

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2008 / 12

**Analyser les composantes du bien-être
et de son évolution**

Une approche empirique sur données individuelles

Cédric AFSA

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2008 / 12

Analyser les composantes du bien-être et de son évolution

Une approche empirique sur données individuelles

Cédric AFSA *

DÉCEMBRE 2008

L'auteur remercie les participants au séminaire D3E du 14 mai 2008, et tout particulièrement Laurence Rioux pour ses précieuses suggestions.

* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Redistribution et Politiques Sociales »
Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

Analyser les composantes du bien-être et de son évolution

Une approche empirique sur données individuelles

Résumé

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

Nous proposons une méthode pour évaluer les poids respectifs des facteurs monétaires et non monétaires intervenant dans le bien-être exprimé par les personnes concernées. La méthode est fondée sur l'utilisation de variables de satisfaction et de variables plus objectives décrivant les situations individuelles. Elle permet, selon les spécifications retenues, de calculer des indices conjoncturels de l'évolution du bien-être et des indicateurs de distribution du bien-être au sein de la population.

Nous utilisons les données du Panel Européen des Ménages couvrant la période 1994-2001. À l'aide de modèles de panel adaptés à la nature subjective des variables de satisfaction, nous estimons les poids des facteurs entrant dans la composition des indicateurs de bien-être, que nous construisons grâce aux informations individuelles apportées par les enquêtes Revenus Fiscaux de l'Insee et des bases de données externes. Nous discutons la portée de ces premiers résultats et esquissons des pistes d'approfondissement.

Mots-clés : Bien-être, variables de satisfaction, modèles sur données de panel

The structure of subjective well-being and its evolution

An empirical analysis based on individual data

Abstract

Individual well-being is not driven only by income. For example, unemployment, bad health, 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 respective weights. Roughly speaking, is individual well-being more impacted by being unemployed or by living in tiny spaces? And by how much?

We propose here a method for estimating weights of a synthetic index of well-being. The method uses satisfaction variables along with more objective variables describing individual situations, in order to construct indicators which measure average well-being and its evolution as well as distribution of individual well-being over the population.

We use data from the European Community Household Panel (ECHP 1994-2001). We specify econometric models suited for overcoming the subjective nature of satisfaction variables. We estimate weights for the components of well-being indexes that we then build using individual data from *enquêtes Revenus Fiscaux* collected by Insee. We discuss the validity of these first results and suggest directions for future research.

Keywords: well-being, satisfaction variables, panel data models

Classification JEL : I31, C23

Sommaire

Introduction	5
I - Construction d'indicateurs de bien-être	9
II - Les données utilisées	13
III - Le modèle économétrique	17
IV - Les résultats	21
<i>IV. 1 Indicateur de bien-être individuel (type I)</i>	<i>21</i>
<i>IV. 2 Indicateurs de bien-être individuel (type II)</i>	<i>25</i>
V - Discussion et perspectives	29
Références	33

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 prenaient acte des critiques adressées aux économistes lorsqu'ils utilisent le Produit National Brut (*Gross National Product*) comme étalon du bien-être¹. Tout en restant dans le cadre de la comptabilité nationale, ils ont proposé un autre indicateur, fondé sur un "PNB corrigé" (*adjusted GNP*). Ils sont partis des dépenses de consommation finales des ménages, en ont retranché celles considérées comme de l'investissement (la santé, l'éducation, les achats de biens durables,...), et ont rajouté, entre autres, des équivalents monétaires du loisir et du temps consacré à l'activité domestique.

Un peu plus tard, en 1974, un article d'Easterlin confortait ceux qui doutaient de la pertinence du revenu pour évaluer 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 reste inchangée, puisque le revenu relatif de chacun ne varie pas.

Ces deux articles illustrent deux approches radicalement différentes de la mesure du bien-être. La première, dite du "PIB corrigé" (ou "ajusté"), consiste à partir du PIB en apportant deux types de correctifs : en réaménageant les composantes (plutôt que du PIB, Nordhaus et Tobin sont partis de la consommation des ménages à l'exclusion 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 au milieu des années 1990 à une trentaine au début des années 2000 (Gadrey et Jany-Catrice, 2007). 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. On en citera quatre exemples.

- 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, auteur de *The Population Bomb* : "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 de Miringoff et Miringoff (1999) 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 (revenu disponible, accidents de la route, violences physiques recensées,...) et subjectives (évaluation personnelle du risque de perdre son 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 (1998). Il agrège 4 dimensions, chacune d'elles étant caractérisée 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 (Osberg et Sharpe, 2003), dont la France (Jany-Catrice et Kampelmann, 2007).

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, y est confronté, car ils doivent estimer des équivalents-monétaires de grandeurs non monétaires comme le loisir ou le travail domestique. Décider d'estimer la valeur monétaire du temps libre en l'indexant sur les prix ou sur 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 (2007) abordent et cherchent à traiter ce problème de poids arbitraires. L'originalité et l'intérêt de leur démarche sont 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", équivalente 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 l'espérance de vie serait fixée à, mettons, 70 ans, ou bien à celle mesurée dans un pays donné), l'écart entre la situation constatée (l'espérance de vie effective) et la référence est converti en revenu. Tous ces revenus équivalents sont ensuite agrégés (additionnés ou soustraits selon les cas) pour obtenir une valeur globale monétaire du bien-être. Les différents pays peuvent alors être classés selon cet étalon du bien-être.

Enfin, force est de constater que les indicateurs calculés à partir des réponses à des questions de satisfaction, dans la lignée des premiers travaux d'Easterlin, 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 Veenhoven (1996) 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.

Ce document présente des indicateurs de bien-être qui empruntent leurs traits aux différents types existant à ce jour. D'abord, ce sont des indicateurs synthétiques, au sens où ils agrègent différentes composantes - monétaires et non monétaires - du bien-être pour en fournir un résumé statistique. Mais contrairement à la pratique courante, leur système de poids n'est pas arbitraire. Ensuite, le revenu en reste la composante centrale. En d'autres termes, ce sont des indicateurs du type "revenu équivalent". Enfin, ils s'appuient sur des variables subjectives de satisfaction.

Le premier objectif du travail présenté ici est de montrer que l'on peut utiliser avec profit les réponses fournies par les personnes interrogées sur leur bien-être subjectif, pour construire des indicateurs crédibles. Autrement dit, nous montrons que les variables de satisfaction apportent de l'information valide pour mesurer le bien-être. À condition, toutefois, de les combiner à des descripteurs plus objectifs des situations individuelles. Le travail est avant tout empirique. Il s'apparente pour partie à une étude de faisabilité. Mis à part les limites de nature empiriques auxquelles le travail est confronté et sur lesquelles nous reviendrons tout au long du document, il doit notamment être complété par une perspective plus théorique qui permettrait de justifier la construction des indicateurs, construction qui est ici essentiellement guidée, comme on le verra, par la disponibilité des données.

Soulignons, pour terminer, que notre approche est fondamentalement microéconomique. En cela, elle s'apparente à la démarche suivie par Accardo, Murat et de Peretti (2007) lorsqu'ils transposent l'indicateur de développement humain au niveau individuel. Cette approche a ses limites, sur lesquelles nous reviendrons. Mais elle offre aussi plusieurs avantages. En particulier, elle nous permet de proposer non seulement des indicateurs d'évolution du bien-être moyen mais aussi des indicateurs d'inégalités dans la distribution individuelle du bien-être.

I - Construction d'indicateurs de bien-être

Nous partons du principe que le revenu d'un ménage ou d'un individu ne rend pas fidèlement compte de son bien-être, tout comme 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, un chômeur de l'autre, ne profitent pas *a priori* de la même manière d'un revenu de 1 000 euros à partir du moment où la privation d'emploi génère des coûts psychologiques. Cela dit, le problème est 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 nous appuyons sur l'idée générale qu'une variable de satisfaction permet de révéler ou d'inférer des grandeurs inobservées ou difficilement observables (Afsa, 2007). 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 aux 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, et sont aussi le produit de processus de nature cognitive, qui font par exemple que les personnes se comparent implicitement à d'autres lorsqu'elles évaluent leur situation (Afsa et Marcus, 2008). Ainsi, une personne foncièrement optimiste sera encline à reporter des niveaux de satisfaction plus élevés qu'une autre vivant pourtant la même situation ; une autre sera plus satisfaite de son sort parce qu'elle juge ses voisins plus malheureux qu'elle. Il faudra tenir compte et contrôler le plus soigneusement possible tous ces traits ou tous ces facteurs lors de la phase empirique d'estimation.

Soit alors q_i la variable de qualité de vie de l'individu, et η_i celle résumant ses traits ou facteurs personnels jouant sur l'expression de sa satisfaction. Nous supposons que celle-ci 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.

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

Nous retenons ici deux formes fonctionnelles g , qui conduisent à deux types différents d'indicateurs.

La première forme est l'identité : $g(R) = R$. Elle conduit à un premier type d'indicateurs, naturellement dérivés de (1) et donnés par :

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

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

où N est l'effectif de la population \mathcal{P} dont on mesure le bien-être. La quantité (2) représente, si on préfère, la *qualité de vie moyenne* \bar{q} dans la population \mathcal{P} . Ainsi, et 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 dans la population \mathcal{P} . 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 donc être estimés 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 $k \cdot q$, avec k positif quelconque, en est une autre. Cela provient du fait que s est un index, qui classe les individus selon leurs niveaux de satisfaction. Il faut donc imposer une condition de normalisation. On choisit d'égaliser à 1 le paramètre α_0 attaché au revenu. Mais cela ne suffit pas. Car l'indicateur est défini à une constante additive près, puisque le classement des individus selon leur niveau de satisfaction ne change pas s'il est établi à partir de s ou de $s + C$, où C est une constante quelconque.

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

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

où $\Delta BE_t = BE_t - BE_{t-1}$, $\Delta \bar{R}_t = \bar{R}_t - \bar{R}_{t-1}$ et $\Delta \bar{z}_{jt} = \bar{z}_{jt} - \bar{z}_{j,t-1}$. L'évolution du bien-être est donc égale à l'évolution du revenu moyen corrigée par la moyenne pondérée des évolutions des composantes non strictement monétaires.

On peut naturellement prendre une date de référence $t = 0$ et calculer l'évolution du bien-être entre cette date et la date courante :

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

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

La seconde forme fonctionnelle, conduisant au deuxième type d'indicateurs, est la fonction logarithmique : $g(R) = \ln R$. Cette fonction offre, sur l'identité $g(R) = R$, au moins deux avantages. 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 non seulement un indice d'évolution (relative) du bien-être, mais aussi des 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 :

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

$$\text{avec } \tilde{R}_{it} = R_{it} \cdot \exp \left(\sum_{j=1}^p \alpha_j z_{jit} \right). \quad (5)$$

\tilde{R}_{it} est un revenu "élargi". Dans le cas où la satisfaction ne dépendrait que du revenu (monétaire), alors $\alpha_j = 0, \forall j = 1, \dots, p$ et $\tilde{R}_{it} = R_{it}$. C'est ce revenu élargi qui est à la base de la construction des indicateurs de type II.

Comme pour les indicateurs de type I, des conditions d'identification sont nécessaires. Dire que s est définie à une constante additive près, c'est dire que le revenu élargi donné par (5) est défini à une constante multiplicative près. Par conséquent, les indicateurs de bien-être de type II doivent être invariants à toute transformation multiplicative de \tilde{R} .

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

$$IBE_t = \frac{\sum_{i=1}^N \tilde{R}_{it}}{\sum_{i=1}^N \tilde{R}_{i0}} \times 100. \quad (6)$$

Par ailleurs, comme \tilde{R}_{it} a la nature d'un revenu, on peut calculer des indicateurs d'inégalités de bien-être³, qui ne sont rien d'autres que les indicateurs "classiques" (taux de pauvreté, indice de Gini,...) appliqués à la distribution des revenus élargis \tilde{R}_{it} au lieu d'être appliqués à celle des revenus R_{it} . Sous réserve, encore une fois, que ces indicateurs soient invariants à la multiplication de \tilde{R}_{it} par une constante quelconque.

³ C'est beaucoup plus difficile avec les indicateurs de type I puisqu'on doit trouver des mesures d'inégalités qui soient invariantes à l'ajout d'une constante quelconque à la quantité BE_t .

II - 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 que les personnes enquêtées ont été interrogées chaque année 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 disposent⁴.

Il est ainsi possible de suivre année après année le niveau de satisfaction exprimée par chaque individu et de contrôler au moins en partie les traits et facteurs personnels 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 empêche de construire directement des indicateurs du bien-être (général). Certes, en appliquant la méthode exposée dans la section précédente, on peut calculer des indicateurs de bien-être relatifs à chaque domaine de satisfaction examiné. Mais *a priori* on ne sait pas les agréger pour obtenir un indicateur global. Toutefois, l'absence, dans les données, de variable de satisfaction générale ne remet pas en cause la démarche, et ce pour deux raisons.

⁴ 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.

D'abord, l'étude séparée de différents domaines de satisfaction permet de vérifier que certaines variables ont des effets opposés selon le domaine. Par exemple, le chômage joue bien négativement sur la satisfaction financière et positivement sur celle concernant le temps de loisir.

Deuxième raison, on peut imaginer des méthodes simples d'agrégation, à condition d'avoir l'information nécessaire. Par exemple, Marcus (2008) a exploité une enquête posant des questions à la fois sur la satisfaction générale et sur un ensemble diversifié de satisfactions par domaine. Ceci lui permet d'estimer la part explicative de chaque domaine de satisfaction dans cette satisfaction globale, et d'en déduire un système de poids⁵.

En l'absence de ce type d'information, nous nous contenterons ici d'une méthode d'agrégation, de nature statistique (voir section suivante).

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>

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

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

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

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

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

La première variable z retenue est le revenu avant impôts, tel qu'il a été déclaré en réponse à la question :

⁵ Nous ne pouvons pas utiliser ses résultats car l'enquête ne pose pas les mêmes questions de satisfaction que la nôtre.

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] ?

Il 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. Même si 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, les indicateurs de dispersion évoluent de manière très chaotique au fil du temps.

Les autres variables *z* 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 (Minodier, 2006). Une valeur élevée de la variable IP indique un logement spacieux.

Enfin, nous avons approché l'état de santé des personnes interrogées par la variable donnant le nombre de visites chez un médecin généraliste ou spécialiste au cours de douze derniers mois (variable VISITMED)⁸. Nous reviendrons sur la pertinence de cette mesure lors de la discussion générale des résultats (section 6 *infra*).

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 été imputé par la méthode des résidus simulés, qui 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.

III - Le modèle économétrique

Dans un premier temps, nous estimons les paramètres α des équations de satisfaction spécifiques à chaque domaine. En reprenant les notations de la section 2, pour chaque domaine D de satisfaction, D variant de 1 à 5, l'équation à estimer s'écrit :

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

Pour alléger les notations, on supprime la référence D au domaine et l'indice i repérant l'individu. On considère aussi que la variable de revenu est la "première" variable explicative, notée z_0 . On introduit enfin la notation s_t^* pour rappeler que la satisfaction à la date t est un index continu qui est partiellement observé par la variable discrète s_t dont les 6 modalités correspondent à chaque date t aux 6 niveaux de satisfaction du questionnaire de l'enquête, numérotés - arbitrairement - de 1 à 6. Les variables s_t et s_t^* sont liées entre elles par les relations suivantes :

$$s_t = j_t \Leftrightarrow \mu_{j-1,t} < s_t^* < \mu_{j,t}, \text{ pour } j_t = 1, \dots, 6,$$

avec $\mu_{0,t} = -\infty$, $\mu_{6,t} = +\infty$ et $\mu_{1,t} = 0$ (contrainte d'identification). Les autres seuils $\mu_{2,t}$ à $\mu_{5,t}$, susceptibles de varier d'une date t à l'autre, sont des paramètres à estimer. Avec ces notations, une équation de satisfaction s'écrit alors simplement :

$$s_t^* = z_t \alpha + \eta_t . \quad (7)$$

Une des difficultés est de contrôler au mieux les traits et facteurs personnels, qui risquent de biaiser les estimations des paramètres (voir section 2). On extrait de la variable η_t les traits ν considérés comme permanents :

$$\eta_t = \nu + \varepsilon_t . \quad (8)$$

On permet à ν d'être corrélé aux explicatives z_t . En revanche, on impose à la variable résiduelle ε_t de ne pas l'être. Ce faisant, on s'expose à des biais sur les paramètres si, dans ε_t , entrent des facteurs de nature psychologique influant sur l'expression de la satisfaction et reliées à certaines des variables z_t . Cela étant, conditionner la satisfaction par les traits permanents ν permet déjà d'éliminer une partie du biais. Ferrer-i-Carbonell et Frijters (2004) ont en effet 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.

On suppose que ε_t suit la loi normale centrée réduite $N[0,1]$. On suppose aussi que les satisfactions $s_1^*, s_2^*, \dots, s_T^*$ (où $T=8$ est le nombre de vagues du panel) sont indépendantes conditionnellement à z_t et ν . Les paramètres α sont estimés par le maximum de vraisemblance. La contribution d'un individu du panel à la vraisemblance s'écrit, en vertu de l'indépendance conditionnelle des s_t^* :

$$L = P(s_1 = j_1, s_2 = j_2, \dots, s_T = j_T | z) = \prod_{t=1}^T P(s_t = j_t | z_t),$$

où (j_1, j_2, \dots, j_T) sont les niveaux de satisfaction répondus par l'individu au cours des T interrogations successives. Le problème est qu'on connaît la loi de s_t^* conditionnellement à z_t et ν mais non celle de s_t^* conditionnellement à z_t seulement. Il faut donc intégrer sur ν . On suppose alors - et dans un premier temps -

que la loi de ν conditionnellement à z est la loi normale $N[0, \sigma_\nu^2]$. La contribution individuelle à la vraisemblance s'écrit alors :

$$\begin{aligned} L &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\prod_{t=1}^T P(s_t = j_t | z_t, \nu) \right) dP(\nu | z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\prod_{t=1}^T P(s_t = j_t | z_t, \nu) \right) \left(\frac{1}{\sigma_\nu} \right) \phi\left(\frac{\nu}{\sigma_\nu}\right) d\nu \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\prod_{t=1}^T \mathbf{1}(s_t = j_t) [\Phi(\mu_{j_t, t} - z_t \alpha - \nu) - \Phi(\mu_{j_{t-1}, t} - z_t \alpha - \nu)] \right) \left(\frac{1}{\sigma_\nu} \right) \phi\left(\frac{\nu}{\sigma_\nu}\right) d\nu. \end{aligned}$$

La log-vraisemblance du modèle est égale à la somme, sur les individus de l'échantillon, des logarithmes des vraisemblances individuelles.

L'hypothèse de normalité faite jusqu'à présent sur ν implique que l'inobservable ν n'est corrélée à aucune des variables observables z . On relâche cette hypothèse en spécifiant un modèle "à la Mundlak", c'est-à-dire en supposant que ν dépend des moyennes temporelles des z :

$$\nu = \psi + \bar{z} \gamma + \xi \quad (9)$$

$$\text{où } \bar{z} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_t.$$

Autrement dit, la caractéristique ν suit la loi :

$$\nu \sim N[\psi + \bar{z} \gamma, \sigma_\xi^2].$$

Enfin, la méthode d'estimation s'applique sans problème à un panel non cylindré, pourvu qu'il y ait au moins deux observations par individu.

À l'issue de cette première phase, on obtient donc 5 jeux de paramètres estimés $\hat{\alpha}^{(D)}$ ⁹. Pour agréger les 5 domaines de satisfaction en une satisfaction globale et obtenir un jeu unique de paramètres estimés $\hat{\alpha}$, on propose la solution suivante. On part du principe qu'on ne connaît pas les paramètres 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 *réalisation* des paramètres globaux α lorsqu'on se restreint au domaine spécifique D du bien-être. Connaissant alors les valeurs estimées des $\alpha^{(D)}$, une manière d'en déduire $\hat{\alpha}$ est de prendre une combinaison linéaire "optimale" des $\hat{\alpha}^{(D)}$, au sens où les coefficients $\hat{\alpha}$ sont "les plus proches possible" de tous les $\hat{\alpha}^{(D)}$, compte tenu de leurs covariances. On pose les notations suivantes :

$$\hat{\alpha}^{(\cdot)} = (\hat{\alpha}^{(1)'}, \hat{\alpha}^{(2)'}, \hat{\alpha}^{(3)'}, \hat{\alpha}^{(4)'}, \hat{\alpha}^{(5)'})'$$

et :

$$H = J(5) \otimes I(k)$$

où $J(5)$ est le vecteur unitaire de rang 5 et I la matrice unité d'ordre k égal au nombre des variables explicatives z et des variables \bar{z} représentant leurs moyennes temporelles, alors les paramètres estimés $\hat{\alpha}$ sont les résultats du programme d'optimisation :

⁹ Pour alléger l'écriture, on « absorbe » les variables \bar{z} dans z et les paramètres $\gamma^{(D)}$ dans $\alpha^{(D)}$

$$\hat{\alpha} = \min_{\alpha} [\hat{\alpha}^{(c)} - H\alpha]' D [\hat{\alpha}^{(c)} - H\alpha],$$

où D est une matrice de distance. Le résultat dépend alors de la métrique retenue. Nous prenons ici l'inverse de la matrice de variance-covariance des paramètres $\hat{\alpha}^{(D)}$. Ce choix correspond à l'estimateur de distance minimale¹⁰.

Il reste à estimer cette matrice de distance. Nous considérons ici que le système des 5 équations de satisfactions est un système de "régressions apparemment indépendantes" (*SUR* : *seemingly unrelated regressions*) :

$$\begin{cases} s_{it}^{(1)*} = z_{it}\alpha^{(1)} + u_{it}^{(1)} \\ s_{it}^{(2)*} = z_{it}\alpha^{(2)} + u_{it}^{(2)} \\ \vdots \\ s_{it}^{(5)*} = z_{it}\alpha^{(5)} + u_{it}^{(5)} \end{cases}$$

avec $u_{it}^{(D)} = \xi_i^{(D)} + \varepsilon_{it}^{(D)}$. Si on note $Z = I(5) \otimes z$, où I est la matrice identité d'ordre 5, alors la matrice de variance-covariance du système *SUR*, robuste à l'hétéroscédasticité et à la corrélation des résidus des équations, est estimée par¹¹ :

$$\hat{V} = \left(\sum_{it} Z_{it}' Z_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{it} Z_{it}' \hat{u}_{it} \hat{u}_{it}' Z_{it} \right) \left(\sum_{it} Z_{it}' Z_{it} \right)^{-1}$$

Les résidus u_{it} sont ici estimés par les résidus généralisés (Gouriéroux *et alii*, 1985).

¹⁰ Voir, par exemple, Wooldridge (2002), p 442.

¹¹ Il s'agit, rappelons-le, d'un résultat très général dû à White (1980).

IV - Les résultats

IV.1 Indicateurs de type I

La table 2 donne les résultats des estimations des modèles de satisfaction. N'y sont reportés que les paramètres associés aux variables explicatives d'intérêt. Les constantes et seuils des différents modèles, les paramètres attachés aux moyennes temporelles des variables (pour la correction "à la Mundlak") n'y figurent pas.

Table 2 - Estimation des modèles de satisfaction

Variables	Satisfaction concernant ...				
	l'occupation principale	la situation financière	le logement	la santé	le temps de loisir
REV_UC $\times 10^{-3}$	0.1119*** (0.0132)	0.4895*** (0.0132)	0.0022 (0.0137)	0.00751 (0.0137)	-0.0448*** (0.0130)
EMPLOI_H1	0.0321*** (0.0255)	0.1040*** (0.0254)	0.0187 (0.0264)	0.0516 (0.0268)	-0.0138 (0.0254)
EMPLOI_H2	0.1011*** (0.0213)	0.3193*** (0.0213)	-0.0284 (0.0221)	0.0495 (0.0225)	-0.3305*** (0.0212)
EMPLOI_H3	0.0686*** (0.0243)	0.2597*** (0.0242)	-0.0701 (0.0251)	0.0258 (0.0256)	-0.6835*** (0.0239)
CHOM	-1.5489*** (0.0271)	-0.7313*** (0.0269)	-0.0036 (0.0273)	0.0710 (0.0279)	0.4266*** (0.0266)
RETRAITE	0.5275*** (0.0335)	0.3572*** (0.0332)	-0.0101 (0.03490)	0.1788 (0.0339)	0.5623*** (0.0337)
ETUDES	0.4903*** (0.0347)	0.1262*** (0.0341)	0.3046 (0.0357)	-0.0985 (0.0371)	-0.2752*** (0.0343)
IP	-0.0083 (0.0099)	-0.0627*** (0.0098)	0.2266*** (0.0102)	0.0096 (0.0103)	0.0575*** (0.0098)
VISITMED	-0.0078 (0.0010)	-0.0019 (0.0010)	-0.0014 (0.0010)	-0.0590 (0.0010)	-0.0061 (0.0010)
Variance du terme aléatoire ν	0.5721 (0.0106)	0.8196 (0.0121)	0.7239 (0.0120)	0.8090 (0.0126)	0.6215 (0.0104)

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 financière¹². 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, en conséquence, pèse sur la situation financière du ménage. On notera aussi, dans la colonne "occupation principale" de la table, une satisfaction supérieure d'heures de travail

¹² En toute rigueur, pour comparer les paramètres associés à la même variable entre 2 colonnes de la table, il faut auparavant avoir divisé leurs valeurs respectives par la racine carrée de la variance du terme ν augmentée de 1.

intermédiaires¹³. Ce résultat est en accord avec ce qui a été précédemment trouvé sur les préférences des salariés en matière de durée du travail (Afsa, 2007).

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 n'ait pu être avancée (Hansen *et al.*, 2008). 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 de nombreuses 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 immédiate¹⁴.

Table 3 - Estimation du modèle de satisfaction synthétisant les 5 dimensions

Variables	Paramètre estimé	Poids
REV_UC × 10 ⁻³	0.0804 ^{***} (0.0062)	1.000
EMPLOI_H1	0.0110 (0.0118)	0.136
EMPLOI_H2	0.0229 ^{**} (0.0100)	0.285
EMPLOI_H3	-0.0912 ^{***} (0.0112)	-1.134
CHOM	-0.3343 ^{***} (0.0129)	-4.158
RETRAITE	0.2824 ^{***} (0.0151)	3.512
ETUDES	0.0149 (0.0154)	0.186
IP	0.0305 ^{***} (0.0045)	0.379
VISITMED	-0.0174 ^{***} (0.0005)	-0.216

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.

La table 3 donne les valeurs des paramètres associés aux variables explicatives, lorsqu'on synthétise les cinq dimensions de la satisfaction en une satisfaction globale. La colonne de droite de la table donne les poids affectés aux variables dans l'indicateur de bien-être, après avoir normalisé le paramètre du revenu.

Tout compte fait, les paramètres ont pour la plupart les signes attendus, même si pour certains il était en réalité difficile d'avoir une idée préconçue. Il ressort ainsi que le fait de travailler peu n'apporte pas véritablement de bien-être supplémentaire. À l'opposé, travailler beaucoup dégrade le bien-être.

Le calcul des poids globaux repose sur une méthode statistique *ad hoc*, fondée sur un estimateur de distance minimale (voir section 4). Pour en évaluer ex post la pertinence, on peut avoir une idée des corrélations des différentes variables de satisfaction avec la variable globale ainsi créée. On procède de la manière suivante :

¹³ Un test d'égalité des deux paramètres rejette l'hypothèse nulle de leur égalité, au seuil de 10 %.

¹⁴ Cela étant, la valeur du coefficient associé est *grasso modo* dix fois moins élevée que celle du paramètre correspondant de la dimension "temps libre".

- à partir des expressions (7), (8) et (9), on calcule pour chaque individu de l'échantillon une valeur approchée de chacune des 5 satisfactions en remplaçant α et γ par leurs valeurs estimées (table 2), et en estimant le résidu "global" ($\xi + \varepsilon$) par le résidu généralisé (Gouriéroux *et alii*, 1985) ;
- on calcule aussi une valeur prédite de la satisfaction globale à partir des valeurs des paramètres estimées par l'estimateur de distance minimale (table 3) ;
- on calcule les corrélations empiriques entre les 6 variables de satisfaction ainsi reconstituées.

La table 4 donne la matrice des corrélations.

Table 4 - Matrice de corrélation des variables de satisfaction (reconstruites)

	satisfaction sur les 5 dim	occupation principale	situation financière	logement	santé	temps libre
satisfaction sur les 5 dim »	1.000	0.375	0.484	0.225	0.519	0.124
occupation principale		1.000	0.492	0.279	0.196	0.203
situation financière			1.000	0.343	0.127	0.163
logement				1.000	0.122	0.231
santé					1.000	0.025
temps libre						1.000

Lecture : La corrélation entre la satisfaction générale et celle concernant l'occupation principale est égale à 0,375.

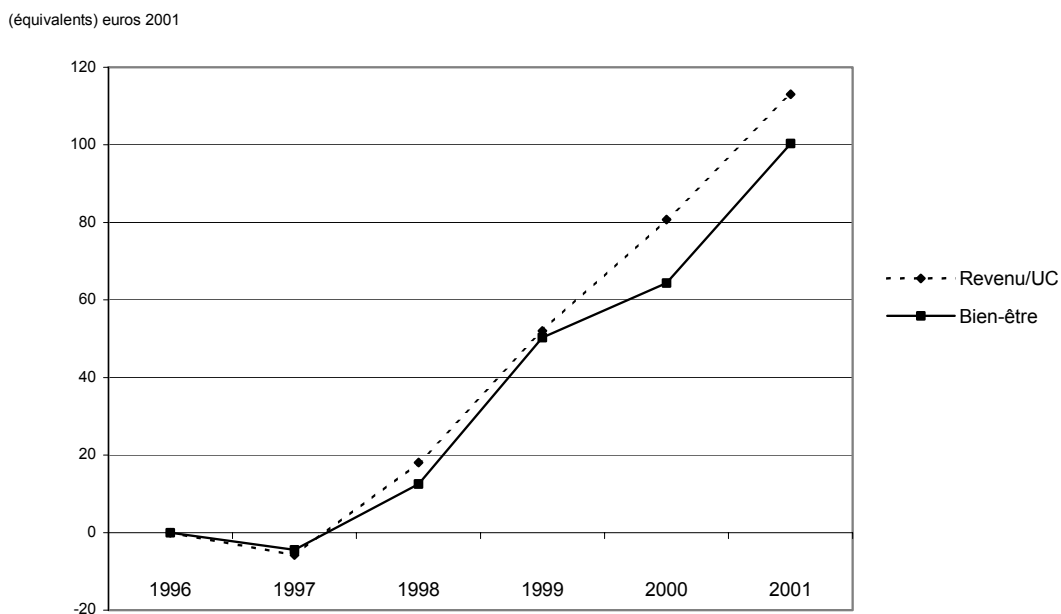
Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus (85 791 observations).

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

Ce sont les satisfactions avec la situation financière et avec la santé qui sont les plus étroitement corrélées avec la satisfaction globale que nous avons construite. Suit la satisfaction avec l'occupation principale, puis celle avec le logement, puis enfin celle avec le temps libre. Cette hiérarchie des domaines de satisfaction semble raisonnable.

Les poids figurant dans la table 3 permettent de calculer les valeurs prises par l'indicateur EBE_t (voir expression (4) *supra*) au cours des années 1996 à 2001. La figure 1 le représente conjointement à l'évolution $\Delta_{(t)} \bar{R}_t$ du seul revenu par unité de consommation. Par convention, les deux indicateurs - revenu et bien-être - prennent la valeur 0 en 1996, considérée comme année de référence.

Figure 1 - Évolution du revenu par unité de consommation et du bien-être sur les cinq dimensions retenues entre 1996 et 2001



Lecture : L'écart de bien-être entre 2000 et 1996, mesuré en "équivalents-euros", vaut 64, soit 16 euros au-dessous de l'écart de revenu moyen par UC sur la même période.

Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus.

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

Jusqu'en 2001, les deux indicateurs évoluent sensiblement au même rythme : l'augmentation du bien-être relatif aux cinq dimensions retenues est à peine inférieure à celle du seul revenu par unité de consommation (100 "équivalents-euros" entre 1996 et 2001 pour le bien-être, à comparer aux + 113 euros du revenu).

La table 5 représente les contributions des différentes composantes de l'indicateur de bien-être à ses évolutions annuelles, c'est-à-dire les quantités $\alpha_j \Delta z_{jt} = \alpha_j (z_{jt} - z_{j,t-1})$. Trois composantes contribuent plus que d'autres. Outre le revenu, il s'agit du chômage et du nombre de visites annuelles chez un médecin. Une lecture possible de ces résultats est que l'embellie sur le marché du travail constatée entre 1999 et 2001 a pesé favorablement sur l'évolution du bien-être et en a compensé la dégradation due à l'augmentation des consultations médicales. Deux autres composantes, la retraite et l'emploi (tous horaires de travail confondus), ont aussi une part non négligeable. Notamment, le passage progressif aux 35 heures au début des années 2000, se concrétisant par une diminution des durées élevées, a entraîné un surcroît de bien-être.

Table 5 - Contributions annuelles des composantes de l'indicateur de bien-être sur les cinq dimensions

Variables	Écarts annuels				
	1997/1996	1998/1997	1999/1998	2000/1999	2001/2000
REV_UC	-5.77	+23.83	+33.96	+28.70	+32.32
EMPLOI_H1	+0.30	-0.00	-0.00	+0.12	-0.16
EMPLOI_H2	-0.73	+0.30	+1.61	+4.10	+3.79
EMPLOI_H3	+1.42	-1.07	+4.33	+3.74	+6.84
CHOM	-9.62	+11.85	-3.39	+37.23	+28.76
RETRAITE	+11.46	+11.31	+3.79	+6.33	+10.21
ETUDES	+0.13	-0.17	+0.00	-0.31	-0.05
IP	+3.40	+2.73	+3.36	+2.13	+1.33
VISITMED	-8.66	-30.30	+2.16	-47.62	-28.14

Lecture : Entre 1997 et 1998, la proportion des personnes à la retraite a augmenté et contribué à hauteur de 11,31 "équivalents-euros" à l'augmentation du bien-être sur ces deux années.

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

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

IV.2 Indicateurs de type II

La seconde série d'indicateurs s'appuie sur le revenu individuel \tilde{R} (section 2). Ceci exige que toutes les informations individuelles utilisées pour sa construction soient contenues dans la même source de données. Ce n'était pas nécessaire 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.

La dimension santé a été exclue du calcul des indicateurs de bien-être individuel, car les enquêtes Revenus Fiscaux ne contiennent pas la variable "nombre de visites chez un médecin", ni d'ailleurs aucune information sur l'état de santé de la personne interrogée. Il s'agit donc, encore une fois, d'indicateurs très partiels du bien-être.

Les quatre modèles de satisfaction (hormis celui concernant l'état de santé) ont été réestimés en remplaçant la variable de revenu par son logarithme. D'autres variables ont été ajoutées, en l'espèce celles résultant du croisement de la situation professionnelle de l'individu et du revenu par unité de consommation de son ménage (converti en milliers d'euros). Sur l'échantillon, 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 équivalent \tilde{R} , ce qui permet *a priori* de récupérer de meilleurs résumés statistiques de sa distribution au sein de la population.

Les quatre jeux de paramètres des différents modèles de satisfaction ont été synthétisés en un seul au moyen de l'estimateur de distance minimale, conformément à ce qui a été fait pour les indicateurs de bien-être de type 1. La table 6 - équivalent de la table 3 *supra* - en donne les résultats.

Table 6 - Estimation du modèle de satisfaction sur 4 dimensions (exclusion de la santé)

Variables	Paramètre estimé	Poids
ln(REV_UC)	0.3850 ^{***} (0.0134)	1.000
EMPLOI_H1	0.1016 ^{***} (0.0138)	0.264
EMPLOI_H2	0.0970 ^{***} (0.0122)	0.252
EMPLOI_H3	-0.0172 (0.0133)	-0.045
REV × EMPLOI	-0.1091 ^{***} (0.0089)	-0.283
CHOM	-0.5923 ^{***} (0.0246)	-1.538
REV × CHOM	0.1872 ^{***} (0.0222)	0.486
RETRAITE	0.4543 ^{***} (0.0248)	1.180
REV × RETRAITE	-0.1469 ^{***} (0.01488)	-0.382
ETUDES	0.3849 ^{***} (0.2650)	1.000
REV × ETUDES	-0.1774 ^{***} (0.02087)	-0.461
IP	0.0611 ^{***} (0.0048)	0.159

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.

Les indicateurs de bien-être individuel ont été calculés sur les enquêtes Revenus Fiscaux de 1996 à 2001. Pour tous les individus i des échantillons de ces enquêtes, on peut calculer leur revenu élargi \tilde{R}_i en remplaçant dans l'expression (5) les coefficients α_j par les poids estimés (table 6) et en affectant aux variables z_{ijt} les valeurs qu'elles prennent dans les différents échantillons de l'enquête Revenus Fiscaux.

Le revenu par unité de consommation et le revenu élargi sont corrélés positivement, comme attendu. Mais la corrélation n'est pas très importante, oscillant entre 0.16 et 0.40 selon les années (table 7). Le revenu élargi apporte donc une information supplémentaire par rapport au seul revenu R .

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

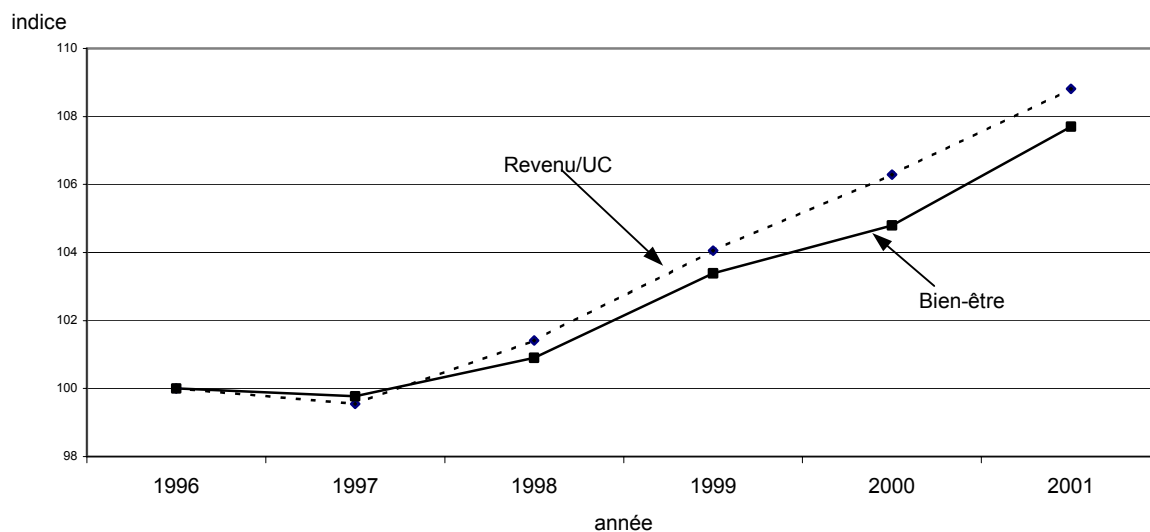
1996	1997	1998	1999	2000	2001
0.406	0.393	0.368	0.260	0.353	0.160

Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus.

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

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

Figure 2 - Indices d'évolution du revenu et du bien-être sur les quatre dimensions (exclusion de la santé)



Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus.

Sources : 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 élargis d'autre part. La table 8 donne les taux de pauvreté calculés avec deux seuils de pauvreté, la demi-médiane et 60 % du revenu médian.

Table 8 - Taux de pauvreté

Année	Taux de pauvreté (%)			
	seuil à 50 %		seuil à 60 %	
	revenu/UC	revenu élargi	revenu/UC	revenu élargi
1996	8.4	12.1	14.1	17.2
1997	8.1	12.0	13.9	17.2
1998	7.7	11.7	13.5	16.9
1999	7.3	10.7	13.0	16.1
2000	7.3	10.1	13.1	15.3
2001	7.0	9.9	12.8	15.1

Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus.

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

Les taux de pauvreté monétaire (*i. e.* calculés avec le revenu par unité de consommation) et de "pauvreté en bien-être" (*i. e.* calculés avec le revenu élargi) suivent grosso modo la même évolution quelle que soit la définition du seuil de pauvreté retenu.

La table 9 donne les coefficients de Gini¹⁵. La période d'observation est trop courte pour tirer de la comparaison des deux séries des conclusions nettes.

¹⁵ Il s'agit, rappelons-le, des revenus avant impôt.

Table 9 - Coefficients de Gini

Année	Coefficient de Gini de la distribution des ...	
	... revenus par unité de consommation	... revenus élargis
1996	0. 599	0. 650
1997	0. 596	0. 650
1998	0. 596	0. 648
1999	0. 596	0. 647
2000	0. 597	0. 645
2001	0. 596	0. 649

Champ : Personnes âgées de 18 ans ou plus.

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

V - Discussion et perspectives

Nous avons proposé une méthode de construction d'indicateurs de bien-être et l'avons testée sur des données provenant d'enquêtes de l'Insee (complétées par des statistiques diffusées par l'Irdes). Les résultats obtenus ont mis en évidence les avantages de la méthode, et cela en dépit du manque de données adaptées au sujet.

En effet, les poids affectés aux différentes composantes des indicateurs de bien-être ne sont pas arbitraires. Ils s'appuient sur les réponses des personnes concernées à un ensemble de questions de satisfaction. L'exploitation qui en a été faite a cherché à contrôler au mieux les diverses sources de biais dans les réponses. Sur ce point, la disponibilité de données de panel a grandement facilité la tâche.

Autre intérêt de la démarche, celui de proposer des indicateurs caractérisant la distribution du bien-être au sein de la population. Ils complètent ceux qui en mesurent l'évolution moyenne, et fournissent par exemple des informations sur les inégalités entre individus.

Cela posé, le travail présenté ici a plusieurs limites. Certaines peuvent être dépassées assez facilement, d'autres beaucoup moins.

Le premier inconvénient tient à la disponibilité des données adaptées. Certes, les estimations séparées des modèles de satisfaction pour chacune des dimensions examinées sont intéressantes en soi. Elles confirment en particulier que certaines variables peuvent avoir des effets opposés d'une dimension à une autre. Mais ceci ne permet pas d'avoir un indicateur global de bien-être, car son calcul s'appuie sur des conventions statistiques. Il faudrait disposer d'une question générale sur le bien-être, du type « *Quel est votre degré de satisfaction concernant la vie que vous menez ?* »

Second inconvénient, le caractère essentiellement empirique du travail, qui fait que certains aspects n'ont pas été abordés faute d'une perspective théorique. Par exemple, nous n'avons pas justifié le choix des dimensions retenues par d'autres critères que la disponibilité des données. Fallait-il retenir conjointement la satisfaction vis-à-vis de son travail ou son occupation principale et la satisfaction concernant le temps libre ? N'y a-t-il pas risque de redondance ? Même si on disposait et travaillait sur une question de satisfaction générale, il faudrait pouvoir justifier l'introduction de telle ou telle variable explicative. Cela étant, un des objectifs ici était d'abord de vérifier que les variables de satisfaction contenaient de l'information pertinente, utilisable pour construire des indicateurs agrégés. La démarche peut maintenant être intégrée à un cadre théorique qui à la fois puisse justifier le choix des dimensions ou des variables¹⁶ et puisse traiter le caractère particulier des variables de satisfaction, à l'instar de ce qu'ont fait Fleurbaey *et alii* (2008).

Autre approfondissement possible : l'aménagement des modèles empiriques. Ainsi, les poids α sont supposés être identiques pour tous. D'autres hypothèses sont possibles, conduisant à une spécification différente des équations de satisfaction (1). Clark *et al.* (2005) 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.

Par ailleurs, on peut améliorer la spécification des équations de satisfaction en proposant des modèles dynamiques, qui tiendraient ainsi compte des processus de nature cognitive à l'œuvre dans les jugements de satisfaction, et qui font par exemple

¹⁶ L'approche par les "capacités" de Sen (1987) est certainement une bonne option.

que les états de référence¹⁷ par rapport auxquels les personnes évaluent leurs situations peuvent être révisés périodiquement. L'inconvénient est que cela conduit à des modèles plus difficiles à estimer.

Ces approfondissements ne lèveraient toutefois pas une limite de la méthode, qui reste très exigeante sur les données dont il faut disposer pour l'appliquer. En effet, il faut, pour estimer les poids, un panel contenant à la fois les questions de satisfaction et les variables z . En outre, pour les indicateurs de type II, il faut des enquêtes annuelles contenant toutes les variables z constitutives des indicateurs. Notons, à ce stade, qu'on pourrait envisager de construire des indicateurs "thématiques", c'est-à-dire qui se limitent à un aspect du bien-être, ce qui réduirait la collecte d'informations nécessaires (diminuerait notamment le nombre des variables z). On pourrait, par exemple, s'intéresser à l'aisance financière du ménage, exprimée par la variable de satisfaction concernant sa situation financière. On spécifierait un modèle de satisfaction analogue à ceux qui ont été estimés ici, où les variables z seraient, outre le revenu, des variables de composition du ménage (conduisant aux "échelles d'équivalence"), des dépenses considérées comme contraintes (loyers ou charges de remboursement de prêts d'accession, ...), parmi d'autres possibles.

Il y a d'autres inconvénients, imputables à l'approche individuelle qui a été adoptée ici. La première illustration est la difficulté à prendre correctement en compte les aspects d'état de santé.

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 pour l'indice de santé sociale de Miringoff et Miringoff (1999). 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)¹⁸, 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. La variable de nombre de visites pose donc un problème, mais nous n'avons pas aujourd'hui d'alternative à proposer.

Deuxième exemple d'illustration des limites de l'approche micro-économique : les variables environnementales, absentes des indicateurs que nous avons proposés. Elles posent ici un réel problème de méthode, puisque l'environnement a davantage le caractère d'un bien public que d'un bien privé. La qualité de l'environnement doit être mesurée non pas par des variables individuelles mais par des variables de contexte. Toutefois, notre méthode est *en théorie* adaptable à la problématique environnementale. Il suffit d'imaginer qu'on pose aux personnes interrogées une question de satisfaction sur leur environnement, qu'on recueille des informations locales qui en caractérisent la qualité (du type : niveau de bruit ou de pollution), puis

¹⁷ Ils sont compris dans les résidus ϵ_t de (8) (voir section 4 *supra*).

¹⁸ Le critère est rempli pour les indicateurs de type 1. En revanche, l'information n'est pas disponible dans les enquêtes Revenus Fiscaux, et la dimension santé doit donc être exclue des indicateurs de type 2.

qu'on les rapproche des expressions individuelles de satisfaction. Mais 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 de la question est laissé de côté, notamment les aspects de "soutenabilité environnementale". On songe, par exemple, au problème de l'épuisement des ressources naturelles dû à leur surexploitation. On ne voit pas comment le représenter ou le mesurer par une variable z (section 2). On ne voit pas non plus par quel canal cela pourrait jouer directement sur la satisfaction de l'individu, sauf s'il a une conscience aiguë des impacts à long terme, sur les générations ultérieures, de ces questions écologiques.

Sur ce tout dernier point, et de manière plus générale, 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 ayant un emploi qui la satisfait 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.

Tout compte fait, et malgré certaines de ses limites, l'approche proposée ici, qui mêle variables objectives et subjectives, mérite nous semble-t-il d'être approfondie, dans la perspective de fournir une série d'indicateurs conjoncturels de l'évolution du bien-être en France.

Références

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.

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.

Afsa C. et V. Marcus (2008), "Le bonheur attend-il le nombre des années ", *France Portrait Social*, INSEE.

Clark A. E., F. Etile, F. Postel-Vinay, C. Senik and K. Van des Straeten (2005), "Heterogeneity in Reported Well-Being: Evidence from Twelve European Countries", *Economic Journal*, vol. 115.

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.

Ferrer-i-Carbonell A. and P. Frijters (2004), "How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness", *Economic Journal*, vol 114.

Fleurbaey M. et G. Gaulier (2007), "International Comparisons of Living Standards by Equivalent Incomes?", Document de travail du CEPII, 2007-03.

Fleurbaey M., E. Schokkaert and K. Decancq (2008), "What Good is Happiness", paper prepared for the 30th General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth, Portoroz, August 24-30.

Gadrey J. et F. Jany-Catrice (2007), *Les nouveaux indicateurs de richesse*, Collection Repères, La Découverte.

Gouriéroux C., A. Montfort, E. Renault et A. Trognon (1985), "Résidus généralisés, résidus simulés et leur utilisation dans les modèles non linéaires", *Annales de l'Insee*, n° 69/70.

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.

Insee (2005), "Les personnes âgées", coll. *Insee-Références*.

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.

Marcus V (2008), "Le bien-être est-il une somme de (petites) satisfactions ?", *mimeo*.

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.

Miringoff M. and M. L. Miringoff (1999), *The Social Health of the Nation. How is America Really Doing?* Oxford University Press, Oxford.

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.

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.

Osberg L. and A. Sharpe (2003), "Évaluer l'indice de bien-être économique dans les pays de l'OCDE", *Travail et Emploi*.

Sen A. (1987), *Commodities and Capabilities*, Oxford University Press.

Veenhoven R. (1996), "Happy life expectancy : a comprehensive measure of quality-of-life in nations", *Social Indicators Research*, vol 39, n° 1

White H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48.

Wooldridge J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Massachusetts Institute of Technology.

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital		analyse économique des politiques française et allemande
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Méric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépendelle des structures de qualification ?
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissements des entreprises et cycle économique
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimal du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée			G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997	Bis	Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE	G 9808	A. MOUROUGANÉ Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOUROUGANÉ Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles	G 9901	S. DUCHÊNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A paraître	G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÊNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation	G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement			G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?			G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996			G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages

G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry
G2001/14	I. ROBERT-BOBEE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?

G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?
G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats
G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001
G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets
G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach
G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique
G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées
G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999
G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France
G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach

G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants
G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites
G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles
G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992
G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002
G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020
G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé
G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?
G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990
G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation
G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90
G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?
G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area
G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie
G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français
G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes

G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises

	Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés	G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?	G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?	G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises	G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision	G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)	G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale	G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé	G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne	G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?	G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen	G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2006/04	J.-F. OUVREARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France		
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVREARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANÇON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach		
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market		
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France		
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail		
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?		
		G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin		
		G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques		