σ est grand, plus l'intervalle des revenus que l'individu perçoit comme étant différents de 0 ou 1 est étendu ; σ représente donc la sensibilité de la satisfaction par rapport au revenu.

⁸ La particularité de la fonction log-normale est de ne pas être concave mais convexe pour les très faibles revenus ; une propriété contraire à l'hypothèse d'utilité marginale décroissante, mais considérée comme réaliste par les auteurs.

Clark et Oswald, 1996, Senik, 2002), l'effet de la réunification allemande sur le bien-être (Frijters et al., 2001), le lien entre satisfaction et mobilité du travail (Akerlof et al., 1988), ou encore la composition d'un indice de qualité de la vie (Frey et Stutzer, 2002b). La mesure de la pauvreté, notion très controversée (Hagenaars et de Vos, 1987), constitue également un champ d'application privilégié des données subjectives (Ravallion et Lokshin, 2001, Ferrer-i-Carbonnell et van Praag, 2001).

Les sections suivantes illustrent les enseignements potentiels des données subjectives, dans le cas particulier du lien entre revenu et bien-être. Le revenu d'autrui, groupe de référence (section III) ou répartition nationale des revenus (section IV), ne dépendant pas de l'action d'un individu, il est difficile de connaître la manière dont ce dernier le perçoit. Le vote sur la redistribution des revenus pourrait permettre d'accéder à ces préférences, mais il est rare que le mode de scrutin autorise la révélation d'une information aussi précise. Les données subjectives trouvent donc là un domaine d'application utile. En revanche, le lien entre revenu individuel et bien-être (section II) illustre le risque d'une utilisation parfois trompeuse des données subjectives.

II. REVENU PROPRE ET BIEN-ETRE

Si le lien entre revenu et utilité est central, bien qu'indirect, au sein de la théorie économique, la vérification empirique de ce lien n'a pas toujours donné lieu à une confirmation univoque. En particulier, une série d'études inaugurée par Easterlin (1974) suggère que le bien-être moyen d'une population ne semble pas augmenter avec son niveau de richesse. Or, si revenu et bien-être ne sont pas synonymes, au niveau individuel et national, les objectifs de la politique économique, ainsi que les agrégats de la comptabilité nationales doivent être rectifiés (voir à ce propos Frey et Stutzer, 2002a ou Easterlin, 2000). En particulier, si l'augmentation du revenu individuel n'est recherchée que pour des motifs de rivalité sociale et non pas en tant que telle, alors la croissance, loin de révéler les préférences des agents est au contraire le résultat d'un arbitrage regrettable en faveur de la consommation et au détriment du loisir (Frank, 1997). Les données subjectives conduisent-elles effectivement à relativiser la préférence pour la consommation que semblent révéler les comportements des agents des pays développés ? Les travaux évoqués dans les paragraphes suivants révèlent en réalité un lien fort et positif entre bien-être et revenu, mais dont la mesure dépend de la méthode utilisée

et du type de données employées (voir aussi Frey et Stutzer, 2002b). Cette section souligne les dangers liés à un usage « naïf » des données subjectives.

II.A La croissance n'élève pas la satisfaction moyenne des pays développés

Confortant son résultat de 1974, Easterlin (1995) montre à l'aide des données du *General Social Survey* que malgré une croissance du PNB par tête américain d'environ un tiers, la part des individus se déclarant « très heureux » n'augmente pas entre 1972 et 1993. De même, l'indice moyen de satisfaction n'a pas augmenté malgré les épisodes de croissance forte aux Etats-Unis et en Grande-Bretagne, de 1970 à 1999 (Blanchflower et Oswald, 2003), au Japon entre 1958 et 1987 (Veenhoven, 1993), en France, au Japon et aux USA, de 1946 à 1990 (Diener et Suh, 1997).

Cet ensemble de résultats, pour spectaculaire qu'il soit, doit être interprété en fonction de la méthode utilisée. Il repose en effet sur des mesures de satisfaction situées sur une échelle bornée. Autrement dit, les jugements de satisfaction recueillis sont relatifs à un contexte qui définit les bornes de l'ensemble des possibles. Au fur et à mesure que ce contexte se modifie, les normes et les aspirations des agents évoluent⁹ (Diener et Lucas, 2000), de sorte que les mesures agrégées de satisfaction restent stables, sauf à l'occasion d'épisodes de crises aiguës et rapides au cours desquelles les agents n'ont pas le temps de modifier leur appréhension du contexte. La théorie de l'adaptation¹⁰ suggère en effet que les aspirations évoluent en fonction des informations acquises et des situations atteintes par les individus¹¹. Ainsi, l'une des contributions les plus remarquables de l'Ecole de Leyden est la mise en évidence d'un

⁹ Easterlin (1995) lui-même montre que les biens que les Américains associent à une vie désirable sont de plus en plus diversifiés et nombreux à mesure que le pays se développe. Les vêtements et une résidence secondaire sont beaucoup plus souvent cités dans l'enquête à la Cantril de 1988 que dans celle de 1975.

¹⁰ Voir Helson, 1947, Duesenberry, 1949, Carroll et Weil, 1994, Headey and Wearing, 1989, Krause et Sternberg, 1997, Parducci, 1995, Frederick et Loewenstein, 1999.

¹¹ Easterlin (2001) relève d'ailleurs une observation remarquable sur la base de plusieurs surveys internationaux : les individus, en moyenne, quelles que soient leur classe d'âge et leur cohorte, considèrent qu'ils sont plus heureux que dans le passé (5 ans auparavant) et qu'ils seront plus heureux à l'avenir ; or, en moyenne, sur la période considérée, l'indice de bien-être de ces mêmes individus demeure à peu près constant.

« glissement des préférences » (*preference drift*), une certaine « évaporation » *ex post* des effets d'une augmentation du revenu, lié à l'élévation des exigences des agents¹².

A l'appui de cette hypothèse, Oswald (1997) refait les calculs d'Easterlin sur la base des mêmes données, mais en ne retenant que la série homogène qui s'étend de 1946 à 1957. Il observe alors une croissance de la proportion d'individus se déclarant très heureux (de 39% à 53%) et une réduction du poids des individus se déclarant malheureux ; la croissance moyenne de la satisfaction aux Etats-Unis est positive, même si elle est faible. Ces résultats peuvent s'expliquer par le fait que l'auteur analyse une période plus courte au cours de laquelle les individus n'ont pas totalement révisé leur définition du maximum possible. La constance de long terme de l'indice moyen de satisfaction ne signifie donc pas que la satisfaction absolue des individus n'a pas augmenté. Elle reflète uniquement le fait que les jugements et les mesures de satisfaction sont relatifs au contexte.

Au-delà de l'effet d'adaptation au contexte, le recours à des indices agrégés de satisfaction, moyennes nationales ou poids des individus donnant telle ou telle réponse, est délicat. La composition de la population peut se modifier au cours de la période étudiée, ainsi que les conditions de vie ; plusieurs explications sont alors possibles pour expliquer le lien observé entre satisfaction agrégée et croissance. Pour sortir de cette équivalence observationnelle, il est utile de recourir aux données microéconomiques. Les indices individuels de satisfaction étudiés en coupes transversales sont en effet plus faciles à interpréter puisqu'ils sont évalués au sein du même contexte. Mieux encore, les données de panel permettent de prendre en compte la révision dynamique des anticipations, c'est-à-dire de la représentation du contexte économique. Les résultats obtenus sont alors tout à fait différents, comme le montre le paragraphe suivant.

II.B L'analyse microéconométrique révèle un lien fort entre revenu et satisfaction

Contrairement à l'observation initiale d'Easterlin (1974) sur données agrégées, les études microéconomiques révèlent systématiquement une influence positive et significative du

¹² L'estimation de μ , avec $W_i = N(\log(y_i) - \mu_i, \sigma_i)$, sur des échantillons belges et néerlandais (van Herwaarden et al., 1977) donne le résultat suivant : $\mu = 3.02 (0.11) + 0.13 (0.01) \ln(\text{taille du ménage}) + 0.64 (0.01) \ln(\text{revenu courant de l'individu})$, $R^2 = 0.634$, écarts-types entre parenthèses. Le *preference drift* est donc de 0.64. Voir aussi Groot et Maassen van den Brink (1999) qui obtiennent le même résultat avec un probit ordonné.

revenu sur le bien-être individuel déclaré (Blanchflower et Oswald, 2003). En coupes transversales, Easterlin (2001) lui-même observe, sur la base du GSS américain de 1994, une relation croissante entre le revenu et le bien-être. Les données longitudinales, quant à elles, révèlent systématiquement l'effet positif du revenu individuel ou du ménage sur la satisfaction économique (voir Ravallion et Lokshin (2001) sur la base des vagues 1994 et 1996 de l'enquête *RLMS*, Senik (2002) à l'aide des vagues 1994 à 2000 de la même enquête, Frijters et al. (2001) sur 9 vagues du *GSOEP* allemand, Di Tella et al. (2001a) sur données européenne, ainsi que Frey et Stutzer (2000) sur données suisses).

En terme d'importance relative, le revenu constitue toujours l'une des variables les plus significatives au sein des régressions multivariées. Ainsi la satisfaction financière obtient-elle le plus fort coefficient lors de la décomposition du bien-être selon différents domaines de satisfaction (van Praag et al, 2001)¹³ : en niveau (*between*), les trois domaines les plus importants sont, dans l'ordre, la situation financière, la santé, et le travail ; vient ensuite le loisir, puis, dans une moindre mesure le logement et l'environnement. En variation (*within*), la santé vient en premier lieu, suivie de près par la situation financière et le travail. Le revenu est donc l'un des facteurs observables les plus déterminants dans la genèse du bien-être.

Conclusion : satisfaction mesurée et satiété

L'abondante littérature consacrée au lien entre revenu et bien-être suggère les conclusions suivantes : au sein d'un pays donné, les riches sont plus heureux que les pauvres; les habitants des pays riches sont plus heureux que ceux des pays pauvres (voir Diener et al., 1995, Haring et al., 1984, Veenhoven, 1994) ; mais en longue période, la croissance ne fait augmenter la satisfaction moyenne déclarée que faiblement du fait de l'adaptation des anticipations. On ne peut donc pas conclure, pour reprendre la formulation initiale d'Easterlin, que « l'augmentation du revenu de tous n'augmente pas la satisfaction de tous ». Il s'agit d'une apparence trompeuse liée à l'outil utilisé, l'échelle relative de satisfaction étant interprétée comme une mesure absolue. Autrement dit, le bien-être augmente avec la richesse d'un pays et de ses habitants, même si les aspirations de ces derniers évoluent, de sorte qu'ils ne se considèrent pas comme « satisfaits » au sens où ils auraient atteint le niveau de richesse le

¹³ Les auteurs estiment d'abord des fonctions de satisfaction pour chaque domaine à l'aide d'un modèle de probit ordonné, puis régressent la satisfaction générale sur la variable latente continue estimée pour chaque domaine.

plus élevé possible. Un test de cette interprétation consiste à analyser l'effet, non plus d'une hausse, mais d'une baisse de revenu. Frey et Stutzer (2000) montrent qu'une perte de revenu a un effet très important sur le bien-être. De même, si un accident historique ramenait les habitants d'un pays à un niveau de revenu par tête bien inférieur à celui qu'ils connaissent, la perte de bien-être serait-elle sans doute très grande.

Si le résultat paradoxal d'Easterlin semble donc tenir essentiellement à la méthode utilisée (recours à des données agrégées), il a exercé une fonction heuristique en mettant en évidence l'importance des aspirations et du contexte dans les jugements de satisfaction. Il a également ouvert la question des éventuels effets de comparaison par lesquels l'auteur expliquait la faible influence du revenu sur le bien-être, et qui font l'objet de la section suivante.

III. REVENU RELATIF ET BIEN ETRE

L'une des explications du paradoxe d'Easterlin est l'effet de comparaison. Si un enrichissement général n'améliore pas le bien-être de tous, c'est que seul compte pour chacun la comparaison de son revenu par rapport à celui d'autrui. Cette hypothèse du revenu relatif a fait l'objet de nombreux travaux théoriques et empiriques depuis la formulation initiale de Veblen (1899) et Duesenberry (1949). Elle constitue un cas particulier de la théorie psychologique de l'écart (Michalos, 1985) qui suppose que les jugements de satisfaction d'un individu dépendent de l'écart entre sa condition et ses normes de comparaison (autres personnes, situation passée, aspirations, besoins et objectifs)¹⁴.

Une série d'études fondées sur des données subjectives cherche à vérifier la conjecture du revenu relatif au sens de «revenu de comparaison». Ainsi, suivant la méthodologie de l'école de Leyden, van de Stadt et al. (1985), utilisant des données de panel hollandaises (vagues de 1980 et 1981), mettent en évidence l'influence du revenu du groupe de référence (défini par le niveau d'éducation, le statut d'emploi et la tranche d'âge) sur le paramètre μ_i qui est une

¹⁴ De nombreux travaux, psychologiques et économiques ont nuancé cette théorie. Le choix de du groupe de référence et la direction des effets de la comparaison sont variables selon les individus et font l'objet de stratégies de sélection (Diener et Fujita, 1997, Falk et Knell, 2000). Les théories telliques soulignent que l'assignation et la poursuite des objectifs peuvent constituer des facteurs de bien-être en tant que tels (Michalos, 1985, Csikszentmihalyi, 1990, Diener et Lucas, 2000). Enfin, la relation de causalité n'est pas univoque et il se pourrait que le bien-être affecte la définition des objectifs aussi bien que l'inverse. Certains (Diener et Fujita, 1995) insistent aussi sur l'importance de la congruence entre le niveau et la nature des aspirations d'un individu et ses ressources.

norme de comparaison (voir section I). Les tests conduisent donc à retenir l'hypothèse selon laquelle l'utilité est partiellement relative. Cependant, ils ne permettent pas d'affirmer que les groupes de référence définis correspondent effectivement à la manière dont l'individu perçoit la partition de la société.

A partir des données du GSS de 1994, McBride (2001) étudie l'effet, sur la satisfaction d'un agent, du revenu de sa cohorte (personnes nées dans un intervalle de 5 ans avant ou après lui) ainsi que de la comparaison de son niveau de vie par rapport à celui de ses parents à son âge (5 réponses proposées allant de *bien pire* à *bien meilleur*). Les résultats d'un probit ordonné montrent que, toutes choses égales par ailleurs, et en contrôlant pour le revenu propre de l'individu, la satisfaction de ce dernier décroît avec le revenu de sa cohorte et le niveau de vie de ses parents au même âge. L'effet du revenu relatif est d'autant plus fort que l'individu appartient à des classes de revenu élevé, tandis que l'effet du revenu propre est plus élevé pour les faibles revenus.

Clark et Oswald (1996) analysent la satisfaction dans le travail (« *dans l'ensemble, à quel point êtes-vous satisfait de votre travail ?* », réponse selon 7 modalités) des 5195 salariés de l'enquête BHPS de 1991. Ils définissent le salaire de comparaison d'un salarié comme le revenu de ses pairs, c'est-à-dire les employés occupant le même type de poste, de même âge, et de même niveau de qualification. Les auteurs estiment ensuite une équation de satisfaction à l'aide d'un probit ordonné et constatent que le salaire individuel et le salaire de comparaison attirent un signe opposé et sont égaux au signe près, ce qui implique que l'utilité retirée du salaire est entièrement relative. Des régressions similaires sur la « satisfaction relative au salaire », conduisent au même résultat.

Ferrer-i-Carbonell (2002) vérifie l'hypothèse de l'utilité relative sur la base du panel allemand GSOEP couvrant les années 1992 à 1997. Elle met en évidence, à l'aide d'un modèle de probit ordonné avec effet aléatoire, un effet positif important du revenu propre, accompagné d'un effet négatif du revenu du groupe de référence (défini par le groupe d'âge, d'éducation et la région : Est ou Ouest) sur la satisfaction individuelle (sur une échelle à 10 degrés). L'effet est asymétrique pour les allemands de l'Ouest : le revenu de référence ne joue significativement que pour les individus dont le revenu est inférieur à celui du groupe de référence, conformément à l'intuition de Duesenberry (1949) selon lequel seules les comparaisons vers le haut affectent les individus.

Senik (2002) estime le revenu de référence suivant la même méthodologie que Clark et Oswald (1996), à partir des caractéristiques productives des agents (expérience, diplôme, profession, branche, région). Elle observe, sur la base des données de panel *RLMS* (vagues 1994 à 2000), que le revenu de référence exerce un impact positif sur la satisfaction individuelle, et ce quel que soit le modèle statistique retenu (logit ordonné, modèle dynamique à effet fixe, logit conditionnel à effet fixe). L'originalité de ce résultat est certainement lié au contexte d'incertitude de la transition russe qui confère une valeur particulièrement importante au contenu informationnel véhiculé par le revenu du groupe de référence. L'influence positive du revenu de référence est en effet d'autant plus marquée que les individus sont en situation d'incertitude et d'inquiétude vis-à-vis de leurs perspectives matérielles. Elle concerne tout autant les individus en ascension personnelle que ceux dont le revenu connaît un déclin. Elle concerne particulièrement les individus plus jeunes (moins de 40 ans), dont l'avenir professionnel est plus long.

Ces derniers résultats évoquent l'« effet tunnel » d'Hirschman (1973) : un automobiliste immobilisé dans un embouteillage au milieu d'un tunnel comprenant deux files de voitures roulant dans la même direction, pourrait se réjouir de voir soudain l'autre file progresser vers la sortie s'il en concevait l'espoir de faire bientôt de même. En matière de revenus, « l'effet tunnel¹⁵ » accroîtrait le bien être de ceux qui s'enrichissent comme de ceux qui attendent leur tour. Dans le contexte russe de mutation économique et de forte incertitude, le revenu d'autrui semble ainsi être appréhendé par les agents de manière essentiellement cognitive, en tant qu'information et non en tant que norme. Les comparaisons de revenu ont en effet peu d'intérêt dans la mesure où les situations relatives sont appelées à se modifier. A l'inverse, toute information permettant de fonder les anticipations des agents revêt une valeur élevée. L'effet cognitif du revenu d'autrui domine donc l'effet de comparaison, celui-ci jouant de manière plus marquée dans d'autres contextes plus stables.

Ainsi, l'hypothèse du revenu relatif se trouve-t-elle souvent vérifiée par les travaux empiriques, même si l'interprétation du rôle joué par le groupe de référence n'est pas univoque. L'hypothèse du revenu relatif suggère que le revenu d'autrui affecte directement la satisfaction individuelle, tandis que l'interprétation cognitive du revenu de référence implique

¹⁵ La métaphore du tunnel (manque de visibilité) est importante au sens où l'information véhiculée par le revenu d'autrui n'a de valeur que dans une situation d'incertitude relative à l'avenir.

que la relation entre revenu d'autrui et satisfaction est indirecte et de nature informationnelle. Ces deux types de résultats soulignent l'importance des interactions sociales définissant le lien entre revenu et satisfaction individuelle, phénomènes de comparaison ou d'apprentissage informationnel, que l'on ne saurait déduire de la simple observation des comportements individuels. Les données subjectives fournissent alors une information utile là où la méthode de l'utilité révélée trouverait une limite.

Au-delà du revenu d'un groupe de référence, la question se pose de savoir comment la répartition des revenus dans la population toute entière affecte le bien-être des agents. La section suivante est consacrée à ce lien entre inégalité des revenus et bien-être.

IV. INEGALITE ET BIEN ETRE

Le lien empirique entre inégalité et bien-être est encore mal connu, bien que l'on suppose souvent *a priori* que l'inégalité des revenus réduit le bien-être, ce qui justifie les politiques de redistribution. La question est ici de savoir si l'inégalité, c'est-à-dire la répartition des revenus, entre directement ou non dans la fonction d'utilité des agents, ce qui constituerait une forme d'altruisme. Si certaines études empiriques confirment la thèse d'une pure aversion aux inégalités, c'est-à-dire d'un lien direct entre inégalité et bien-être, d'autres mettent en évidence le rôle central des perspectives de mobilité dans l'attitude vis-à-vis des inégalités. Le lien est alors indirect et reflète non pas l'altruisme des agents mais l'évaluation de leurs propres perspectives. Cependant, d'autres analyses mettent en évidence le lien entre la nature de la mobilité et la demande de redistribution. C'est alors l'inégalité dynamique, l'inégalité des chances, qui fait l'objet des préférences et non plus l'inégalité statique.

IV.A Une pure aversion aux inégalités de revenu

L'inégalité des revenus réduit-elle le bien-être des agents en tant que telle¹⁶ ? L'hypothèse d'une aversion pour l'inégalité en tant que préférence signifie que la distribution des revenus

¹⁶ Rappelons que la plupart des individus n'ont qu'une connaissance partielle de la répartition des revenus dans leur pays, voire dans leur région. Falk et Knell (2000) montrent ainsi, à l'aide des données du *ISSP* de 1992 portant sur 18 pays, que le classement subjectif des individus sur une échelle de revenus à 10 échelons est biaisé par rapport à leur situation réelle : la plupart des gens pensent appartenir à la tranche moyenne des revenus. Les individus du premier décile se perçoivent comme étant à 4,5 et les individus du décile le plus élevé à 6,5. Le classement subjectif des agents constitue une courbe pratiquement horizontale par rapport à leur classement objectif. Cette observation suggère que les agents ont une perception déformée de l'échelle des revenus ; ils ne

figure directement dans la fonction d'utilité des agents au même titre qu'un « goût esthétique ». Dans ce cas, le caractère égalitaire de la répartition des revenus constitue un bien public, non exclusif, non rival, pour lequel l'intervention publique (fiscale) est légitime (Thurow, 1971).

L'une des premières tentatives de vérification empirique d'une hypothétique « préférence pour l'égalité » a été réalisée par Morawetz et al. (1977). Les auteurs comparent la satisfaction des membres de deux petites communautés (*kibboutzim*) composées de 40 à 50 ménages chacune, situées à quelques kilomètres l'une de l'autre en Israël, semblables en tous points à l'exception du degré d'inégalité. Une régression économétrique de la satisfaction déclarée (évaluation de la qualité de la vie sur une échelle de Cantril de 1 à 10, et évaluation du bonheur personnel sur une échelle de 1 à 4), fait apparaître l'influence positive et significative du fait d'appartenir à la communauté la plus égalitaire (variable indicatrice). Notons cependant que l'appartenance à de telles communautés, égalitaires par principe, constitue certainement un biais de sélection non sans influence sur le résultat.

Suivant une méthode comparable, Alesina et al. (2001b) aboutissent à un résultat plus nuancé. Utilisant les déclarations de satisfaction des enquêtes *Eurobarometer* (1975-1991) et *GSS* (1972-1994), ils montrent à l'aide d'un modèle de logit ordonné que les mesures d'inégalité (indices de Gini) calculé au niveau des Etats (USA) ou des pays (Europe) n'affectent pas le bien-être des Américains, qu'ils soient de gauche ou de droite, plus pauvres ou plus riches que la médiane. En revanche, la satisfaction des Européens décline avec l'inégalité, en particulier celle des pauvres et de ceux qui se décrivent comme étant « à gauche ». Ces derniers auraient donc une pure préférence pour l'égalité, indépendamment de leur situation personnelle.

Ce résultat pourrait indiquer une différence culturelle, l'aversion pour l'inégalité entrant dans les préférences des Européens mais non des Américains. Dans cet ordre d'idées, Suhrcke (2001), sur la base du module *Inégalité Sociale* de l'enquête *ISSP* de 1999, montre que 63% des individus des pays anciennement socialistes se déclarent « tout à fait d'accord » avec l'idée que les différences de revenu sont trop fortes dans leur pays, contre 35,4% dans les

connaissent qu'une petite partie de la distribution, celle dans laquelle ils se situent, accordent beaucoup de poids aux individus de leur rang, et peu aux extrêmes éloignés de leur position.

pays de l'OCDE. Cette spécificité des pays socialistes¹⁷, que l'auteur attribue au poids de l'histoire, est confirmée par une estimation à l'aide d'un modèle de logit ordonné, même si l'effet est réduit de moitié par l'inclusion des indices de Gini. Corneo et Gruner (2000, 2001) mettent également en évidence des différences nationales en matière de demande de redistribution.

IV.B Le rôle de la mobilité perçue : retour à des préférences égoïstes

La préférence pour l'égalité varie-t-elle donc selon les cultures nationales ? Alesina et al. (2001) interprètent leur résultat différemment en l'attribuant à l'effet de la mobilité perçue : « ... *in the U.S., the poor see inequality as a ladder that, although steep, may be climbed, while in Europe the poor see that ladder as more difficult to ascend* ». Ce serait donc à l'aune de ses perspectives personnelles qu'un individu évaluerait l'inégalité des revenus et des chances, l'inégalité dynamique étant perçue (à tort ou à raison) comme forte en Europe mais faible aux Etats-Unis. Si l'inégalité statique affecte peu les Américains c'est qu'elle recèle peu de pouvoir de prédiction des revenus futurs, puisque la répartition instantanée des revenus ne préjuge pas de la position de chacun dans l'échelle des revenus futurs. Cette interprétation rejoint l'hypothèse de « l'effet tunnel » d'Hirschman (1973) : au cours d'un processus de transformation, la société peut tolérer et même apprécier des inégalités fortes dans l'espoir de voir bientôt toutes les catégories de revenu progresser également. Il est clair que l'effet tunnel dépend de manière primordiale de la perception de la mobilité sociale. En effet, pour que l'observation du sort d'autrui contienne une valeur informationnelle, il est nécessaire que la circulation des personnes entre les positions sociales soit aussi fluide que possible. Ainsi les Américains toléreraient, ou même apprécieraient l'inégalité en tant que mesure de l'ensemble des possibilités offertes à chacun.

A partir des données russes *RLMS* (1994-2000, 11000 individus), Senik (2002) introduit des indices d'inégalité dans l'estimation d'une fonction de bien-être individuel et obtient le même résultat que Alesina et al. (2001). Malgré l'accroissement rapide et considérable des inégalités en Russie (Brainard, 1998), les indices d'inégalité, de Gini ou de Stark¹⁸, qu'ils soient

¹⁷ Contrôlant pour une série de caractéristiques individuelles, ainsi que l'indice de Gini de chaque pays, les variables indicatrices correspondant aux pays socialistes sont significatives.

¹⁸ Les indices de Stark mesurent l'écart moyen entre le revenu d'un individu et le revenu des ménages plus riches que lui (resp. plus pauvres).

calculés au niveau du pays, des régions ou des unités de recensement (environ 42 ménages), n'influencent pas significativement le bien-être, quels que soient la spécification et les contrôles retenus. Pourtant, les agents semblent avoir une perception juste de leur place dans la répartition du revenu. Lorsqu'on leur demande de se situer sur une échelle de 1 à 9 en terme de rang économique, leur réponse est significativement corrélée avec leur position effective dans l'échelle des revenus. La conjecture d'Hirschman selon laquelle le revenu d'autrui affecte l'utilité individuelle à travers l'information qu'il recèle peut ici encore être mobilisée afin d'expliquer ce résultat. La valeur informationnelle de la répartition instantanée des revenus est faible lorsque cette dernière semble extrêmement changeante, ce qui est le cas en Russie. L'inégalité statique est dominée par la perspective de mobilité, lorsque celle-ci est perçue comme importante et accessible.

Le lien entre inégalité et satisfaction supposé par Hirshman et Alesina dépend donc de manière centrale des anticipations concernant les positions futures que l'individu est susceptible d'occuper. Le rôle crucial de la mobilité perçue reflète uniquement les chances de mobilité et de réussite que l'individu évalue lors d'un calcul purement égoïste. Cette vision ne fait intervenir aucune interdépendance des préférences, aucune aversion pure vis-à-vis des inégalités, du moins des inégalités de position. Dans la même ligne de pensée, d'autres études étudient non pas directement la satisfaction, mais l'opinion relative à l'inégalité et à la redistribution.

Ravallion et Lokshin (2000) montrent ainsi, qu'en Russie, en 1996 (vague 7 de l'enquête *RLMS*, 6000 individus), 63% des individus appartenant au décile de consommation le plus élevé étaient en faveur de la restriction du revenu des riches: il s'agit d'individus qui s'attendent à voir leur situation matérielle se dégrader dans l'année à venir (84.5% des personnes de cette catégorie sont favorables à la redistribution). L'estimation d'un modèle de probit avec effet aléatoire révèle que le niveau de vie réduit la demande de redistribution uniquement chez les individus qui anticipent une amélioration de leur niveau de vie. Les variables reflétant une inquiétude vis-à-vis de l'avenir (crainte de perte d'emploi, crainte de ne pouvoir subvenir à ses besoins matériels) attirent elles aussi un coefficient positif dans l'estimation de la demande de redistribution. Ainsi, sont favorables à la redistribution les agents dont les perspectives de mobilité sont négatives. La demande de redistribution est donc une demande d'assurance contre le risque. Ici encore, la demande de redistribution dépend des perspectives de mobilité de chacun. Dans le même ordre d'idées, si l'accroissement des inégalités signifie l'augmentation de la pauvreté et de la violence dans la société, les individus

peuvent exprimer une aversion pour l'inégalité qui reflète leur crainte purement égoïste de voir le taux de criminalité augmenter (voir par exemple Alesina et al., 2001a).

Ces travaux suggèrent que la mobilité joue un rôle important dans la perception des inégalités au sens où elle constitue les représentations des agents concernant leurs perspectives au sein de l'échelle des revenus. En fonction de ces perspectives dynamiques, ces derniers se positionnent vis-à-vis des inégalités, non pas en fonction d'une préférence pure pour l'égalité mais uniquement par souci de leur propre sort. La répartition des revenus n'entre pas directement dans la fonction d'utilité des agents. Cependant, au delà de cette vision, d'autres études montrent que la perception de la mobilité des revenus comporte elle-même un aspect plus ou moins inégalitaire qui peut faire l'objet de l'appréciation des individus en tant que telle. Il s'agit alors d'une préférence pour l'égalité des chances plutôt que des positions.

IV.C Des préférences pour une mobilité égalitaire

Fong (2001) analyse le *Gallup Poll Social Audit Survey* de 1998 « *Haves and have-not : perceptions of fairness and opportunities* », un échantillon représentatif de 5000 Américains, dont 3626 actifs. Un probit ordonné montre que des motifs purement égoïstes exercent une influence importante, mais non exclusive, sur l'opinion relative à la redistribution du revenu des riches vers les pauvres. Certes le niveau de vie des agents influence leur attitude vis-à-vis de la redistribution. Cependant, les représentations de la mobilité sociale et de sa nature plus ou moins égalitaire jouent également un rôle significatif. En particulier, l'existence d'opportunités de travail et de progression pour tous, le poids respectif de la responsabilité personnelle et des forces sociales, de l'effort et du hasard, dans la détermination du revenu, ainsi que l'idée selon laquelle la société américaine est une société duale (de *haves and have-not*), exercent une influence significative sur les réponses données. Ces motifs « altruistes » jouent même au sein d'un sous-échantillon d'individus riches, anticipant une mobilité ascendante dans les cinq années à venir et sereins quant à leurs perspectives financières. L'interaction entre le fait de penser que l'appartenance ethnique joue sur les chances de réussite et le fait d'être blanc attire un signe positif dans la demande de redistribution, à l'opposé du signe qui découlerait d'un intérêt purement égoïste. L'auteur en déduit que l'attitude vis-à-vis de la redistribution ne peut s'expliquer uniquement par des motifs égoïstes,

mais bien également par des préférences relatives aux revenus d'autrui¹⁹. La répartition dynamique du revenu et en particulier l'égalité des chances, entrerait donc en tant que telle dans la fonction d'utilité des agents.

Dans le même ordre d'idées, Alesina et La Ferrara (2001), sur la base des données du *GSS* et du *Panel Study of Income Dynamics* (1978-1991), montrent à l'aide d'un logit ordonné, que la réponse des agents à la question «*le gouvernement devrait-il réduire la différence entre les riches et les pauvres*» dépend de leur mobilité réelle (mobilité individuelle par rapport à leurs parents et probabilité de mobilité ascendante calculée à partir de la matrice de mobilité américaine). Plus les agents connaissent une mobilité importante, moins ils sont demandeurs de redistribution. De plus, leur attitude vis-à-vis de la redistribution dépend de leur opinion relativement aux déterminants du revenu : hasard, relations sociales et histoire familiale *versus* effort, éducation et compétence. La proposition principale des auteurs est que l'égalité des chances et l'égalisation des positions sont en quelque sorte substituables aux yeux de la population américaine. Autrement dit, les agents ne réprouvent l'inégalité statique, que lorsqu'ils l'interprètent comme le produit d'une inégalité des chances.

Ces articles suggèrent que l'attitude vis-à-vis des inégalités et de la redistribution dépend en partie du processus auquel les individus attribuent la répartition des revenus et la mobilité. Les inégalités leur semblent plus ou moins acceptables selon qu'elles sont perçues comme résultant de l'effort individuel, du « mérite » ou de la transmission familiale des privilèges. Cette théorie pourrait expliquer la différence entre l'Europe et les Etats-Unis : les Américains croient à une mobilité potentielle plus forte et plus également partagée, ils sont donc moins demandeurs de redistribution. Selon le *World Values Survey*, 71% des Américains pensent que les pauvres ont une chance de sortir de la pauvreté, alors que cette proportion n'est que de 40% en Europe²⁰. De même, 70% des Allemands de l'Ouest pensent que la pauvreté vient de la société et non de la paresse, alors que la proportion est inverse aux Etats-Unis : 60% des Américains pensent que les pauvres sont paresseux (Alesina et al., 2001a).

¹⁹ Cette interprétation n'est pourtant pas la seule possible. La variable représentant la prévalence de la pauvreté (*haves and have not*) peut être vue comme une variable proxy pour la criminalité, ce que l'auteur vérifie elle-même à l'aide de la base *GSS*. De même, la perception d'une société trop segmentée peut susciter des craintes d'instabilité sociale.

²⁰ Gottshalk et Spolaore, 2001, et Fields et Ok, 1999, cités par les auteurs, montrent que ce sentiment n'est pas nécessairement fondée sur une réalité objective.

Conclusion. Bien-être et inégalités : un lien multiforme

Il existe visiblement un lien entre inégalité des revenus et bien-être. Certaines études suggèrent l'existence d'une préférence pure pour l'inégalité statique des revenus. La plupart des travaux révèlent cependant que la relation entre inégalité et bien-être est médiatisé par la perception de la mobilité sociale. Ce sont avant tout les inégalités dynamiques, et non statiques, c'est-à-dire l'inégalité des chances et non des positions, qui affectent le bien-être et l'attitude vis-à-vis de la redistribution.

L'un des aspects de cette relation dynamique de nature informationnelle : la répartition des revenus et la mobilité affectent indirectement le bien-être des individus (et leur demande de redistribution) en les renseignant sur leurs perspectives futures (opportunités et risques). Le lien entre inégalité et utilité ne repose alors aucunement sur l'altruisme ; il met en jeu un type d'interaction sociale de nature informationnelle passant par la formation des anticipations.

Cependant, un certain nombre d'études montrent que l'inégalité des revenus influence le bien-être individuel au-delà de ce souci purement égoïste, les agents témoignant d'une préférence pure (non intéressée) pour l'égalité des chances. La demande de redistribution du revenu reflète alors une volonté de corriger l'inégalité des chances (ou son résultat) et non l'inégalité des positions. Il s'agirait donc d'un type d'interaction sociale passant par l'interdépendance des préférences²¹.

Le lien entre inégalité et bien-être comporte ainsi plusieurs facettes, chacune faisant intervenir des interactions sociales hors marché difficile à mettre en évidence à l'aide d'actions observables, serait-ce le vote. Les données subjectives jouent ici un rôle irremplaçable en permettant de mettre à jour la nature de ces interactions.

²¹ La relation entre inégalité et bien-être peut être tempérée par un phénomène particulier d'interdépendance des préférences : l'altruisme ethnique. Ainsi, la demande de redistribution peut-elle dépendre de l'identité des bénéficiaires de cette politique, les agents étant d'autant moins favorables à la redistribution qu'ils anticipent qu'elle bénéficiera à un groupe ethnique différent du leur (voir Luttmer, 2001, Alesina et al., 1999, Alesina et al., 2001a). L'interdépendance des préférences serait ainsi limitée à un groupe ethnique ou religieux. Le revenu d'autrui entrerait directement dans la fonction d'utilité individuelle, mais de manière sélective.

CONCLUSION GENERALE

L'ensemble des travaux recensés dans cet article révèle un lien important entre bien-être subjectif et revenu. Le revenu propre exerce une influence primordiale sur la satisfaction individuelle, parfois atténuée par des effets d'adaptation et de comparaison. Le revenu d'autrui, et plus généralement la répartition des revenus affecte le bien-être individuel, soit de manière directe, soit de manière indirecte, par le biais de la mobilité perçue. Cette dernière détermine en effet les perspectives de progression et les risques de chute de chacun. Les agents peuvent également être sensibles à la nature égalitaire du processus de mobilité lui-même, auquel cas ce sont les inégalités dynamiques et non statiques qui influencent le bien-être.

Cette recension d'articles a l'ambition d'illustrer la contribution potentielle des variables « subjectives » à la compréhension du lien entre utilité et revenu qui se trouve à la fois au cœur de l'action économique et au cœur de l'adhésion des individus à la répartition sociale des richesses, celle-ci conditionnant la demande de politiques publiques de redistribution. Cette dernière est rarement observée *ex ante*, puisque le fonctionnement concret des mécanismes démocratiques ne conduit pas à recueillir les suffrages des citoyens sur des mesures isolées, mais plutôt sur des ensembles de mesures proposées par les candidats et les partis politiques. Pour les mêmes raisons, il n'existe pas de moyen de vérifier *ex post*, la satisfaction des agents suite à telle ou telle mesure de politique redistributive. Autrement dit, dans ce domaine pourtant central au débat de politique économique, la révélation des préférences est difficile. Nous voyons là un exemple du rôle croissant que pourraient jouer les données subjectives dans la recherche économique, à la fois sur le plan théorique, en éclairant la formation de l'utilité et les interactions sociales hors de portée pour la méthode des préférences révélées, et de manière appliquée, en éclairant les choix de politique économique au vu des préférences des citoyens.

BIBLIOGRAPHIE

Akerlof G., Rose A. et Yellen J., 1988, «Job Switching and Job Satisfaction in the US Labor Market », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 495-582.

Alesina A. et La Ferrara E., 2001, «Preferences for Redistribution in the Land of Opportunities », NBER Working Paper n°8267.

Alesina A., Baqir R. et Easterly W., 1999, «Public Goods and Ethnic Divisions », *Quarterly Journal of Economics*, 114, 1243-84.

Alesina A., di Tella R. et MacCulloch R., 2001b, “Inequality and Happiness: are Europeans and Americans Different?”, NBER Working Paper n°8198.

Alesina A., Glaeser E. et Sacerdote B., 2001a, «Why Does't the US Have a European-Style Welfare System ? », NBER Working Paper n°8524.

Becker G., *A Treatise on the Family*, Harvard University Press, Expanded Edition, 1991.

Bertrand M. et Sendhil M. «Do People Mean what they Say? Implications for Subjective Survey Data. », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, May 2001, 67-72.

Blanchflower D. et A. Oswald, 2003, “Well-Being over Time in Britain and the USA”, *Journal of Public Economics*, forthcoming.

Brainard Elizabeth, «Winners and Losers in Russia's Economic Transition», *The American Economic Review*, 1998, 88 (5), 1094-1115.

Cahuc P., Kempf H. et Verdier T., 2001, «Interactions sociales et comportements économiques », *Annales d'Economie et de Statistiques* , 63-64.

Cantril, H., 1965, *The Pattern of Human Concerns*. New Brunswick, NJ : Rutgers University Press.

Carroll C. et Weil D., 1994, “Savings and Growth, a Reinterpretation”, Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, 40, 133-192.

Clark A. et Oswald A., 1994, “ Unhappiness and Unemployment”, *Economic Journal*, 104 (424), 648-659.

Clark A. et Oswald A., 1996, “Satisfaction and Comparison Income”, *Journal of Public Economics*, 61, 359-381.

Clark A., 2000a, «Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data », mimeo.

Clark A., 2000b, “Utilité absolue ou utilité relative. Un état des lieux”, *Revue Economique*, 51(3), 459-471.

- Corneo G. et Grüner H-P., 2000, «Social Limits to Redistribution», *American Economic Review*, 90, 1491-1507.
- Corneo G. et Grüner H-P., 2001, “Individual Preferences for Political Redistribution”, *Journal of Public Economics*, forthcoming.
- Csikszentmihalyi, M., 1990, *Flow : The Psychology of Optimal Experience*, New York : Harper Perennial.
- Das M. et van Soest A., 1999, «A Panel Data Model for Subjective Information on Household Income Growth», *Journal of Economic Behavior and Organization*, 40, 409-426.
- Di Tella R., Mac Culloch R. et Oswald A., 2001a, «The Macroeconomics of Happiness», Mimeo, Harvard Business School.
- Di Tella R., Mac Culloch R. et Oswald A., 2001b, “Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness”, *American Economic Review*, 91(1), 335-41.
- Diener E et Suh E, 1997, “Measuring Quality of Life : Economic, Social and Subjective Indicators”, *Social Indicators Research*, 40, 189-216.
- Diener E. et Lucas R., 2000, «Explaining Differences in Societal Levels of Happiness : Relative Standards, Need Fulfillment, Culture, and Evaluation Theory», *Journal of Happiness Studies*, 1 : 47-78.
- Diener E., Suh E., Lucas R. et Smith H., 1999, “Subjective Well-Being : Three Decades of Progress”, *Psychological Bulletin*, 125(2), 276-302.
- Diener, E. et Fujita, F., 1995, «Resources, Personal Strivings, and Subjective Well-Being : A Nomothetic and Idiographic Approach», *Journal of Personality and Social Psychology*, 68, 926-935.
- Diener, E., Diener, M. et Diener, C., 1995, «Factors Predicting the Subjective Well-Being of Nations », *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, 862-864.
- Diener, E., Sandvik, E., Seidlitz, L. et Diener, M., 1993, «The Relationship between Income and Subjective Well-Being : Relative or Absolute ? », *Social Indicators Research*, 28, 195-223.
- Duesenberry J.S., 1949, *Income, Savings and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press.
- Durlauf S., 2002, “On the Empirics of Social Capital”, *The Economic Journal*, 112, 459-479.
- Easterlin R. A., 1974, «Does Economic Growth Improve the Human Lot ? Some Empirical Evidence », in P.A. David et M.W. Reder, eds, *Nations and Households in Economic Growth*, p 89-125, New-York, Academic Press.
- Easterlin R., 1995, “Will Raising the Incomes of All Improve the Happiness of All ?”, *Journal of Economic Behaviour and Organizations*, 27, 35-47.

- Easterlin R., 2000, «The Worldwide Standard of Living Since 1800», *Journal of Economic Perspectives*, 14(1), 7-26.
- Easterlin R., 2001, «Income and Happiness : Towards a Unified Theory», *The Economic Journal*, 111(473), 465-484.
- Ellison C., 1991, «Religious Involvement and Subjective Well-Being», *Journal of Health and Social Behavior*, 32(1), 80-99.
- Falk A. et Knell M., 2000, «Choosing the Joneses : on the Endogeneity of Reference Groups», University of Zurich, Institute for Empirical Research in Economics, Working Paper n°53.
- Ferrer-i-Carbonnell A. et Frijters P., 2002, «How Important is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness ? », University of Amsterdam, mimeo.
- Ferrer-i-Carbonnell A. et van Praag B., 2001, «Poverty in Russia» *Journal of Happiness Studies*, 2(2), 147-172.
- Ferrer-i-Carbonnell A., 2002b, «Subjective Questions to Measure Welfare and Well-Being», Tinbergen Institute Discussion Paper 2002-020/3.
- Fong C., 2001, «Social Preferences, Self-Interest, and the Demand for Redistribution», *Journal of Public Economics*, 82, 225-246.
- Frank R., 1997, «The Frame of Reference as a Public Good», *Economic Journal*, 107, 1832-47.
- Frederick S. et Loewenstein G., 1999, «Hedonic Adaptation: from the Bright Side to the Dark Side» in Kahneman et al., *Well-being : The Foundations of Hedonic Psychology*, New York : Russell Sage Foundation.
- Freeman R.B., 1978, «Job Satisfaction as an Economic Variable», *The American Economic Review*, 68(2), Papers and Proceedings of the 9th Annual Conference of the AEA, 135-141.
- Frey B. et Stutzer A., 2000, «Happiness, Economy and Institutions», *Economic Journal*, 110, 918-938.
- Frey B. et Stutzer A., 2002a, *Happiness and Economics*, Princeton University Press.
- Frey B. et Stutzer A., 2002b, «What Can Economists Learn from Happiness Research ? », *Journal of Economic Literature*, XL(2), 402-35.
- Frijters P., Haisken-DeNew J. et Shields M., 2001, «The Value of Reunification in Germany : an Analysis of Changes in Life Satisfaction », mimeo.
- Gardner J. et Oswald A., 2001, «Does Money Buy Happiness ? A Longitudinal Study Using Data on Windfalls », mimeo, Department of Economics, University of Warwick.
- Gruber J. et Mullainathan S., 2002, «Do Cigarette Taxes Make Smokers Happier ? », NBER Working Paper 8872.

- Hagenaars A. et de Vos K., 1987, «The Definition and Measurement of Poverty», *Journal of Human Resources*, 23(2), 211-222.
- Hagerty M., Veenhoven R., 2000, «Wealth and Happiness Revisited», Mimeo.
- Haring M., Okun M. et Stock, W., 1984, «A Quantitative Synthesis of Literature on Work Status and Subjective Well-Being», *Journal of Vocational Behavior*, 25, 316-324.
- Headey, B. et Wearing, A., 1989, «Personality, Life Events, and Subjective Well-Being : Toward a Dynamic Equilibrium Model», *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 731-739.
- Helson H., 1947, “Adaptation Level as Frame of Reference for Prediction of Psychophysical Data”, *American Journal of Psychology*, 60, 1-29.
- Hirschman A., avec Rothschild M., 1973, “The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development”, *the Quarterly Journal of Economics*, 87(4), 544-566.
- Kahneman D. et Tversky A., 1979, «Prospect Theory : an Analysis of Decision under Risk », *Econometrica*, 47(2), 263-91.
- Kahneman D., Diener E. et Schwarz N., (Eds), 1999, *Well-being : The Foundations of Hedonic Psychology*, New York : Russell Sage Foundation.
- Kahneman D., Wakker P. et Sarin R., 1997, “Back to Bentham? Explorations of Experienced Utility”, *Quarterly Journal of Economics*, 112, 325-405.
- Kahneman, D. et Tversky A., 1984, «Choices, Values, and Frames », *American Psychologist*, 39, 341-350.
- Kapteyn A. et van Hewarden F., 1980, “Interdependant Welfare Functions and Optimal Income Distribution», *Journal of Public Economics*, 14, 375-397.
- Kapteyn A., Kooreman P. et Willemsse R., «Some Methodological Issues in the Implementation of Subjective Poverty Definitions », *Journal of Human Resources*, 23(2), 222-242.
- Krause J. et Sternberg M., 1997, “Aging and Adjustment after Spinal Cord Injury“, *Rehabilitation Psychology*, 42, 287-302.
- Lelkes O., 2002, «Happiness, Religion and Economic Transition», London School of Economics and Political Science, mimeo.
- Levy-Garboua L. et Montmarquette L-C, 2001, “Satisfaction Judgements and Utility Analysis”, University Paris I, Mimeo.
- Luttmer E., 2001, «Group Loyalty and the Taste for Redistribution», *Journal of Political Economy*, 109(3).
- Lyubomirski S. et Ross L., 1997, «Hedonic Consequences of Social Comparisons : a Contrast of Happy and Unhappy People », *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 1141-1157.

- Manski C. et Straub J., 2000a, « Worker Perceptions of Job Insecurity in the Mid-1990s », *The Journal of Human Resources*, 35(3), 448-479.
- Manski C. et Straub J., 2000b, « Economic Analysis of Social Interactions », *Journal of Economic Perspectives*, 14(3), 115-136.
- Mc Bride M., 2001, « Relative Income Effect on Subjective Well-Being in the Cross-Section », *Journal of Economic Behavior and Organization*, 45, 251-278.
- Michalos A., 1985, “Multiple Discrepancies Theory”, *Social Indicators Research*, 16, 347-413.
- Morawetz D., 1977, “Income Distribution and Self-Rated Happiness: Some Empirical Evidence”, *The Economic Journal*, 87, 511-522.
- Mundlak Y., 1978, “On the Pooling of Time Series and Cross Section Data”, *Econometrica*, 46, 69-85.
- Ng Y-K, 1997, “A Case for Happiness, Cardinalism and Interpersonal Comparability”, *The Economic Journal*, 107, 1848-1858.
- Oswald, A., 1997, “Happiness and Economic Performance”, *Economic Journal*, 107, 1815-1831.
- Parducci A., 1995, *Happiness, Pleasure and Judgement*, Lawrence Elbaum Associates, New Jersey.
- Plug E. et van Praag B., 1995, « Family Equivalence Scales within a Narrow and Broad Welfare Context », *Journal of Income Distribution*, 4, 171-186.
- Ravallion M. et Lokshin M., 2000, “Who Wants to Redistribute ? The Tunnel Effect in 1990’s Russia”, *Journal of Public Economic*, 76, 87-104.
- Ravallion M. et Lokshin M., 2001, “Identifying Welfare Effects from Subjective Questions”, *Economica*, 68, 335-357.
- Ravallion M. et Lokshin M., 2002, “Self-Rated Economic Welfare in Russia”, *European Economic Review*, 46(8), 1453-1573.
- Senik C., 2002, “When Information Dominates Comparison”, DELTA Working Paper n°2002-02 et William Davidson Institute Working Paper n° 495.
- Suhrcke M., 2001, «Préférences for Inequality : East versus West », Innocenti Working Paper n°89.
- Thurow L., 1977, « The Income Distribution as a Pure Public Good », *Quarterly Journal of Economics*, 1971, vol 85, p327.
- Tinbergen J., 1991, «On the Measurement of Welfare » *Journal of Econometrics*, 50 (7), 7-13.

- Tversky A. et Kahneman D., 1991, "Loss Aversion and Riskless Choice : a Reference-Dependent Model", *Quarterly Journal of Economics*, 106(4), 1039-1061.
- van de Stadt H., Kapteyn A. et van de Geer S., 1985, "The Relativity of Utility: Evidence from Panel Data", *The Review of Economics and Statistics*, 67(2), 179-187.
- van Hemaarden F. et Kapteyn A., 1981, "Empirical Comparison of the Shape of Welfare Functions", *European Economic Review*, 15, 261-286.
- Van Hemaarden F., Kapteyn A. et van Praag B., 1977, «Twelve Thousand Individual Welfare Functions », *European Economic Review*, 9, 283-300.
- van Praag B., 1977, "The Perception of Income Inequality", *The Economic Journal*, June.
- van Praag B., 1991, « Ordinal and Cardinal Utility », *Journal of Econometrics*, 50(7), 69- 89.
- van Praag B., Frijters P. et Ferrer-i-Carbonnell A., 2001, «The Anatomy of Subjective Well-Being », University of Amsterdam, Tinbergen Institute, mimeo.
- Veblen T., 1909, "The Limitations of Marginal Utility", *Journal of Political Economy*, 17, 620-636.
- Veenhoven R., 1984, *Conditions of Happiness*, Dordrecht/Boston/Lancaster: Kluwer Academic.
- Veenhoven R., 1993, "Happiness in Nations. Subjective Appreciation of Life in 56 Nations 1946-1992", RISBO, *Studies in Sociale en Culturele Verandering*, 2, 364 p.
- Veenhoven R., 1994, « Is Happiness a Trait ? », *Social Indicators Research*, 32, 101-160.
- Veenhoven R., 1999, « World Database of Happiness, Catalog of Happiness in Nations » [http :\\www.eur.nl/fsw/research/happiness](http://www.eur.nl/fsw/research/happiness).
- Wilson W., 1967, "Correlates of Awoved Happiness", *Psychological Bulletin*, 67, 294-306.
- Winkelmann L. et Winkelmann R., 1998, "Why are the Unemployed so Unhappy ? Evidence from Panel Data", *Economica*, 65, 1-15.

ANNEXE . LE CHOIX DU MODELE STATISTIQUE

L'estimation d'une fonction de bien-être à partir de données subjectives individuelles impose de faire certains choix, notamment relativement à la modélisation de l'hétérogénéité individuelle et de la variable de satisfaction observée, choix qui se traduira par le modèle statistique retenu (Frijters et Ferrer-i-Carbonnell, 2002a).

1. Les écarts entre les seuils de satisfaction sont identiques

Si l'on suppose que les écarts entre les différents seuils de satisfaction sont identiques, les différents échelons proposés peuvent être traités comme des mesure cardinales de la satisfaction suivant une règle linéaire. On peut alors traiter le problème de l'hétérogénéité individuelle, dans la mesure où cette hétérogénéité est unidimensionnelle, en introduisant un effet fixe individuel, à condition de disposer de données longitudinales:

$$U_{it} = a + b X_{it} + v_i + \eta_{it} \quad (1)$$

où l'effet individuel v_i est indépendant du terme d'erreur η_{it} , le paramètre b étant supposé commun à tous les individus. L'hétérogénéité individuelle représentée par le paramètre v_i peut alors être éliminée de différentes manières, dont les plus courantes consistent à prendre les différences premières de l'équation (3) ou, suivant Mundlak (1978), à décomposer les variables en moyennes individuelles X_i , d'une part, et en écart à la moyenne ($X_{it} - X_i$) d'autre part. Cela signifie que le véritable modèle à estimer est :

$$U_{it} = a + b (X_{it} - X_i) + c X_i + v_i + \eta_{it} \quad (2)$$

où b est différent de c . On peut isoler les effets intra-individuels (*within*) des effets inter-individuels (*between*) en estimant séparément les transformations de l'équation (2) :

$$(U_{it} - U_i) = b (X_{it} - X_i) + \eta_{it} \quad (2')$$

$$U_i = a + c X_i + v_i \quad (2'')$$

L'équation (2') estime l'effet des variations intra-individuelles des variables explicatives (régression en effets-fixes); elle répond à la question « comment varie la satisfaction d'un individu donné lorsque son propre revenu augmente ? », L'équation (2'') estime les effets de niveau, les différences entre individus, c'est-à-dire l'effet des variations inter-individuelles (*between*), en répondant à la question « comment une différence de revenu entre individus se traduit-elle en terme de différence de bien-être ? ». La présence d'hétérogénéité individuelle inobservable signifie précisément que les réponses à ces deux questions ne sont pas nécessairement identiques.

Un cas particulier, au sein de cette hypothèse de seuils équidistants, consiste à supposer que l'hétérogénéité individuelle est orthogonale aux variables explicatives, ou connue, ce qui permet d'estimer l'équation de satisfaction individuelle par la méthode des moindres carrés, en coupes transversales, sans effets individuels. C'est ce que font implicitement les psychologues, en particulier lorsqu'ils calculent des corrélations simples

entre bien-être et caractéristiques observables. Ce sont également les hypothèses implicitement adoptées par les travaux qui comparent la satisfaction agrégée de différents pays (Easterlin, 1974, 1995, Hagerty, 2000, etc.).

Notons que les auteurs qui, tels que Ravallion et Lokshin (2001), analysent en guise de variable explicative les changements de niveau de satisfaction entre deux dates, quels que soient les échelons concernés, supposent implicitement que les intervalles de bien-être entre les seuils sont égaux, ce qui rend inutile le recours au modèle de probit ordonné qu'adoptent les auteurs.

2. Les écarts entre les seuils sont variables entre eux mais identiques pour tous les individus ; il n'y a pas d'effet d'ancrage.

Dès que l'on admet que les intervalles entre deux seuils de satisfaction déclarée ne sont pas égaux entre eux, c'est-à-dire que la distance entre "très malheureux" et "malheureux", n'est pas la même qu'entre "plutôt heureux" et "parfaitement heureux", il devient nécessaire de reconstituer la fonction d'utilité latente $U_{it}(X_{it})$, où U_{it} est le niveau de satisfaction de l'individu i à l'instant t , et X_{it} le vecteur de caractéristiques observables. Les observations discrètes u_1, \dots, u_5 sont alors interprétées comme des indications ordinales de la fonction d'utilité latente continue $U_i(X_{it})$. Les modèles logit ou probit ordonné généralement adoptés prédisent alors l'effet des différentes variables du vecteur X_{it} sur la probabilité de donner une certaine réponse u_k . C'est-à-dire, lorsque la fonction de satisfaction est linéaire :

$$U_{it} = \theta' \cdot X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{et} \quad u_k = k \Leftrightarrow \mu_k < \theta' \cdot X_{it} + \varepsilon_{it} < \mu_{k+1}, \quad k=1, K \quad (3)$$

Où X_{it} est un vecteur de caractéristiques, θ un vecteur de paramètres, ε_{it} une variable aléatoire qui suit une loi normale ou logistique, et μ_k un ensemble de seuils.

L'estimation sur une population d'individus d'une fonction de satisfaction suivant la spécification de l'équation (3), repose sur l'hypothèse selon laquelle les seuils (μ_k) de la variable de satisfaction latente U_i permettant de passer d'une catégorie de bien-être à une autre sont les mêmes pour tous, sans contrainte *a priori* sur la distance entre ces seuils. Cette hypothèse de comparabilité ordinale de la satisfaction (Ferrer-i-Carbonell et Frijters, 2002) signifie que la satisfaction latente des individus qui choisissent une même réponse est identique.

Cependant, il n'existe pas de modèle statistique permettant d'introduire, sans biais, un effet fixe dans ce modèle d'estimation de la satisfaction individuelle (les coefficients estimés sont instables et varient selon que la satisfaction augmente ou diminue). Le choix de ce modèle suppose donc implicitement que l'hétérogénéité individuelle est orthogonale aux variables observables X_{it} , c'est-à-dire qu'il n'y a pas d'effet d'ancrage et que les individus comprennent les différents labels de la même manière. Malgré cette hypothèse forte, ce modèle est souvent utilisé par les économistes (Clark et Oswald, 1996, Blanchflower et Oswald, 2003, Frey et Stutzer, 2000, Alesina et al., 2001, etc.) qui semblent donc arbitrer en faveur de la prise en compte de la nature ordinale de la variable de satisfaction, plutôt que de l'hétérogénéité individuelle.

Une autre possibilité consiste à supposer que la structure de l'hétérogénéité inobservée est connue et invariante dans le temps, c'est-à-dire que la corrélation entre l'hétérogénéité individuelle inobservée et les variables observables est capturée par la moyenne individuelle des variables observables \bar{X}_i , qui entre dans la structure

des erreurs : $\varepsilon_{it} = \alpha \bar{X}_i + v_i + \eta_{it}$, ce qui permet d'utiliser la décomposition de Mundlak (1978). Cette dernière méthode est couramment adoptée par la « nouvelle école de Leyden », (van Praag et al., 2001, Ferrer-i-Carbonnell et Frijters, 2002). Notons que l'effet individuel v_i est ici aléatoire et invariant, et que v_i et η_{it} sont deux bruits blancs orthogonaux entre eux et par rapport aux variables observables (Ferrer-i-Carbonnell, 2002).

Une quatrième possibilité consiste à réduire la variable expliquée de manière à ne conserver que deux modalités de satisfaction. Il est alors possible de calculer la probabilité de changer de catégorie grâce à un modèle logit à effet fixe à la Chamberlain (1980). L'inconvénient de ce modèle est de ne retenir que les individus qui changent de catégorie de satisfaction, ce qui entraîne une grande perte d'information potentiellement génératrice de biais. Ainsi Winkelmann et Winkelmann (1998), qui adoptent cette méthode, perdent-ils les trois quarts de leur échantillon (de 10000 personnes).

Pour éviter ce défaut, Ferrer-i-Carbonnell et Frijters (2002) proposent une autre méthode proche de la précédente, pour introduire malgré tout un effet fixe au sein d'un modèle de logit ordonné: l'idée est de déterminer un seuil pour chaque individu, puis d'estimer la probabilité de passer ce seuil. Le modèle est donc :

$$u_{it} = a + b X_{it} + v_i + \eta_{it} \quad \text{et} \quad U_{it} = u_{ik} \Leftrightarrow \lambda_k^i = u_{it} = \lambda_{k+1}^i \quad (4)$$

où η_{it} suit une loi logistique et les seuils sont présentés en ordre croissant ($\lambda_{k+1}^i > \lambda_k^i$). Ce modèle n'impose pas l'hypothèse selon laquelle les jugements de satisfaction sont ordinalement comparables entre les individus. Voir aussi le modèle de Das et van Soest (1999) dans le même ordre d'idées.

Quelles hypothèses retenir ?

S'il est clair que le choix des hypothèses retenues conditionne le modèle statistique utilisé, la question est de savoir dans quelle mesure ce choix influence les résultats. Ferrer-i-Carbonnell et Frijters (2002), sur la base des données de panel allemandes *GSOEP*, montrent que le choix de traiter la variable de satisfaction comme ordinale (logit ou probit ordonné) ou cardinale (moindres carrés) ne change pas significativement les résultats, c'est-à-dire le signe et l'ordre de grandeur des coefficients associés aux différentes variables explicatives, à savoir l'âge, le nombre d'enfants, la situation familiale et le revenu. L'ajout d'un effet individuel aléatoire n'affecte pas non plus les résultats.

En revanche, le fait d'introduire un effet fixe individuel modifie notablement les résultats. Tous les modèles à effets fixes, modèle linéaire en premières différences (MCO), transformation de Mundlak ou logit avec effet fixe, produisent des résultats proches entre eux et différents de ceux des modèles précédemment cités. Avec effet fixe, le coefficient associé au revenu individuel est plus faible (de 2/3). Il en va de même du statut marital et de la santé. L'âge au carré change de signe et le nombre d'enfant perd sa significativité.

Le choix de traiter la variable de satisfaction comme cardinale ou ordinale est donc beaucoup moins lourd, en termes de conséquences statistiques, que celui de traiter ou non l'hétérogénéité individuelle inobservée. Ce constat implique évidemment le recours à des données de panel.