

Satisfaction et qualité de vie

Pascal Godefroy * et Stéfan Lollivier **

Faut-il remplacer le PIB par une mesure unique du bien-être ? Certains y songent, arguant que l'amélioration de la qualité de la vie est plus importante pour les personnes que la seule promotion de la croissance. Sans atteindre cette posture radicale, des décideurs politiques de plus en plus nombreux, la Banque centrale américaine, ou encore l'Union européenne jugent nécessaire l'élaboration d'indicateurs liés au bien-être en complément du PIB.

La qualité de la vie recouvre plusieurs dimensions. Certaines sont qualifiées d'objectives, comme la situation matérielle, la santé physique ou l'équilibre émotionnel, l'isolement social... ; d'autres sont plus subjectives, telle la satisfaction que l'on retire de son existence. Les données longitudinales du dispositif *SRCV* permettent de quantifier les concepts liés au bien-être et d'appréhender dans la durée comment s'articulent entre elles les différentes dimensions de la qualité de la vie. Celles qui sont jugées les plus importantes par les personnes sont la faiblesse des liens sociaux, devant la santé et les risques psychosociaux.

Connaître le poids que chacun accorde aux différentes dimensions peut permettre d'élaborer un indicateur unique de qualité de vie. Mais l'intérêt que présente la publication d'un chiffre unique est discutable, car ce chiffre ne renseigne pas sur les meilleures mesures de politique économique visant à l'améliorer. Il est sans doute largement préférable de connaître les populations en difficulté, de repérer celles qui cumulent plusieurs causes de mauvaise qualité de la vie et de proposer des mesures ciblées pouvant permettre d'accroître leurs capacités dynamiques telles que les décrit Sen afin *in fine* d'améliorer leur situation.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

* Au moment de la rédaction de l'article, Pascal Godefroy travaillait à la division Conditions de vie des ménages de l'Insee.

** Insee.

Nous remercions Carine Burricand, Michel Duée, Cédric Houdré, Anne Laferrère, Alain Trognon, Daniel Verger, ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques et suggestions. Les erreurs qui pourraient subsister sont de la seule responsabilité des auteurs.

Depuis les travaux de l'école de Leyden dans les années 1970, l'utilisation de données subjectives a suscité un certain intérêt de la part des économistes. Les travaux de Kapteyn et van Herwaarden (1980), ou van Praag (1991), ont par exemple montré que les données subjectives sur le bien-être pouvaient être utilisées pour mesurer la perception des inégalités ou encore dans la fabrication d'échelles d'équivalence¹. En France, des travaux conduits sur le panel européen avaient de leur côté mis en évidence des liens spécifiques entre satisfaction, revenu et conditions de vie (Lollivier, Verger, 1997).

Plus récemment, les données subjectives ont servi à évaluer l'impact sur le bien-être des variations de variables exogènes (voir Senik, 2005, pour une revue de littérature) : coût des fluctuations macroéconomique (Di Tella *et al.*, 2001), effet non pécuniaire du chômage sur le bien-être (Clark et Oswald, 1994 ; Winkelmann et Winkelmann, 1998), effet des institutions démocratiques (Frey et Stutzer, 2000), ou effet des inégalités de revenu sur le bien-être (Alesina *et al.*, 2001 ; Clark et Oswald, 1996 ; Senik, 2004). La mesure de la pauvreté reste un champ d'application privilégié des données subjectives (Ravallion et Lokshin, 2001 ; Ferrer-i-Carbonell et van Praag, 2001).

L'utilisation des variables subjectives pour mesurer la qualité de vie est aussi une des approches recommandées par la Commission sur la Mesure de la performance économique et du progrès social, présidée par Joseph Stiglitz (2009). La Commission évoque en préambule la tradition philosophique qui considère que ce sont les individus qui sont les mieux à même de juger de leur propre situation, ainsi que les liens avec l'approche utilitariste en économie. À l'instar de Diener (1984), la Commission estime que le bien-être subjectif gagne à être compris comme un phénomène englobant trois aspects séparés. La première approche concerne la satisfaction dans la vie, c'est-à-dire le jugement d'ensemble d'une personne sur sa vie à un moment donné, ainsi que l'importance du rôle joué par des sentiments (affects) positifs comme négatifs pendant un intervalle de temps. Les liens entre satisfaction et affects doivent cependant être relativisés. En effet, selon la Commission, la corrélation au niveau individuel entre satisfaction et affects positifs est généralement évaluée à 0,40 et ne dépasserait pas 0,60 (Krueger *et al.*, 2008). L'OCDE met en avant une corrélation encore plus basse entre 0,2 et 0,3. La corrélation entre les différents indicateurs

des affects négatifs, tels que la colère ou la tristesse, serait également faible.

La deuxième approche recommandée par la Commission renvoie à la notion de capacités (Sen, 1987, 1993). Selon cette approche, la vie d'une personne est considérée comme une combinaison de divers « états et actions » (fonctionnements), et la qualité de la vie dépend de la liberté de cette personne de faire un choix parmi ces fonctionnements (capacités). Certaines de ces capacités sont relativement élémentaires, comme le fait d'avoir une alimentation suffisante et d'échapper à une mort prématurée. D'autres sont plus complexes, par exemple avoir un niveau d'éducation suffisant pour s'impliquer activement dans la vie politique. La Commission énumère huit dimensions de la qualité de vie ayant trait aux capacités : les conditions de vie matérielles, la santé, l'éducation, les activités personnelles dont le travail, la gouvernance et les droits des individus, les liens et les rapports sociaux, l'environnement et le cadre de vie, la sécurité économique et physique, à côté du bien-être ressenti. La Commission insiste également sur le fait qu'un des aspects les plus prometteurs de la recherche sur le bien-être subjectif est qu'elle fournit une mesure intéressante du niveau de la qualité de la vie tout en permettant de mieux en comprendre les déterminants. Elle met ainsi en relief un thème que l'on va développer ici, à savoir les liens entre les déterminants généralement qualifiés d'objectifs de la qualité de la vie (santé, éducation, situation familiale,...) et le bien-être ressenti.

La troisième approche préconisée par la Commission renvoie aux allocations équitables. Dans la théorie du consommateur, les préférences sont décrites par des ensembles d'indifférence portant généralement sur les seules consommations de biens et services. C'est cette approche qui permet notamment de calculer des « propensions à payer » pour les différents biens et services considérés. Mais la détermination de ces propensions peut être étendue à d'autres variables, notamment de qualité de la vie, comme cela a été le cas pour la santé dans certains travaux. On se propose à la fin de cette étude de mettre en œuvre cette recommandation de la Commission en tenant compte des préférences individuelles dans la détermination d'une pondération des différentes dimensions de la qualité de la vie.

1. Le « coût de l'enfant » y est défini comme l'équivalent revenu d'un enfant supplémentaire à utilité constante.

Les décideurs politiques sont de plus en plus intéressés par des indicateurs de qualité de vie

La thématique de la qualité de la vie est également associée à des questions émergentes de politique publique, et qui visent à améliorer le bien-être des personnes plutôt que de ne s'intéresser qu'à la croissance telle que la mesure de PIB. En 2008, l'OCDE a lancé un projet mondial sur la mesure du progrès des sociétés, dans lequel la mesure de la promotion d'une meilleure qualité de la vie des personnes figure en bonne place. Parallèlement, toujours en 2008, lorsque le Conseil européen a approuvé le Plan européen de relance économique, il a également reconnu que la crise devrait être considérée comme une occasion d'orienter l'économie vers une croissance à plus faibles émissions de carbone, plus efficace vis-à-vis des ressources et plus en adéquation avec les besoins de la société. À l'été 2012, le président de la Banque centrale américaine (Fed) a estimé dans un discours que les indicateurs économiques ne mesureraient pas assez le bien-être. La Commission européenne a de son côté souligné la nécessité de disposer d'indicateurs complémentaires au PIB, et permettant de mesurer les inégalités, la soutenabilité et le bien-être.

Plusieurs pays ont commencé à s'engager dans cette voie, avec des initiatives au plus haut niveau. En 2010, David Cameron, Premier ministre du Royaume-Uni, a souhaité la construction d'un dispositif visant à appréhender le bien-être au travers d'enquêtes statistiques. En 2009, en Allemagne, les députés du Bundestag ont mis en place une commission des députés allemands pour élargir les indicateurs économiques grâce à une mesure du bien-être et de la qualité de vie.

Quels leviers pour améliorer le bien-être ressenti ?

En matière de qualité de vie, il est cependant impossible aux autorités politiques d'agir directement sur la satisfaction des personnes. Celle-ci apparaît essentiellement comme une finalité, un résultat de l'état de l'économie (« *outcome* » au sens de la Commission européenne). En revanche, les autorités ont davantage de latitude pour jouer sur tout ou partie des leviers que constituent les autres dimensions objectives mises en avant dans le rapport Stiglitz (« *drivers* » au sens de la Commission européenne).

Des premiers travaux ont montré qu'il était possible d'établir des liens entre la qualité de vie objective mesurée par des indicateurs et le bien-être ressenti, permettant ainsi de quantifier la puissance de ces leviers. En France, Godefroy (2011) a en particulier montré que les conditions matérielles, de même que la santé, jouaient un rôle au moins aussi important que le revenu sur le bien-être ressenti par les personnes. Amiel, Godefroy et Lollivier (2013) ont de leur côté mis en évidence le fait qu'introduire des indicateurs de qualité de vie objective dans un ajustement économétrique conduisaient à faire passer au second plan le rôle joué par le revenu. Ces conjectures nationales sont renforcées par les travaux actuellement conduits par l'OCDE sur un ensemble de pays. Ceux-ci confirment le fait que, en dehors du revenu, l'état de santé, le fait de ne pas être au chômage, et les relations sociales sont des indicateurs de qualité de vie particulièrement importants pour expliquer le bien-être ressenti, avec des différences limitées entre les pays. De ce fait, selon l'OCDE, les tentatives de mesure du bien-être subjectif au vu de différents critères peuvent jouer un rôle important en informant les décideurs sur ce qui semble contribuer le plus au bien-être, la santé, avoir un emploi, et les contacts sociaux, et ceci au-delà des revenus (Fleche, Smith, Sorza, 2011).

Néanmoins, un des reproches communément adressés aux données sur le bien-être subjectif est qu'elles supposent que les individus ont les mêmes préférences, ou *a minima* que l'hétérogénéité des comportements ne porte pas sur les liens entre la satisfaction et les variables qui cherchent à en rendre compte. Faute de quoi les comparaisons interpersonnelles risqueraient, en coupe transversale, d'être réductibles en partie ou en totalité à cette hétérogénéité des comportements (Senik, 2005). Ce reproche est renforcé dès lors que l'on prend également en considération des indicateurs de qualité de vie, qui, bien que décrivant des dimensions réputées objectives, sont construits pour tout ou partie grâce à des réponses où les individus s'autoévaluent (santé, lien sociaux,...). Même si des travaux ont montré que cette autoévaluation est finalement une très bonne approximation d'une mesure plus objective, notamment dans le cas de la santé (Bouvier, 2012), le soupçon d'endogénéité demeure à propos de l'influence que de telles variables peuvent avoir sur le bien-être ressenti.

Le recours à des données de panel permet de s'affranchir d'une bonne partie de ces

reproches. En suivant les mêmes individus au cours du temps, l'hypothèse de comparabilité des préférences se réduit à une simple hypothèse de stabilité temporelle. Les données longitudinales, qui permettent dans une certaine mesure de prendre en compte l'hétérogénéité des préférences, réduisent également les soupçons d'endogénéité que l'on peut porter sur certaines variables explicatives. L'originalité de l'article est double : mesurer les liens entre bien-être ressenti et indicateurs de qualité de vie en plus du revenu, et prendre en compte de l'hétérogénéité individuelle grâce aux données longitudinales.

Une enquête multi-thèmes sur les conditions de vie

L'enquête statistique sur les ressources et les conditions de vie (dispositif *SRCV*) correspond à la partie française de l'enquête européenne *Statistics on Income and Living Conditions* (Silc). En plus des caractéristiques individuelles des personnes, et de celles du ménage auquel elles appartiennent, on dispose d'informations sur les revenus, et les difficultés matérielles qu'elles subissent (encadré). Pour certains indicateurs comme la qualité du logement, les difficultés budgétaires,

Encadré 1

LA SOURCE SRCV

L'enquête *SRCV* (dispositif des *Statistiques sur les ressources et les conditions de vie*) correspond à la partie française de l'enquête européenne *Silc* (*Statistics on income and living conditions*) coordonnée par Eurostat dont la collecte et la gestion sont assurées en France par l'Insee. Dans l'article, seules les collectes de 2010 et 2011 sont utilisées, compte-tenu du sujet. *SRCV* est une enquête par panel, avec un échantillonnage rotatif. Chaque année une partie de l'échantillon est conservée pour interrogation l'année suivante. Le panel tourne sur une période de 9 ans, ce qui signifie que chaque sous-échantillon est visité 9 années à la suite. Ces sous-échantillons sont indépendants et tirés dans le recensement de la population.

Depuis 2010, dans la partie française de l'enquête, un module de cinq questions sur le bien-être ressenti a été intégré. Il est administré en face-à-face (c'est-à-dire par un enquêteur) à l'ensemble des adultes participant à l'enquête (environ 25 000). Il s'agit de questions d'évaluation subjective sur cinq grands domaines de la vie dans la formulation suivante :

« Sur une échelle allant de 0 (pas du tout satisfait) à 10 (très satisfait), indiquez votre satisfaction concernant :

- Votre logement,
- Votre travail (pour les actifs occupés),
- Vos loisirs,
- Vos relations avec vos proches, famille, amis et voisins,
- La vie que vous menez actuellement. »

Ces questions sont posées en fin de questionnaire. Une question d'auto-évaluation du même type, portant sur la santé, est administrée pour sa part chaque année dans tous les pays participant à l'enquête *Silc*.

Un module auto-administré (la personne enquêtée répond seule) sur papier, intitulé « Sentiments, attitude et qualité de vie » et portant sur le bien-être a également

été proposé en 2010 et en 2011 à 1 600 ménages en troisième interrogation. Il contient, entre autres, des questions sur le bien-être subjectif, sur l'attitude par rapport au futur, sur le goût du risque, sur les comparaisons avec les autres, et des scénarii courts que l'on propose au répondant d'évaluer dans le but d'étalonner les réponses.

L'enquête cumule deux niveaux de questionnement :

- Un niveau ménage pour les revenus non individualisables, les privations matérielles, les conditions de logement au sens large, y.c. sécurité dans le quartier et environnement. Dans ce cas, le répondant ménage répond seul pour l'ensemble du ménage ;
- Un niveau individuel pour les revenus individualisables, les conditions de travail pour les personnes en emploi, la santé, la satisfaction dans différents domaines. Dans ce cas, tous les membres du ménage de 16 ans ou plus sont interrogés. Comme pour d'autres enquêtes Insee, un autre membre du ménage (*proxy*) peut répondre à la place de l'individu éligible, lorsqu'il n'est pas présent le jour de la collecte. Cependant le *proxy* n'est pas autorisé pour les questions de satisfaction.

L'exploitation de trajectoires individuelles 2010-2011 a conduit à reporter sur chaque adulte de 16 ans et plus enquêté (en 2010) les difficultés supportées par le ménage auquel il appartient, déclarées par le répondant ménage, ce qui revient, faute d'information individuelle *ad hoc* sur les privations, à faire une hypothèse d'équité de ces difficultés entre les personnes. Enfin, s'agissant de revenus, compte tenu des délais de publication de cet article, attendre le résultat final des appariements avec la source fiscale en 2010 et en 2011 était impossible. La variable revenu utilisée ici est donc déclarative ; il s'agit du revenu disponible du ménage déclaré à l'enquête par le répondant ménage (du module Tronc commun des ménages, en début de questionnaire).

les restrictions de consommation, les questions ne sont posées qu'à une seule personne qui répond pour l'ensemble du ménage. Dans l'article, c'est l'approche individuelle qui est retenue. Les difficultés supportées par le ménage ont été reportées sur chaque adulte de 16 ans ou plus enquêté. Ceci revient, faute d'information individuelle *ad hoc*, à faire une hypothèse d'équirépartition de ces difficultés entre les personnes. Depuis 2010, dans la partie française de l'enquête, un module de cinq questions a également été intégré suite aux recommandations du rapport Stiglitz. Comme l'ensemble du questionnaire, il est administré en face-à-face (c'est-à-dire par un enquêteur) à l'ensemble des personnes participant à l'enquête. Il s'agit de questions d'évaluation sur cinq grands domaines de la vie dans la formulation suivante : sur une échelle de 0 (pas du tout satisfait) à 10 (très satisfait), indiquez

vos satisfactions concernant 1) le logement, 2) le travail, 3) les loisirs, 4) les relations avec les proches, famille, amis et voisins, et 5) la vie que vous menez actuellement qui correspond à la question sur la satisfaction globale. L'ensemble est posé à la fin du questionnaire individuel, dans cet ordre. Une question du même type, portant sur la santé, est administrée chaque année dans tous les pays participant à l'enquête *Silc*.

Un ensemble aussi riche de variables portant sur la qualité de vie n'est disponible que dans peu d'autres bases de données longitudinales. Aux États-Unis, le *Panel Study of Income Dynamics (PSID)* ne contient que des questions portant sur les conditions de vie et la santé, mais pas sur les autres dimensions de la qualité de vie, ni sur la satisfaction globale. En Europe, le *British Household Panel Survey* contenait de

Encadré

QUALITÉ DE VIE ET PARADOXE D'EASTERLIN

La prise en compte de variables de qualité de vie est-elle une voie qui permettrait de mieux comprendre le paradoxe d'Easterlin (1974) ? Selon celui-ci, le bien-être moyen d'une population ne semblerait pas augmenter avec son niveau de richesse, quand bien-même les analyses sur données individuelles montrent une corrélation entre bien-être et revenu. La façon habituelle de résoudre le paradoxe est de considérer que les individus se réfèrent dans la détermination de leur bien-être à un revenu relatif à un groupe de référence plutôt qu'à un niveau absolu de revenu. C'est par exemple la voie empruntée par Clark et Senik (2010, 2012), qui montrent que la satisfaction est davantage expliquée par une position dans l'échelle locale des revenus que dans l'échelle globale.

On se propose ici d'avancer une explication complémentaire à celle faisant intervenir le seul revenu relatif. Les ajustements réalisés dans l'étude montrent que sur données individuelles, le rôle joué par le revenu sur la satisfaction s'estompe lorsque que l'on fait intervenir les indicateurs de qualité de vie comme variables explicatives. Le résultat n'est pas en soi surprenant dans la mesure où le revenu n'est pas censé jouer directement sur le bien-être, mais plutôt au travers des conditions de vie qu'il permet de se procurer. Il n'est en particulier pas surprenant que la prise en compte des difficultés matérielles réduise l'influence du revenu.

En revanche, d'autres indicateurs de qualité de vie parmi les plus importants en matière de satisfaction comme les liens sociaux, voire la santé physique, sont moins directement reliés à la consommation marchande. On sait pourtant que les catégories

aisées sont dans une meilleure situation vis-à-vis de ces indicateurs que les catégories modestes. La position locale dans l'échelle sociale est donc de ce fait corrélée positivement à ces indicateurs comme elle l'est au revenu. Une explication que suggère l'étude est que dans les études habituelles en coupe sur la satisfaction, le revenu serait au moins autant un *proxy* de cette position dans l'échelle sociale qu'un indicateur de pouvoir d'achat. En coupe, le revenu relatif serait donc davantage un marqueur de cette position qu'un indicateur d'une possible aversion pour l'inégalité.

Il faudrait disposer d'études analogues dans d'autres pays afin d'évaluer la validité de cette explication. Il faudrait sans doute disposer sur données individuelles d'indicateurs complémentaires susceptibles de jouer dans la satisfaction des personnes (culture, spiritualité,...), ou encore définir des indicateurs de très bonne qualité de vie, car ceux proposés dans le rapport Stiglitz visent prioritairement à décrire des privations. Ces indicateurs pourraient réduire encore le rôle direct joué par le revenu dans le haut de la distribution. Pour être davantage conclusif sur le plan conceptuel, il serait enfin souhaitable de disposer d'un modèle de comportement individuel faisant apparaître entre autres une contrainte de revenu et permettant d'explicitier les arbitrages en matière d'achat des biens permettant d'atteindre une certaine qualité de vie. La représentation usuelle par une fonction d'utilité du consommateur est néanmoins indigente dès lors qu'il faut prendre en compte comme c'est le cas ici des choix intertemporels en environnement incertain, avec des préférences dont la stabilité temporelle ne va pas de soi (Arrondel, Masson, Verger, 2005).

nombreuses questions sur la plupart des dimensions de la qualité de vie, notamment l'équilibre émotionnel, mais n'interrogeait pas sur la satisfaction globale. Son successeur « *Understanding Society* » comble cette lacune², tout en ajoutant de nombreuses variables de qualité de vie qui couvrent, de façon plus fouillée que le panel français *SRCV*, la quasi-totalité des dimensions repérées dans le rapport Stiglitz. Mais ce nouveau panel est très récent et n'a pas donné lieu à des exploitations analogues à celles présentées ici. En Allemagne, le *German Socio-Economic Panel (GSOEP)* comporte à la fois des variables de qualité de vie, assez proches de celles de *SRCV*, ainsi qu'une question générale sur la satisfaction. Les exploitations portant sur cette dernière variable n'ont cependant pas été réalisées dans les perspectives évoquées dans le rapport Stiglitz. Elles se sont concentrées sur les liens entre satisfaction et revenu, à l'instar des travaux académiques usuels. Enfin, un panel plus ancien, *SHARE (Survey of Health, Ageing and retirement in Europe)* contient également de nombreuses variables permettant d'explorer la plupart des dimensions de la qualité de vie, comme la santé, déclarée et objective, mentale et physique, les capacités cognitives, la vie sociale et la confiance, les conditions de logement, le revenu, la satisfaction globale et au travail. Mais, dédié à l'observation du processus de vieillissement, son échantillon est composé d'individus de 50 ans et plus.

Dans le panel *SRCV*, 21 186 adultes ont répondu au questionnaire individuel en 2010 et 22 288 en 2011, dates des deux interrogations contenant des variables de satisfaction disponibles à l'été 2012. Chacune des deux enquêtes étant représentative de la population, les différences sont minimales en termes de composition socio-démographique (tableau 1). Parmi les individus interrogés, 14 967 ont fourni une réponse à la question sur la satisfaction en 2010 et 15 406 en 2011. Cette réduction s'explique par le fait que le recours à un répondant autre que la personne elle-même n'était pas autorisé pour les questions sur le ressenti individuel. Par rapport aux répondants au questionnaire individuel, les répondants à la question de satisfaction sont un peu plus âgés, d'environ 3 années, et la proportion d'hommes passe de 48 % à 42 %. La proportion des étudiants diminue de 9 % à 4 %, alors que celle des retraités croît de 5 points. La proportion de personnes vivant en couple est assez analogue, mais celle des personnes n'ayant pas d'enfant, biologiques ou adoptés au cours de la vie, au domicile ou pas, recule de 32 % à 28 %. Le profil par diplôme est analogue, de même

que celui par taille d'agglomération³. Le revenu par unité de consommation est lui aussi proche dans les deux échantillons⁴.

10 897 adultes ont répondu lors des deux entretiens consécutifs de 2010 et 2011 à la question sur la satisfaction. Cette réduction par rapport aux près de 15 000 répondants chaque année s'explique en partie par le fait que le panel est renouvelé tous les ans. Le neuvième entrant et le neuvième sortant ne peuvent donc faire partie de l'échantillon cylindré, ce qui explique une grande partie de la réduction de la taille de l'échantillon. Le reste est dû à l'attrition qui porte sur les sept autres neuvièmes. L'échantillon cylindré est un peu plus âgé d'environ un an que l'échantillon des répondants à la question sur la satisfaction une année donnée. La proportion d'hommes recule encore d'un point à 41 %. Celle des personnes vivant en couple est un peu plus élevée et celle des personnes sans enfant diminue encore de deux points. La composition par activité varie peu, malgré un nouveau recul d'un point des étudiants. À nouveau, les profils par diplôme et taille d'agglomération sont très peu modifiés par la restriction de champ.

Des indicateurs de qualité de vie plus fréquemment médiocres chez les plus modestes

Les sept dimensions de la qualité de la vie retenues ici sont celles recommandées dans le rapport Stiglitz, à l'exception de l'éducation qui relève d'enquêtes spécialisées utilisant un protocole complexe pour mesurer la littéracie ou la numéracie, et de la gouvernance et les droits des individus. En outre, nous divisons la dimension de l'insécurité en deux dimensions distinctes, l'une portant sur l'insécurité économique, l'autre sur l'insécurité physique, parce que les profils socio-démographiques des personnes défavorisées dans chacune sont différents (Amiel *et al.*, 2012 et 2013). Enfin, faute de données sur les activités domestiques, la dimension des activités personnelles est réduite au travail (risques psychosociaux). Pour construire un indicateur par dimension,

2. Même si la variable de satisfaction globale n'est pas mesurée sur une échelle de 0 à 10 contrairement au panel français et aux recommandations de l'OCDE.

3. À l'été 2012, on ne dispose que d'une codification provisoire du diplôme pour l'enquête de 2011, non reportée dans le tableau 1. Dans les estimations longitudinales, le diplôme de 2010 a été utilisé pour les deux années.

4. Pour des raisons de disponibilité, on utilise la question synthétique sur le revenu mensuel, plutôt que le revenu provenant des sources administratives.

l'enquête fournit des questions pouvant être mises sous la forme d'un *item* de privation binaire, comme « ne pas pouvoir partir en vacances », ou « le manque de propreté dans l'environnement proche du logement ». On considère que la difficulté dans la dimension sous-jacente (inobservable) est d'autant plus élevée que les difficultés ou privations élémentaires ont tendance à s'y cumuler. La méthode d'agrégation utilisée, classique et simple, consiste ainsi pour chaque dimension à additionner les items pour construire un score. Ces scores présentent par ailleurs l'avantage d'éliminer les aléas (de collecte ou liés aux variations individuelles de préférences). Un indicateur synthétique binaire de mauvaise qualité de vie dans la dimension est ensuite construit à partir du score en partant du principe qu'au-delà d'un certain nombre de difficultés élémentaires la personne est en

mauvaise situation⁵. Le nombre des difficultés élémentaires à retenir pour chaque dimension est affaire d'arbitrage, mais on essaie généralement de le fixer de manière à repérer les 10 % de la population cumulant le plus de difficultés. Pour certaines dimensions, les moins explorées par la statistique publique, on dispose de très peu de questions, ce qui fait que le mode de construction doit être adapté. Ceci étant, la sociodémographie des indicateurs de qualité de vie est assez proche de celle qui ressort de l'enquête multimode (internet et papier) sur la qualité de la vie, qui comporte un plus grand

5. Utiliser les scores plutôt que les indicateurs dans les divers ajustements ne modifie pas qualitativement les résultats mais complique leur lecture dans la mesure où le nombre d'items varie sensiblement selon les dimensions. En outre, l'utilisation de tels indicateurs est habituelle dans ce type d'analyse (pauvreté non monétaire, illégitimité, ...).

Tableau 1
Composition sociodémographique des échantillons

En %

	Ensemble		Répondants à la question de satisfaction dans la vie		Echantillon cylindré* en 2010
	2010	2011	2010	2011	
Hommes	48	48	42	42	41
Âge moyen	48	48	51	51	52
Situation principale vis-à-vis du travail					
Occupe un emploi	49	50	48	49	49
Étudiant	9	9	4	4	3
Chômage	7	6	7	6	6
Inactif (y.c. retraité)	35	35	40	41	42
Diplôme					
Sans diplôme ou CEP	29	-	30	-	29
CAP, BEP, Brevet	32	-	30	-	30
BTS, Bac, Bac + 2	26	-	26	-	27
Supérieur à Bac + 2	13	-	14	-	14
En couple	65	63	66	66	68
Pas d'enfant (eu ou adopté au cours de la vie, au domicile ou pas)	32	32	28	27	25
Taille de l'unité urbaine en 1999					
Commune rurale	26	26	25	26	26
Unité urbaine < 10 000 habitants	12	11	12	11	12
Unité urbaine de 10 000 à 199 999 habitants	18	18	19	19	18
Unité urbaine de 200 000 à 1 999 999 habitants	28	28	29	29	29
Paris	16	15	15	15	15
Niveau de vie médian	1 470	1 480	1 470	1 500	1 480
Effectifs	21 186	22 288	14 967	15 406	10 897
* ayant répondu deux fois à la question de satisfaction dans la vie.					

Lecture : l'échantillon de l'enquête est constitué de 48 % d'hommes en 2010 comme en 2011. Parmi les personnes qui répondent à la question sur la satisfaction, 42 % sont des hommes. Parmi celles qui répondent en 2010 et en 2011 à la question sur la satisfaction, 41 % sont des hommes.

Champ : France métropolitaine.

Source : SRCV 2010, 2011. Pondérations transversales.

nombre de questions pour décrire les dimensions (Amiel *et al.*, 2012).

Les conditions de vie matérielles sont appréhendées à travers quatre groupes de difficultés élémentaires : les contraintes budgétaires (par exemple ne pas pouvoir faire face aux dépenses courantes sans découvert bancaire ou bien la part du coût du logement dans le revenu total est supérieure à un tiers), les retards de paiement (par exemple l'impossibilité de payer à temps les factures d'électricité), les restrictions de consommation (par exemple ne pas avoir les moyens financiers de se procurer un certain nombre de consommations élémentaires comme les meubles ou les vêtements), et enfin les difficultés de logement (par exemple ne pas disposer du confort élémentaire ou d'un espace suffisant). On considère qu'une personne est en difficulté si elle cumule au moins 8 de ces 27 difficultés, soit 12 % des adultes en 2011. Les difficultés matérielles se rencontrent plus fréquemment parmi les chômeurs et les personnes de 25 à 44 ans⁶. Elles sont moins répandues chez les personnes vivant en couple, et avoir un

enfant ou plus de trois les augmente. Les difficultés sont plus fréquentes dans les plus grandes agglomérations. Logiquement, elles diminuent fortement avec le niveau de vie (graphiques I).

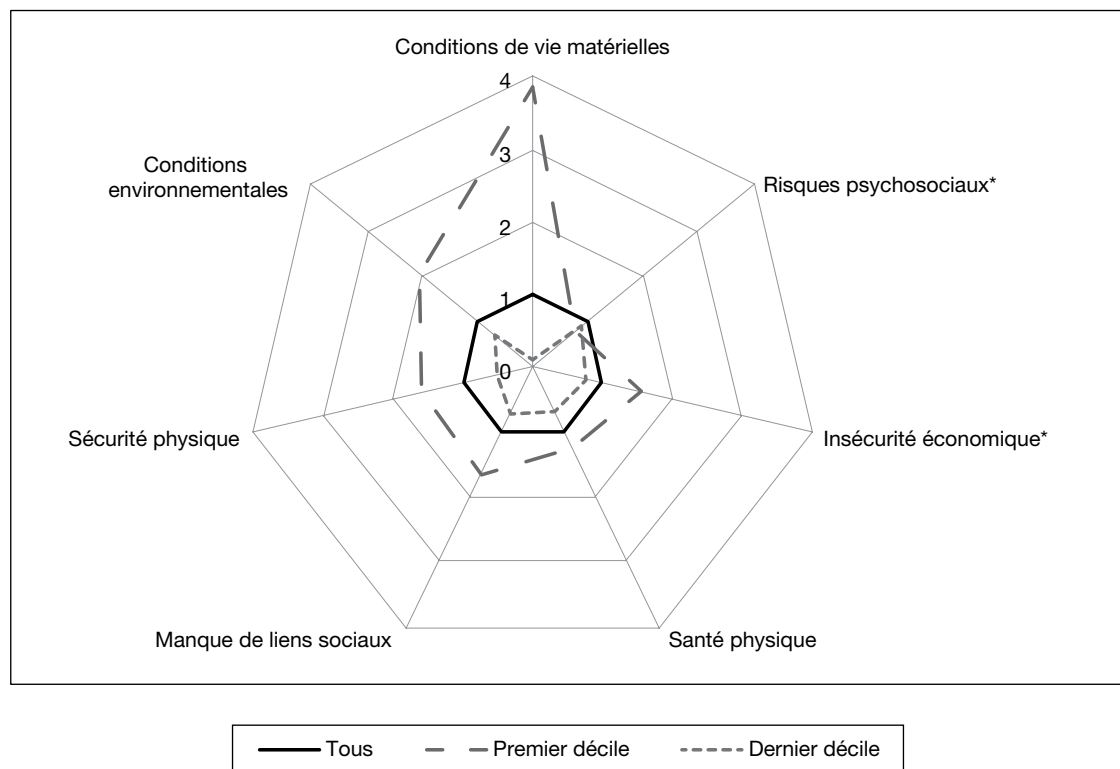
Les risques psychosociaux au travail sont mesurés chez les actifs en emploi au travers de neuf indicateurs élémentaires⁷. Certains décrivent des conditions qui peuvent affecter le bien-être psychologique : les conflits avec les clients ou les difficultés avec les collègues, la surcharge de travail, le déséquilibre entre la vie professionnelle et la vie privée, le fait de ne pas employer pleinement ses compétences, de ne pas sentir son travail reconnu à sa juste valeur, de ne pas avoir de possibilités de promotion. D'autres retracent des pénibilités physiques : l'exposition à des risques sanitaires, les horaires atypiques. Si ces

6. Les profils des personnes en difficultés sont décrits sur la base de modèles économétriques (non reportés dans l'article), donc conditionnellement aux autres variables sociodémographiques. Ils peuvent différer, mais en général à la marge, des profils bruts, plus visuels, fournis dans les graphiques.

7. Sur les graphiques I en radar, l'indicateur correspondant à cette dimension n'est calculé que sur le champ des actifs en emploi.

Graphique I
Les dimensions de la qualité de vie

a) Selon le revenu par unité de consommation



Note : si l'on ordonne les personnes selon leur revenu par unité de consommation, les déciles les séparent en dix groupes d'effectifs égaux. Une personne du premier décile fait partie des 10 % des personnes aux revenus par unité de consommation les plus faibles.

* Champ des personnes en emploi.

** Entre 10 000 et 100 000 habitants.

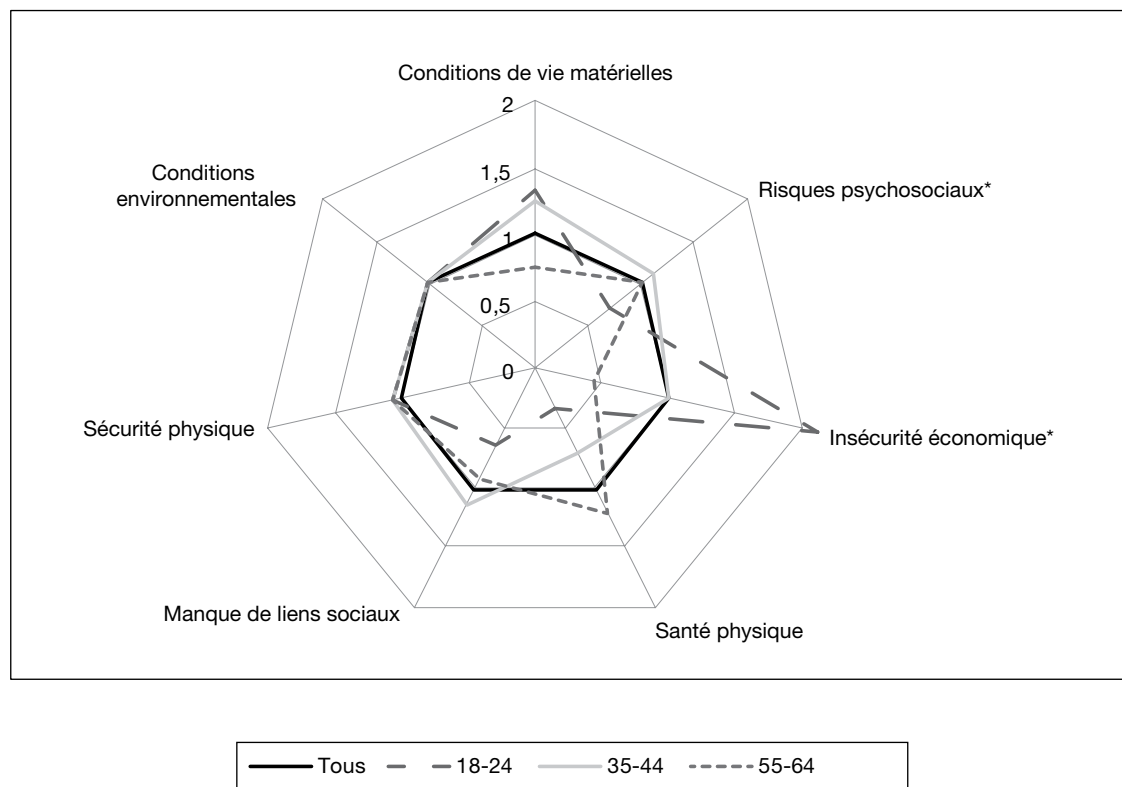


indicateurs ne permettent pas, faute de données ad hoc, de couvrir l'ensemble des six axes mis en évidence par le collège d'expertise sur le suivi

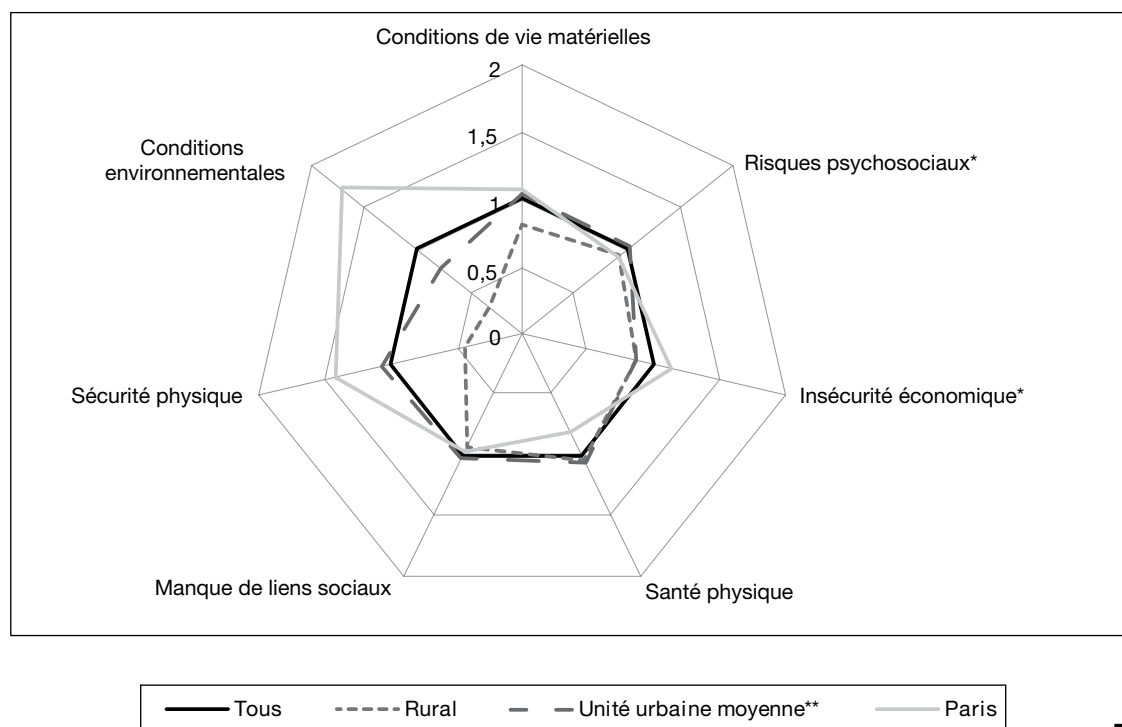
des risques psychosociaux au travail (Rapport du collège d'expertise, 2011), ils s'inscrivent toutefois dans trois d'entre eux : l'intensité

Graphique I (suite)

b) Selon l'âge



c) Selon le degré d'urbanisation



de travail, les exigences émotionnelles et la mauvaise qualité des rapports sociaux au travail. On considère qu'une personne est en difficulté si elle cumule au moins trois de ces difficultés. Cela concerne 17 % des adultes en emploi en 2011. L'indicateur vaut 0 pour les inactifs et pour les chômeurs. Les risques psychosociaux sont moins répandus chez les hommes et les moins de 25 ans, de même que les personnes vivant en couple. L'existence d'enfants n'a pas d'influence. Dans l'enquête, ces risques augmentent avec le niveau de diplôme. Ils sont moindres surtout pour les deux derniers déciles de niveau de vie. Le lieu d'habitation n'a pas d'effet.

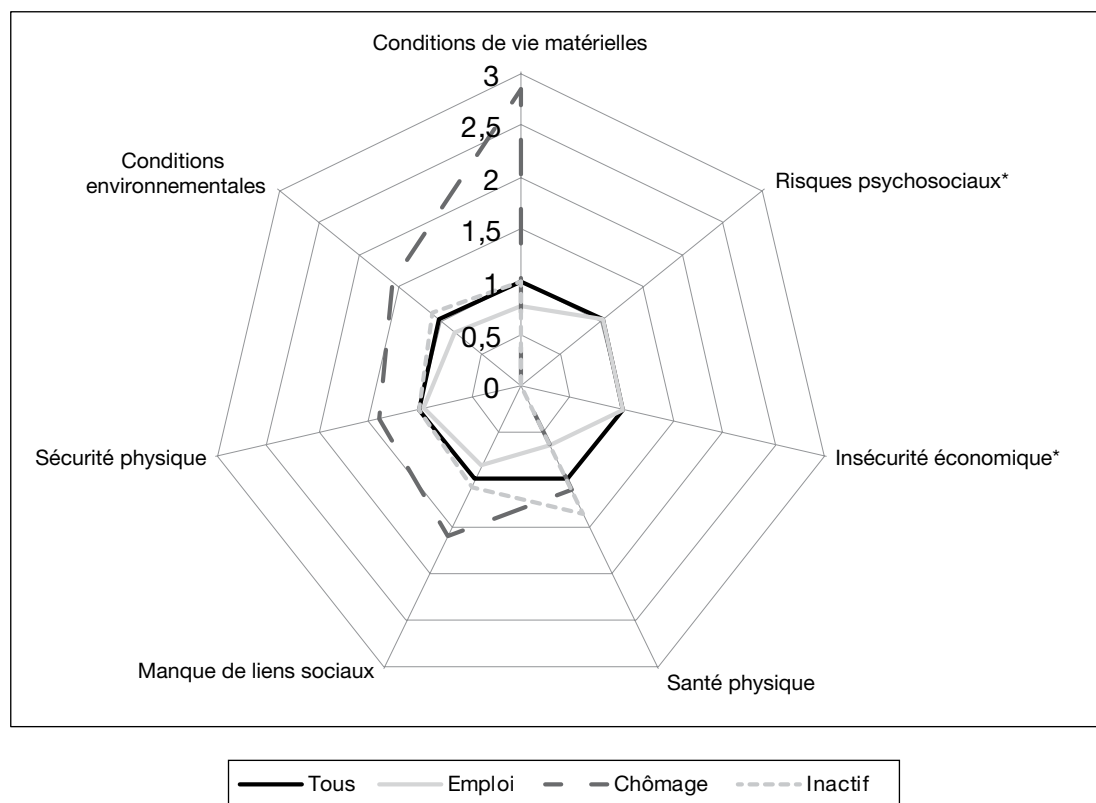
L'incertitude économique par rapport au futur peut être source d'inquiétude et d'anxiété et avoir un impact sur la qualité de la vie en créant de l'insécurité. Par exemple si le chômage a un impact négatif sur la qualité de vie, le risque

ressenti de tomber au chômage la déprécie certainement également. On peut aussi penser aux risques liés aux incertitudes concernant la situation familiale, comme par exemple les possibilités de rupture entre conjoints, dont on sait qu'elles exacerbent les contraintes financières. Malheureusement, dans l'enquête, nous ne disposons que de deux indicateurs d'insécurité économique, le fait d'être au chômage, et pour les personnes en emploi le risque déclaré de quitter prochainement son emploi (risque de licenciement, de démission, ou de fin de contrat sans renouvellement). Ce dernier concerne 9 % des adultes en emploi en 2011⁸. L'indicateur vaut 0 pour les inactifs. Comme pour les risques psychosociaux, l'insécurité économique des actifs en emploi est moindre chez les hommes,

8. C'est ce dernier indicateur calculé sur le champ des actifs en emploi qui est représenté sur les graphiques I.

Graphique I (suite)

d) Selon la situation sur le marché du travail



Lecture : le graphique a) porte sur la qualité de vie moyenne selon le revenu. Chaque rayon représente une des dimensions de la qualité de vie. Plus on s'écarte du centre sur ce rayon, plus on a de difficultés dans la dimension considérée. Les données sont normalisées (la moyenne est à 1). Par exemple (graphique a)), les personnes du premier décile de revenu par unité de consommation sont 3,8 fois plus en difficulté que la moyenne des personnes en matière de conditions de vie matérielles.

Champ : France métropolitaine.
Source : SRCV 2011.

* Champ des personnes en emploi.
** Entre 10 000 et 100 000 habitants.

et diminue avec l'âge. La vie en couple, le diplôme ou le lieu d'habitation ne jouent pas. En revanche, les enfants vont de pair avec un risque moindre, de même que le fait d'appartenir aux quatre derniers déciles de niveau de vie.

Quatre difficultés élémentaires décrivent la dimension de la santé physique : les problèmes de santé chroniques, l'existence de limitations dans les activités quotidiennes dues à des problèmes de santé, le renoncement, dans l'année, à voir un dentiste et le renoncement à voir un médecin. 24 % des personnes cumulent en 2011 deux ou plus de ces difficultés de santé. Les problèmes de santé physique ou de renoncement à des soins sont analogues quel que soit le sexe. Ils sont plus répandus chez les chômeurs et les inactifs, mais moins fréquents pour les personnes vivant en couple. Ils augmentent avec l'âge mais baissent avec le niveau de diplôme et le niveau de vie. Le lieu d'habitation et les enfants n'ont pas d'effet sur l'indicateur.

Si la qualité des liens sociaux sont une dimension essentielle de la qualité de vie, leur mesure est difficile et à ce jour peu documentée. Dans l'enquête, on ne dispose que d'une seule question pour la décrire. On considère qu'une personne est en difficulté si sa satisfaction concernant ses relations avec ses proches, amis, famille et voisins est comprise entre 0 et 6 (14 % des personnes en 2011)⁹. De fait, les liens sociaux sont de moins bonne qualité chez les hommes, les chômeurs et les inactifs. Ils sont meilleurs avant 25 ans, mais dégradés entre 35 et 54 ans. Vivre en couple ou avoir un niveau de diplôme au moins égal au bac est synonyme d'une meilleure qualité des liens sociaux. Les liens sociaux sont d'autant plus satisfaisants que le niveau de vie augmente, mais habiter dans les plus grandes agglomérations va plutôt de pair avec une moindre qualité. Le nombre total d'enfants n'a curieusement pas d'influence. Même obtenu à partir d'une seule question relevant d'une autoévaluation, le profil des personnes disposant de faibles liens sociaux est assez cohérent avec celui que l'on obtient avec une interrogation plus approfondie dans d'autres sources : la vie en couple, la jeunesse ou un meilleur niveau de vie favorisent les liens sociaux, et le diplôme les contacts professionnels (Duée, 2010 ; Albouy *et al.*, 2010).

La sécurité physique est elle aussi perçue à travers un seul indicateur portant sur la délinquance, la violence et le vandalisme dans le quartier. 14 % des personnes déclarent en percevoir autour d'elles en 2011. La sécurité physique

est moindre chez les chômeurs et dans les plus grandes agglomérations. Elle est en revanche meilleure à partir de 75 ans, pour les personnes qui vivent en couple, ou pour les personnes qui ont un niveau de diplôme au moins égal au bac. Elle est corrélée positivement avec le niveau de revenu. L'effet du nombre d'enfants est irrégulier. Ces résultats sont également cohérents avec ce qui ressort de sources plus précises sur la victimation, avec des risques qui diminuent selon l'âge, le revenu, le fait de vivre en couple, augmentent dans les grandes agglomérations, et surtout dans les ZUS (Albouy *et al.*, 2010 ; Boé, Rizk, 2006 ; Le Jeannic, 2006).

Deux indicateurs sont enfin retenus pour décrire les conditions environnementales : la pollution à laquelle les personnes déclarent être exposées et la propreté dans leur quartier. 3 % des adultes déclarent pâtir de ces deux difficultés en 2011. Les personnes de moins de 25 ans comme celles de plus de 75 ans ont une meilleure perception de la qualité de leur environnement, de même que celles dont le diplôme est au moins égal au Bac, ou encore les personnes avec deux ou trois enfants. La qualité de l'environnement croît avec le niveau de revenu. Elle est en revanche dégradée dans l'agglomération parisienne. Avec un questionnement beaucoup plus complet, l'enquête sur la qualité de vie met également en évidence le rôle du revenu, de l'âge et du degré d'urbanisation sur la qualité de l'environnement (Amiel *et al.*, 2012).

Une satisfaction globale davantage reliée aux indicateurs de qualité de vie qu'au revenu

On a procédé à trois ajustements sur chacune des coupes instantanées 2010 et 2011, ainsi que sur l'échantillon cylindré afin de s'assurer que l'effet des variables explicatives était analogue dans les trois situations. De fait, la comparaison entre 2010 et 2011 montre que les coefficients associés aux variables explicatives sont stables au cours du temps (tableau 2). De la même façon, l'ajustement sur l'échantillon cylindré est analogue, à quelques détails près, ce qui confirme que la sélection de l'échantillon aux seuls présents aux deux dates n'entraîne pas de biais de sélection notable dans le calcul des

9. On dispose également d'une question de satisfaction concernant les loisirs, que l'on ne mobilise pas. Si certains loisirs impliquent des contacts réguliers avec les autres (par exemple la pratique d'un sport collectif ou l'investissement personnel dans une association), ce n'est pas le cas de tous (sport individuel, télévision, lecture etc.).

estimateurs. Dans les ajustements, les indicateurs de qualité de vie sont introduits sous la forme de la variable binaire décrite précédemment.

Les estimations confirment – en les complétant – les travaux antérieurs conduits sur la même base de données pour la seule année 2010

(Godefroy, 2011). On observe d’abord un fort impact négatif sur la satisfaction déclarée de la faiblesse de la qualité des liens sociaux. On peut néanmoins s’interroger sur la prééminence de cette corrélation. En effet, la dimension n’est représentée que par une seule question portant sur l’autoévaluation des liens sociaux, posée

Tableau 2
Satisfaction en coupe 2010, 2011 et échantillon cylindré

	Coupe 2010		Coupe 2011		Échantillon cylindré	
	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald
Seuil 1	-1,58	345,6	-1,68	440,3	-1,71	559,2
Seuil 2	- 0,59	49,8	- 0,61	60,3	- 0,66	86,9
Seuil 3	0,86	106,8	0,88	126,8	0,84	138,9
Seuil 4	1,86	480,7	1,92	583,2	1,86	673,4
Seuil 5	2,57	889,5	2,65	1060,1	2,59	1257,0
Seuil 6	3,72	1680,8	3,87	1996,0	3,79	2408,7
Seuil 7	4,32	2080,2	4,53	2449,5	4,43	2986,2
Seuil 8	4,99	2418,4	5,18	2739,1	5,08	3408,6
Seuil 9	5,69	2535,0	5,99	2724,9	5,85	3508,5
Seuil 10	6,09	2459,4	6,41	2536,0	6,22	3359,6
Indicatrice temporelle					- 0,03	1,1
Indicateurs de qualité de vie						
Difficultés matérielles	- 1,04	370,9	- 1,08	420,5	- 1,1	573,8
Risques psychosociaux	- 0,46	91,2	- 0,58	147,9	- 0,56	190,6
Insécurité économique	- 0,31	19,6	- 0,26	15,5	- 0,28	23,5
Difficultés de santé	- 0,71	387,6	- 0,75	449,4	- 0,71	567,3
Faiblesse des liens sociaux	- 1,61	1 218,8	- 1,76	1470,5	- 1,68	1 890,4
Insécurité physique	- 0,19	19,6	- 0,15	12,5	- 0,19	26,7
Difficultés liée à l’environnement	- 0,22	7,1	- 0,25	8,6	- 0,33	20,1
Descripteurs sociaux démographiques						
Homme	- 0,02	0,6	- 0,03	0,8	- 0,06	5,0
Au chômage	- 0,81	144,7	- 0,65	89,3	- 0,66	127,1
Inactif	- 0,09	3,7	0,01	0,0	- 0,03	0,4
Âge						
18-24 ans	0,41	28,6	0,53	48,1	0,34	20,7
25-34 ans	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
35-44 ans	- 0,19	11,5	- 0,14	6,5	- 0,16	12,2
45-54 ans	- 0,29	26,1	- 0,24	17,9	- 0,26	29,1
55-64 ans	- 0,22	12,9	- 0,21	12,2	- 0,2	14,9
65-74 ans	- 0,21	8,5	- 0,28	15,3	- 0,28	21,3
75-84 ans	- 0,43	29,0	- 0,43	30,4	- 0,4	35,0
85-99 ans	- 0,67	34,0	- 0,38	11,6	- 0,44	21,5
En couple	0,54	223,5	0,45	166,9	0,49	269,3
Diplôme						
<i>Sans diplôme ou CEP</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
CAP, BEP, Brevet	- 0,1	6,2	- 0,04	1,0	- 0,07	4,1
BTS, Bac, Bac + 2	- 0,2	18,9	- 0,13	9,1	- 0,14	13,3
Supérieur à Bac + 2	- 0,24	18,1	- 0,13	6,0	- 0,13	8,2 →

dans le questionnaire à un endroit très proche de celui sur la satisfaction en général. Pourtant, on a déjà noté que les profils des personnes déclarant une mauvaise qualité des liens sociaux sont voisins de ceux obtenus par un questionnement plus approfondi. En outre, cette forte corrélation avec la satisfaction en général se retrouve dans d'autres études qui utilisent un corpus de données plus riche pour décrire la dimension, en France, avec l'enquête qualité de vie (Amiel *et al.*, 2013), et dans de nombreux pays, comme le montrent les travaux de l'OCDE (Fleche *et al.*, 2011). Tout porte donc à croire que l'influence mise ici en évidence n'est pas un simple artéfact lié à la source. Viennent ensuite

les mauvaises conditions de vie matérielle, les problèmes de santé physique, les risques psychosociaux au travail pour les actifs en emploi ou l'impact du chômage pour les actifs privés d'emploi. L'insécurité économique, la mauvaise qualité de l'environnement et l'insécurité physique jouent un rôle moindre, mais néanmoins significatif avec un échantillon de cette taille. La mauvaise qualité de l'environnement joue un peu plus dans l'échantillon cylindré que dans les coupes.

La satisfaction est maximale chez les plus jeunes, atteint un palier ensuite, puis recule au-delà de 75 ans. L'amplitude est un peu

Tableau 2 (suite)

	Coupe 2010		Coupe 2011		Échantillon cylindré	
	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald
Taille de l'unité urbaine en 1999						
<i>Commune rurale</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Unité urbaine < 10 000 habitants	0	0,0	- 0,03	0,4	- 0,03	0,5
Unité urbaine de 10 000 à 199 999 habitants	0,02	0,2	- 0,04	0,8	0,03	0,6
Unité urbaine de 200 000 à 1 999 999 habitants	- 0,02	0,3	0,01	0,1	0,03	0,8
Paris	- 0,13	6,5	- 0,15	8,7	- 0,1	5,8
Nombre d'enfants eus ou adoptés au cours de la vie						
<i>Aucun</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
1	- 0,13	6,2	- 0,15	8,3	- 0,13	10,0
2	- 0,08	2,9	- 0,07	2,5	- 0,11	7,2
3	- 0,04	0,6	0,02	0,1	- 0,03	0,3
4 ou plus	- 0,07	1,1	0,03	0,3	- 0,01	0,0
Décile de niveau de vie						
Premier décile	- 0,41	30,8	- 0,41	28,4	- 0,35	29,1
Décile 2	- 0,08	1,4	- 0,27	14,3	- 0,13	4,6
Décile 3	- 0,14	4,1	- 0,18	6,7	- 0,07	1,6
Décile 4	- 0,04	0,3	- 0,03	0,3	0	0,0
<i>Décile 5</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Décile 6	0,02	0,1	0	0,0	0,06	1,2
Décile 7	0,16	5,1	0,06	0,7	0,16	7,7
Décile 8	0,16	5,6	0,12	3,2	0,21	13,9
Décile 9	0,27	16,7	0,21	10,4	0,3	30,6
Décile 10	0,35	25,8	0,34	24,5	0,38	44,1
Non réponse	0,13	3,7	0,02	0,1	0,16	7,5
- 2 Log vraisemblance	53 929,1		54 598,3		77 469,3	
N	14 938		15 389		21 762	

Lecture : avec un coefficient de - 1,61 en 2010, la faiblesse des liens sociaux est la dimension de la qualité de la vie qui contribue le plus négativement à la satisfaction déclarée par les individus.

Estimation au moyen d'un modèle logit polytomique ordonné.

Seuil de significativité du test de Wald à 95 % : 3,84 ; à 99 % : 6,64.

Champ : France métropolitaine.

Source : SRCV 2010, 2011.

moins dans l'échantillon cylindré, peut-être en raison de la plus faible proportion d'étudiants liée à la sélection. La satisfaction est un peu inférieure dans l'agglomération parisienne, et sensiblement supérieure pour les personnes vivant en couple. Le fait d'avoir des enfants joue peu, mais plutôt négativement. Toutes choses égales par ailleurs, les moins diplômés sont plutôt plus satisfaits. Être un homme ou une femme est sans influence en coupe. Dans l'échantillon cylindré, les hommes déclarent cependant une moindre satisfaction. Ceci est à nouveau probablement à relier à l'attrition masculine spécifique déjà relevée, liée au fait que les hommes qui ne répondent pas deux années consécutives sont plus satisfaits en première interrogation.

Enfin, le revenu joue un rôle limité aux trois premiers déciles, négativement, et aux trois derniers positivement. L'impact négatif du premier décile est particulièrement marqué. Ce premier décile correspond approximativement aux personnes en situation de pauvreté monétaire. Le rôle du revenu est cependant nettement affaibli par rapport à une estimation où les indicateurs de qualité de vie n'apparaissent pas : l'écart entre les valeurs des coefficients des déciles extrêmes y serait de 1,4 contre 0,7 ici. Cette moindre amplitude n'est pas si surprenante, et ne remet pas en question l'importance du revenu. Il signifie seulement que le revenu n'est pas en soi source d'utilité, et n'intervient que par les consommations qu'il permet d'acheter.

L'amélioration des capacités prédictives du modèle d'estimation de la satisfaction résultant de l'introduction des variables de qualité

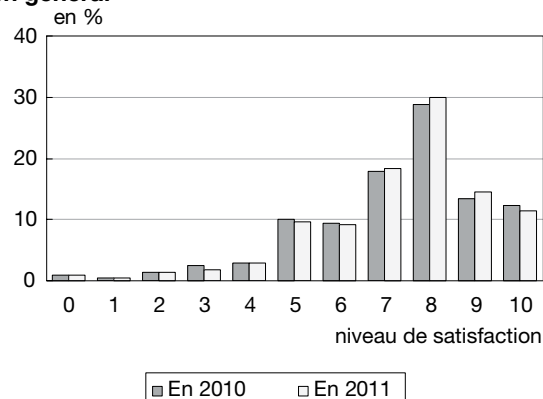
de vie peut être appréhendée en examinant la proportion de paires concordantes. Pour un individu donné, une paire est concordante si l'estimateur de la variable latente (hors aléa), c'est-à-dire la prédiction issue du modèle, aboutit au même niveau de satisfaction (entre 0 et 10) que la variable observée. Pour l'année 2010, un modèle faisant intervenir les variables hors déciles de revenu et indicateurs de qualité de vie conduit à un pourcentage de paires concordantes de 58,5 %. La prise en compte des seuls déciles de revenu permet de porter cette proportion à 61,1 %, soit à peine trois points de plus, alors que la prise en compte des seuls indicateurs de qualité de vie conduit à une proportion de 67,2 % soit près de neuf points de plus. Le modèle complet avec les indicateurs de qualité de vie et le revenu porte la proportion à 67,9 %. De ce fait, l'introduction du revenu en présence des indicateurs de qualité de vie ne permet un gain que de 0,7 point, et donc n'accroît que faiblement le pouvoir explicatif du modèle. Ceci confirme bien le résultat selon lequel la prise en compte des variables de qualité de vie réduit le pouvoir explicatif du revenu.

Les indicateurs de qualité de vie influent à la fois sur la satisfaction élevée et sur la faible satisfaction

La satisfaction étant mesurée sur une échelle de 0 à 10 (graphique II), il est utile d'examiner si les variables explicatives ont le même effet sur toute son amplitude. Des travaux antérieurs ont en effet montré que des variables comme le revenu relatif, peuvent jouer différemment

Graphique II

Satisfaction dans la vie en général



Lecture : à la question « sur une échelle allant de 0 (pas du tout satisfait) à 10 (très satisfait), indiquez votre satisfaction concernant la vie que vous menez actuellement », 18 % des personnes interrogées déclarent en 2011 un niveau de satisfaction de 7.
 Champ : France métropolitaine.
 Source : SRCV 2010, 2011.

selon le niveau de bien-être (Budria, 2012). Ici, on adopte une démarche un peu différente en examinant séparément l'effet des variables explicatives sur la faible satisfaction (inférieure ou égale à 5) et la satisfaction élevée (au moins égale à 9). Les ajustements confirment que, malgré quelques nuances, les effets observés sont globalement analogues, en particulier en ce qui concerne le rôle de premier plan joué par les indicateurs de qualité de vie. Ceci n'allait

pas nécessairement de soi car les indicateurs de qualité de vie sont davantage conçus comme des indicateurs de mauvaise qualité de vie, et donc censés mieux rendre compte des situations de faible plutôt que de grande satisfaction. Comme on l'observe avec d'autres sources, la faiblesse de la qualité des liens sociaux joue un rôle très important pour les hautes comme pour les basses satisfactions (tableaux 2a et 2b). En revanche, les mauvaises conditions de vie

Tableau 2a
Satisfaction élevée en coupe 2010, 2011 et échantillon cylindré

	Coupe 2010		Coupe 2011		Échantillon cylindré	
	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald
Constante	- 0,62	32,3	- 0,57	31,7	- 0,65	48,8
Indicatrice temporelle					- 0,06	3,2
Indicateurs de qualité de vie						
Difficultés matérielles	- 0,63	47,8	- 0,78	75,1	- 0,77	91,6
Risques psychosociaux	- 0,55	62,8	- 0,59	73,7	- 0,59	103,5
Insécurité économique	- 0,26	6,7	- 0,14	2,3	- 0,2	6,0
Difficultés de sante	- 0,60	133,8	- 0,6	139,4	- 0,58	183,8
Faiblesse des liens sociaux	- 1,57	273,0	- 1,61	283,9	- 1,62	391,5
Insécurité physique	- 0,22	12,9	- 0,2	11,1	- 0,21	16,2
Difficultés liée à l'environnement	- 0,21	2,5	- 0,21	2,4	- 0,18	2,6
Descripteurs sociaux démographiques						
Homme	- 0,04	0,9	- 0,07	3,0	- 0,10	8,4
Au chômage	- 0,36	13,0	- 0,16	2,6	- 0,15	3,3
Inactif	0,08	1,6	0,09	1,9	0,10	3,7
Âge						
18-24 ans	0,24	5,9	0,41	18,4	0,15	2,5
25-34 ans	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
35-44 ans	- 0,18	6,3	- 0,06	0,8	- 0,17	7,7
45-54 ans	- 0,27	13,3	- 0,15	3,9	- 0,25	16,3
55-64 ans	- 0,33	17,0	- 0,17	4,8	- 0,27	15,8
65-74 ans	- 0,37	14,7	- 0,29	9,0	- 0,39	22,9
75-84 ans	- 0,55	26,4	- 0,43	16,5	- 0,48	28,7
85-99 ans	- 0,61	13,7	- 0,35	5,0	- 0,45	11,5
En couple	0,49	91,8	0,41	69,9	0,45	114,8
Diplôme						
<i>Sans diplôme ou CEP</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
CAP, BEP, Brevet	- 0,13	5,5	- 0,13	7,0	- 0,11	6,1
BTS, Bac, Bac + 2	- 0,31	24,8	- 0,28	26,6	- 0,27	25,8
Supérieur à Bac+2	- 0,29	15,3	- 0,25	14,4	- 0,19	9,9
Taille de l'unité urbaine en 1999						
<i>Commune rurale</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Unité urbaine < 10 000 habitants	- 0,05	0,6	- 0,04	0,4	- 0,06	1,2
Unité urbaine de 10 000 à 199 999 habitants	0,07	1,3	- 0,01	0,0	0,08	2,9
Unité urbaine de 200 000 à 1 999 999 habitants	0,02	0,2	0	0,0	0,08	3,3
Paris	- 0,19	7,8	- 0,19	8,2	- 0,12	4,4 →

sont davantage corrélées à une satisfaction que négativement à une satisfaction élevée. Cette asymétrie avait déjà été notée dans l'enquête sur la qualité de vie (Amiel *et al.*, 2013). Les autres indicateurs de qualité de vie jouent d'une façon analogue pour les hauts et les bas niveaux de satisfaction. Au vu des résultats de l'enquête sur la qualité de vie, on se serait néanmoins attendu à ce que les risques psychosociaux au travail jouent un rôle plus important pour les bas niveaux de satisfaction, ce qui n'est pas le cas. Cette différence est peut-être à mettre sur le compte des jeux de variables utilisés dans les deux enquêtes. L'enquête sur la qualité de vie avait bénéficié des travaux du Collège d'experts, présidé par Michel Gollac, et a pu utiliser un jeu de variables plus abouti et peut-être plus discriminant que *SRCV* (les indicateurs ont été introduits dans le questionnaire *SRCV* en 2008 avant la constitution du Collège). Ce qui est en revanche positif est que l'un ou l'autre des jeux de variables soulignent l'importance des risques psychosociaux au travail dans la

compréhension du bien-être, alors que ce sujet avait été peu exploré par la statistique publique auparavant. On peut d'ailleurs espérer que les travaux conduits à l'issue de la collecte de la future enquête sur les conditions de travail, suite aux recommandations du Collège, permettra d'améliorer la connaissance statistique sur cette dimension importante de la qualité de vie.

Quelques autres différences apparaissent à la lecture des deux ajustements sur les bas et hauts niveaux de satisfaction, même si la vision d'ensemble est très proche. Le fait d'être au chômage, inactif, voire en insécurité économique pèse davantage sur la faible satisfaction. Avoir à la fois moins de 25 ans et un très faible niveau de satisfaction est plus improbable. Le diplôme ou le lieu de résidence ne jouent pas sur les faibles niveaux de satisfaction, alors que le nombre d'enfants ne joue pas sur les hauts niveaux de satisfaction. L'influence du niveau de vie est assez similaire dans les deux cas.

Tableau 2a (suite)

	Coupe 2010		Coupe 2011		Échantillon cylindré	
	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald
Nombre d'enfants eus ou adoptés au cours de la vie						
<i>Aucun</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
1	- 0,07	1,2	- 0,12	3,2	- 0,08	1,9
2	- 0,07	1,3	- 0,14	5,1	- 0,11	4,2
3	0,03	0,1	0,01	0,0	0,02	0,1
4 ou plus	0,02	0,1	0,02	0,0	0,02	0,1
Décile de niveau de vie						
Premier décile	- 0,30	7,4	- 0,27	5,8	- 0,22	5,2
Décile 2	0,05	0,3	- 0,21	4,6	0	0,0
Décile 3	- 0,04	0,2	- 0,11	1,5	0,04	0,2
Décile 4	0,07	0,5	- 0,07	0,6	0,08	1,1
<i>Décile 5</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Décile 6	0,06	0,5	- 0,03	0,1	0,09	1,5
Décile 7	0,18	4,1	0,05	0,3	0,18	6,1
Décile 8	0,24	7,5	0,07	0,7	0,2	7,4
Décile 9	0,29	11,4	0,19	4,8	0,29	16,2
Décile 10	0,42	21,9	0,38	19,5	0,41	30,5
Non réponse	0,17	3,6	0,13	2,1	0,21	7,2
- 2 Log vraisemblance	16 052,4		16 497,2		23 250,1	
N	14 938		15 539		21 762	

Lecture : avec un coefficient de - 1,57 en 2010, la faiblesse des liens sociaux est la dimension de la qualité de la vie qui réduit le plus la probabilité de déclarer une satisfaction élevée.

Estimation au moyen d'un modèle logit dichotomique.

Seuil de significativité du test de Wald à 95 % : 3,84 ; à 99 % : 6,64.

Champ : France métropolitaine.

Source : SRCV 2010, 2011.

L'avantage de données de panel sur les données en coupe

Disposer de données longitudinales permet de s'affranchir d'un certain nombre de limitations liées à l'utilisation d'enquêtes en coupe. La première de ces limitations porte sur la comparabilité des préférences. En théorie microéconomique, les préférences ne sont représentées qu'au travers d'un préordre¹⁰ ; de ce fait, les fonctions d'utilité ne sont définies qu'à une fonction

croissante près. Certains pans de l'économie publique reposent néanmoins sur des hypothèses restrictives autorisant la comparabilité interindividuelle des préférences, comme celles qui conduisent à la construction de fonctions d'utilité collectives. Dans un autre registre de la littérature, la construction d'échelles

10. Le consommateur est seulement capable de déterminer si un panier de consommation est préféré à un autre. Il ne peut pas quantifier l'intensité de cette préférence.

Tableau 2b
Faible satisfaction en coupe 2010, 2011 et échantillon cylindré

	Coupe 2010		Coupe 2011		Échantillon cylindré	
	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald
Constante	- 2,94	380,2	- 3,00	416,1	- 2,94	507,0
Indicatrice temporelle					- 0,02	0,1
Indicateurs de qualité de vie						
Difficultés matérielles	1,07	221,1	1,04	207,3	1,04	287,9
Risques psychosociaux	0,63	52,6	0,82	97,4	0,79	122,5
Insécurité économique	0,43	12,9	0,46	17,1	0,43	18,7
Difficultés de sante	0,75	188,0	0,85	247,6	0,79	297,0
Faiblesse des liens sociaux	1,62	739,6	1,78	911,4	1,69	1 163,5
Insécurité physique	0,18	6,8	0,19	7,6	0,24	17,0
Difficultés liée à l'environnement	0,35	7,9	0,30	5,4	0,42	15,5
Descripteurs sociaux démographiques						
Homme	0,08	2,3	0,02	0,1	0,07	2,2
Au chômage	1,28	159,7	1,18	128,5	1,18	179,2
Inactif	0,45	27,4	0,34	15,6	0,37	25,3
Âge						
18-24 ans	- 0,65	18,5	- 0,9	30,8	- 0,52	11,6
25-34 ans	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
35-44 ans	0,25	5,7	0,15	2,0	0,12	1,8
45-54 ans	0,39	14,1	0,33	10,0	0,28	10,0
55-64 ans	0,23	4,4	0,26	5,5	0,17	3,4
65-74 ans	0,23	3,3	0,22	2,9	0,24	4,9
75-84 ans	0,53	15,9	0,54	16,6	0,52	20,6
85-99 ans	0,92	28,7	0,52	8,9	0,63	18,0
En couple	- 0,59	104,6	- 0,47	66,3	- 0,5	105,9
Diplôme						
<i>Sans diplôme ou CEP</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
CAP, BEP, Brevet	0,12	3,3	- 0,05	0,6	0,08	2,0
BTS, Bac, Bac + 2	0,03	0,2	- 0,21	6,9	- 0,05	0,6
Supérieur à Bac + 2	- 0,07	0,5	- 0,30	8,1	- 0,18	4,1
Taille de l'unité urbaine en 1999						
<i>Commune rurale</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Unité urbaine < 10 000 habitants	- 0,06	0,5	0,10	1,4	0,03	0,2
Unité urbaine de 10 000 à 199 999 habitants	- 0,01	0,0	0,01	0,0	- 0,03	0,2
Unité urbaine de 200 000 à 1 999 999 habitants	0,05	0,6	- 0,11	2,3	- 0,04	0,4
Paris	0,02	0,0	0,01	0,0	- 0,02	0,1 →

d'équivalences nécessite l'introduction d'une contrainte identifiante en raison même de cette impossibilité à procéder à des comparaisons interindividuelles portant sur les préférences.

Les données de panel permettent de s'affranchir en grande partie de cette contrainte. Elles autorisent en effet un suivi des mêmes individus au cours du temps. Une variation de satisfaction consécutive à une modification des variables explicatives ne peut plus refléter une hétérogénéité des préférences, sauf à supposer que les préférences d'un même individu se modifient deux années consécutives. Mais dans la littérature, on admet de façon quasi-systématique l'hypothèse de stabilité temporelle des préférences des mêmes individus : ainsi, les travaux conduits sur l'évaluation des mesures de politique publique partent du principe que le fait de bénéficier d'une mesure ne modifie pas le comportement d'un individu donné.

La seconde limitation des données en coupe est liée à l'utilisation d'indicateurs de qualité de

vie faisant l'objet d'une autoévaluation. Même si un certain nombre de travaux suggèrent que cette auto-évaluation est une bonne approximation d'une mesure plus objective, l'objection demeure que tous les individus n'utilisent pas les échelles de réponse de la même manière. Avec des données longitudinales, cette critique s'estompe comme pour la mesure de la satisfaction car c'est le même individu qui s'autoévalue aux deux dates, et donc juge que sa propre qualité de vie s'est améliorée ou détériorée.

Une variabilité temporelle des indicateurs de satisfaction et de qualité de vie

Même pour des individus identiques, le sentiment de satisfaction observé sur données longitudinales présente une variabilité intemporelle importante. Sur 100 personnes ayant une faible satisfaction en 2010, seules 40 sont encore dans cette situation l'année suivante. Cette proportion est à peine supérieure, pour les hauts niveaux de satisfaction, où 57 % demeurent dans cette

Tableau 2b (suite)

	Coupe 2010		Coupe 2011		Échantillon cylindré	
	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald
Nombre d'enfants eus ou adoptés au cours de la vie						
<i>Aucun</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
1	0,31	11,9	0,25	8,3	0,28	14,6
2	0,14	2,8	0,17	3,9	0,17	5,6
3	0,20	4,6	0,14	2,3	0,17	4,7
4 ou plus	0,22	4,7	0,08	0,6	0,13	2,5
Décile de niveau de vie						
Premier décile	0,56	24,9	0,56	21,8	0,49	24,7
Décile 2	0,20	3,2	0,37	10,5	0,25	7,3
Décile 3	0,14	1,5	0,42	13,7	0,23	6,4
Décile 4	0,27	5,9	0,11	0,8	0,17	3,4
<i>Décile 5</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Décile 6	- 0,02	0,0	- 0,06	0,3	- 0,05	0,2
Décile 7	- 0,36	7,7	0	0,0	- 0,26	6,2
Décile 8	- 0,31	6,1	- 0,18	1,9	- 0,35	10,8
Décile 9	- 0,52	16,4	- 0,23	3,2	- 0,39	13,6
Décile 10	- 0,47	12,2	- 0,30	4,9	- 0,51	19,7
Non réponse	- 0,06	0,2	0,17	1,9	- 0,03	0,1
- 2 Log vraisemblance	10 410,7		10 380,9		14 754,5	
N	14 938		15 539		21 762	

Lecture : avec un coefficient de 1,62 en 2010, la faiblesse des liens sociaux est la dimension de la qualité de la vie qui accroît le plus la probabilité de déclarer une faible satisfaction.

Estimation au moyen d'un modèle logit dichotomique.

Seuil de significativité du test de Wald à 95 % : 3,84 ; à 99 % : 6,64.

Champ : France métropolitaine.

Source : SRCV 2010, 2011.

catégorie en 2011. La catégorie la plus nombreuse des personnes qui déclarent un niveau de satisfaction de 7 ou de 8 en 2010, et qui représente 48 % de la population des présents aux deux dates, est un peu moins mobile, avec 64 % des individus qui y demeurent en 2011.

Les indicateurs de qualité de vie font également l'objet d'une variabilité importante. Les plus volatils sont l'insécurité économique et les difficultés liées à l'environnement, avec seulement un tiers des personnes concernées en 2010 qui le sont encore en 2011. Ce résultat est à relativiser car ces dimensions sont décrites de façon assez sommaire dans l'enquête, et n'ont pas fait l'objet d'une analyse aussi poussée que certaines autres pour élaborer une batterie d'items robustes à poser dans une interrogation. Ce sont aussi les difficultés les moins répandues, environ 5 % de la population une année donnée. Insécurité physique et faiblesse des liens sociaux sont plus persistants avec environ 45 % des personnes concernées en 2010 et qui le sont encore en 2011. La proportion est encore un peu supérieure, de 55 %, pour les risques psychosociaux. Elle est maximale, avec environ 70 %, pour les difficultés matérielles et la santé physique. Cette forte variabilité temporelle des différentes variables ne doit pas surprendre. Elle est fréquemment observée dans les sources longitudinales, comme par exemple sur le revenu (Lollivier et Verger, 2005). Si une partie de celle-ci est imputable à des erreurs de mesure, elle n'en demeure pas moins porteuse d'information pertinente dans l'analyse économique des transitions¹¹.

Des modèles spécifiques pour estimer les effets des variables en longitudinal

La première façon d'exploiter les données de panel consiste à réestimer le modèle empiré en relâchant l'hypothèse d'exogénéité des variables qui décrivent la qualité de la vie. L'hétérogénéité des comportements est alors susceptible d'entacher les liens apparents entre les variables de qualité de vie et la satisfaction. La façon usuelle de procéder est d'admettre que l'hétérogénéité individuelle provient d'un facteur individuel inobservé stable dans le temps (annexe). L'endogénéité potentielle des variables explicatives passe par cet effet individuel, de sorte que dans le modèle avec effet individuel, les variables explicatives sont supposées strictement exogènes. Cet effet individuel peut être décrit de façon non paramétrique ; il prend alors la forme d'un effet fixe. Les

modèles de type *logit* conditionnel permettent de procéder aisément à des estimations dans le cas de variables expliquées dichotomiques. L'effet individuel peut également être modélisé de façon plus paramétrique, en contraignant la corrélation entre variables explicatives et effets individuels à adopter une forme paramétrique, en général linéaire, et en y ajoutant un aléa non corrélé la plupart du temps gaussien, comme par exemple pour le modèle *probit* augmenté. On aura recours aux deux types de modélisation pour ajuster les modèles dichotomiques concernant les hauts et les bas niveaux de satisfaction, mais seulement au second pour les modèles polytomiques permettant d'expliquer la satisfaction avec onze valeurs. Ne disposant que de deux points, on se contentera d'estimer des modèles statiques, c'est à dire sans variable expliquée retardée. En outre, la littérature sur l'estimation des modèles qualitatifs dynamiques n'est pas encore totalement aboutie, notamment sur la meilleure façon de traiter l'endogénéité de la situation initiale.

Un impact des indicateurs de qualité de vie qui subsiste en longitudinal

En ce qui concerne les deux variables dichotomiques de satisfaction faible ou élevée, on dispose donc de deux modes d'estimation, *logit* conditionnel et *probit* augmenté. L'estimation au moyen du modèle *logit* conditionnel est semi-paramétrique : chaque effet individuel est un paramètre à estimer, ou à défaut à escamoter, dans la maximisation du critère. Avec ce grand nombre de paramètres incidents, on dispose de moins de degrés de liberté que dans un modèle paramétrique pour estimer les paramètres d'intérêt, et on s'attend donc à ce que ces derniers soient estimés avec moins de précision, mais davantage de robustesse que dans un modèle plus paramétrique comme le *probit* augmenté. C'est bien ce que l'on observe, mais sans que ces différences ne remettent en question les principaux enseignements.

Le premier d'entre eux est que pour l'essentiel, les indicateurs de qualité de vie restent les facteurs explicatifs les plus significatifs dans les estimations longitudinales, dans le même ordre que dans les modèles en coupe (tableaux 3a et 3b). En revanche, les descripteurs sociodémographiques

11. Notamment si on admet, comme c'est le cas de cette étude, que conditionnellement aux effets individuels, les erreurs, de mesure ou non, sont non corrélées aux variables utilisées comme explicatives.

deviennent peu significatifs, voire pas du tout. Si l'on considère les hauts niveaux de satisfaction, la faiblesse des liens sociaux, puis les difficultés matérielles et les risques psychosociaux sont les indicateurs de qualité de vie qui jouent

le plus négativement, devant la santé physique. Cette dernière vient un peu en retrait par rapport à l'ajustement en coupe. L'insécurité physique n'est plus significative dans le modèle *logit* conditionnel, alors qu'elle le reste dans le

Tableau 3a
Satisfaction élevée, estimations longitudinales

	<i>Logit</i> conditionnel		<i>Probit</i> augmenté	
	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald
Constante			- 0,32	22,0
Indicatrice temporelle	- 0,11	6,1	- 0,07	17,0
Indicateurs de qualité de vie				
Difficultés matérielles	- 0,67	10,4	- 0,35	53,8
Risques psychosociaux	- 0,52	14,1	- 0,32	80,1
Insécurité économique	0,00	0,0	- 0,10	3,3
Difficultés de sante	- 0,29	7,3	- 0,30	113,6
Faiblesse des liens sociaux	- 1,26	59,6	- 0,76	309,6
Insécurité physique	- 0,14	1,4	- 0,10	12,6
Difficultés liée à l'environnement	0,04	0,0	- 0,09	1,9
Descripteurs sociaux démographiques				
Homme			- 0,06	5,5
Au chômage	0,01	0,0	- 0,06	0,4
Inactif	- 0,04	0,0	- 0,08	0,8
Âge				
18-24 ans	- 0,04	0,0	0,05	0,5
25-34 ans	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
35-44 ans	- 0,68	3,0	- 0,06	0,8
45-54 ans	- 0,62	1,5	- 0,01	0,0
55-64 ans	- 0,69	1,2	- 0,01	0,0
65-74 ans	- 0,69	1,0	- 0,03	0,0
75-84 ans	- 1,00	1,5	0,01	0,0
85-99 ans	0,37	0,1	0,06	0,1
En couple	0,56	8,2	0,20	7,7
Diplôme				
<i>Sans diplôme ou CEP</i>			<i>Ref</i>	
CAP, BEP, Brevet			- 0,08	5,7
BTS, Bac, Bac + 2			- 0,18	19,9
Supérieur à Bac + 2			- 0,14	10,3
Taille de l'unité urbaine en 1999				
<i>Commune rurale</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Unité urbaine < 10 000 habitants	- 0,64	1,3	- 0,26	1,2
Unité urbaine de 10 000 à 199 999 habitants	- 0,36	0,5	- 0,16	0,9
Unité urbaine de 200 000 à 1 999 999 habitants	0,20	0,2	0,07	0,1
Paris	- 0,68	0,8	- 0,26	1,0
Nombre d'enfants eus ou adoptés au cours de la vie				
<i>Aucun</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
1	0,11	0,0	0,05	0,1
2	- 0,32	0,2	- 0,17	0,7
3 ou plus	0,69	0,4	0,45	1,3 →

Tableau 3a (suite)

	Logit conditionnel		Probit augmenté	
	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald
Décile de niveau de vie				
Premier décile	- 0,23	0,9	- 0,12	1,8
Décile 2	0,06	0,1	0,04	0,2
Décile 3	0,05	0,1	0,03	0,1
Décile 4	- 0,10	0,4	- 0,02	0,1
Décile 5	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Décile 6	0,01	0,0	0,01	0,0
Décile 7	0,12	0,4	0,06	1,0
Décile 8	0,16	0,6	0,08	1,1
Décile 9	- 0,06	0,1	- 0,01	0,0
Décile 10	0,23	0,7	0,11	1,7
Non réponse	0,34	2,8	0,14	3,6
- 2 Log vraisemblance	3 162,7		23 112,6	
N	2 394 (individus qui changent d'état)		21 762	

Lecture : sur données longitudinales, l'insécurité économique ne joue plus sur le fait de déclarer une satisfaction élevée.

Seuil de significativité du test de Wald à 95 % : 3,84 ; à 99 % : 6,64.

Champ : France métropolitaine.

Source : SRCV 2010, 2011.

Tableau 3b
Faible satisfaction, estimations longitudinales

	Logit conditionnel		Probit augmenté	
	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald
Constante			- 1,67	308,5
Indicatrice temporelle	- 0,02	0,1	0,04	5,0
Indicateurs de qualité de vie				
Difficultés matérielles	0,44	8,1	0,51	152,3
Risques psychosociaux	0,73	18,5	0,40	90,8
Insécurité économique	0,37	2,8	0,21	17,7
Difficultés de santé	0,39	10,9	0,43	251,4
Faiblesse des liens sociaux	1,30	124,5	0,92	1 050,7
Insécurité physique	0,21	2,4	0,11	12,0
Difficultés liées à l'environnement	0,18	0,6	0,21	11,1
Descripteurs sociaux démographiques				
Homme			0,04	1,8
Au chômage	1,08	15,6	0,55	26,6
Inactif	- 0,05	0,0	0,03	0,1
Âge				
18-24 ans	- 0,10	0,0	- 0,32	9,5
25-34 ans	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
35-44 ans	1,12	3,5	0,00	0,0
45-54 ans	1,12	2,4	0,03	0,0
55-64 ans	0,85	1,0	0,06	0,2
65-74 ans	1,01	1,2	0,15	0,8
75-84 ans	1,82	2,8	0,32	2,5
85-99 ans	1,88	2,5	0,39	3,3
En couple	- 0,38	3,4	- 0,17	3,6 →

modèle *probit* augmenté. L'insécurité économique n'est pas significative pour aucun des modèles, de même que le fait d'être au chômage, alors que les problèmes liés à l'environnement restent non significatifs comme sur la coupe. Le fait de vivre en couple conserve son pouvoir explicatif. L'effet d'âge disparaît dans l'estimation longitudinale. Mais compte-tenu du fait que l'on ne réalise un suivi des personnes que sur deux ans, l'interprétation est délicate. En effet, en coupe instantanée, on ne peut démêler dans l'effet d'âge les influences respectives du vieillissement et du fait

d'appartenir à une génération donnée. Les données longitudinales permettent en théorie un suivi de cohortes qui permet de comparer deux générations au même âge. Dans l'estimation longitudinale, être né une année donnée est alors une constante pour la personne, donc incluse dans l'effet individuel. L'estimation de l'effet d'âge permet alors de mesurer l'impact du vieillissement pur. Mais il faudrait utiliser un panel plus long que les deux années disponibles ici pour conclure quant à la prééminence de l'effet de génération sur celui du vieillissement. Revenu et localisation géographique ne sont plus

Tableau 3b (suite)

	Logit conditionnel		Probit augmenté	
	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald
Diplôme				
<i>Sans diplôme ou CEP</i>			<i>Ref</i>	
CAP, BEP, Brevet			0,04	1,6
BTS, Bac, Bac + 2			- 0,01	0,1
Supérieur à Bac + 2			- 0,06	1,3
Taille de l'unité urbaine en 1999				
<i>Commune rurale</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Unité urbaine < 10 000 habitants	0,77	0,6	0,13	0,3
Unité urbaine de 10 000 à 199 999 habitants	- 1,27	2,9	- 0,61	4,4
Unité urbaine de 200 000 à 1 999 999 habitants	- 0,41	0,5	- 0,26	0,9
Paris	- 0,08	0,0	0,08	0,0
Nombre d'enfants eus ou adoptés au cours de la vie				
<i>Aucun</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
1	- 0,65	0,9	- 0,08	0,1
2	1,20	0,9	0,54	2,0
3 ou plus	1,36	0,7	0,73	2,2
Décile de niveau de vie				
Premier décile	0,77	9,1	0,29	7,1
Décile 2	- 0,02	0,0	- 0,02	0,1
Décile 3	0,10	0,2	0,04	0,2
Décile 4	0,39	4,0	0,13	2,6
<i>Décile 5</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Décile 6	0,17	0,7	0,09	1,2
Décile 7	- 0,02	0,0	0,01	0,0
Décile 8	- 0,08	0,1	- 0,02	0,0
Décile 9	0,18	0,3	0,04	0,1
Décile 10	0,22	0,3	0,09	0,4
Non réponse	0,36	1,8	0,07	0,5
- 2 Log vraisemblance	2 016,4		14 595,7	
N	1 649 (individus qui changent d'état)		21 762	

Lecture : sur données longitudinales, le nombre d'enfants ne joue plus sur le fait de déclarer une faible satisfaction.

Seuil de significativité du test de Wald à 95 % : 3,84 ; à 99 % : 6,64.

Champ : France métropolitaine.

Source : SRCV 2010, 2011.

significatifs. Il ne faut cependant à nouveau pas se méprendre sur le rôle que le revenu joue sur la satisfaction. Ce que l'on montre ici est qu'à qualité de vie donnée, l'effet d'une variation de revenu n'est pas significatif, c'est-à-dire que l'ajustement de la satisfaction élevée au revenu n'est pas instantané. Il convient d'être d'autant plus prudent dans l'interprétation que l'on ne dispose à nouveau que d'un panel limité à deux dates, qui ne permet pas de mettre en évidence des causalités retardées. Or, certaines peuvent mettre du temps à se manifester (Lollivier et Verger, 2005). Enfin, le nombre d'enfants reste non significatif.

Le constat est à peine différent en ce qui concerne les faibles niveaux de satisfaction. Les indicateurs de qualité de vie les plus significatifs en coupe, liens sociaux, difficultés matérielles, risques psychosociaux et santé physique restent significatifs dans les deux modèles. Insécurité économique, physique et problèmes d'environnement demeurent significatifs dans le modèle *probit* augmenté, mais pas dans le modèle *logit* conditionnel. Dans ce dernier modèle, leur influence demeure cependant moindre que celle

des autres indicateurs de qualité de vie. Être au chômage accroît le risque de faible satisfaction dans les deux estimations en panel, comme sur la coupe, mais être inactif ne joue plus, de la même façon que le fait de vivre en couple. Avoir moins de 25 ans protège contre la faible satisfaction dans le modèle *probit* augmenté, mais les autres effets relevés en coupe, notamment pour les âges élevés, sont, d'après les modèles, des effets de génération. Sur données longitudinales, seul le fait d'appartenir au premier décile de revenu accroît les risques d'une faible satisfaction. Le nombre d'enfants ne joue plus, de même que la localisation géographique.

Concernant la variable de satisfaction à onze positions, on ne dispose que du modèle *probit* augmenté, mais dont on a vu qu'il donnait des résultats assez proches d'un modèle à effets fixes individuels. On vérifie à nouveau que les indicateurs de qualité de vie sont des déterminants majeurs en matière de satisfaction : liens sociaux loin devant difficultés matérielles puis santé physique et risques psychosociaux pour les actifs en emploi et chômage pour les actifs privés d'emploi (tableau 4). Viennent ensuite

Tableau 4
Satisfaction, estimation longitudinale au moyen d'un modèle *probit* augmenté

	Estimateur	Wald
Seuil 1	- 0,97	312,2
Seuil 2	- 0,38	51,0
Seuil 3	0,53	100,7
Seuil 4	1,14	487,1
Seuil 5	1,55	854,0
Seuil 6	2,19	1 670,9
Seuil 7	2,52	2 043,3
Seuil 8	2,83	2 093,2
Seuil 9	3,19	2 190,6
Seuil 10	3,35	2 324,2
Indicatrice temporelle	- 0,07	33,3
Indicateurs de qualité de vie		
Difficultés matérielles *	- 0,52	284,7
Risques psychosociaux *	- 0,30	201,8
Insécurité économique	- 0,13	14,2
Difficultés de santé *	- 0,36	322,8
Faiblesse des liens sociaux	- 0,84	1 212,8
Insécurité physique *	- 0,08	19,2
Difficultés liée à l'environnement *	- 0,13	9,9
Descripteurs sociaux démographiques		
Homme *	- 0,03	2,6
Au chômage *	- 0,30	19,5
Inactif	- 0,05	0,7

→

les problèmes liés à l'insécurité physique ou économique et l'environnement, qui sont significatifs avec le modèle *probit* augmenté mais

dont on a vu qu'ils pourraient cesser de l'être avec une modélisation moins paramétrique des effets individuels. Avoir moins de 25 ans

Tableau 4 (suite)

	Estimateur	Wald
Âge		
18-24 ans	0,20	13,9
25-34 ans	<i>Ref</i>	
35-44 ans	- 0,05	0,8
45-54 ans	- 0,07	0,8
55-64 ans	- 0,05	0,4
65-74 ans	- 0,14	2,1
75-84 ans	- 0,17	2,4
85-99 ans	- 0,18	2,1
En couple *	0,15	11,0
Diplôme		
<i>Sans diplôme ou CEP</i>	<i>Ref</i>	
CAP, BEP, Brevet	- 0,04	2,9
BTS, Bac, Bac + 2	- 0,10	13,2
Supérieur à Bac + 2	- 0,10	8,9
Taille de l'unité urbaine en 1999		
<i>Commune rurale</i>	<i>Ref</i>	
Unité urbaine < 10 000 habitants	- 0,12	0,6
Unité urbaine de 10 000 à 199 999 habitants	0,05	0,1
Unité urbaine de 200 000 à 1 999 999 habitants	0,02	0,0
Paris	- 0,52	6,8
Nombre d'enfants eus ou adoptés au cours de la vie		
<i>Aucun</i>	<i>Ref</i>	
1	0,14	1,3
2	- 0,18	0,8
3 ou plus	0,08	0,1
Décile de niveau de vie		
Premier décile *	- 0,20	7,5
Décile 2	0,02	0,1
Décile 3	- 0,03	0,2
Décile 4 *	- 0,07	3,3
<i>Décile 5</i>	<i>Ref</i>	
Décile 6	- 0,04	1,0
Décile 7	0,01	0,0
Décile 8	0,00	0,0
Décile 9	0,00	0,0
Décile 10	0,04	0,6
Non réponse	- 0,01	0,0
- 2 Log vraisemblance	77 389,5	
N	21 762	

Lecture : sur données longitudinales, le fait de déclarer un haut revenu ne joue pas (à indicateurs de qualité de vie donnés) sur la satisfaction déclarée.

Seuil de significativité du test de Wald à 95 % : 3,84 ; à 99 % : 6,64.

Les variables marquées par un astérisque (*) sont celles qui apparaissent significatives dans l'estimation d'un modèle within, en considérant sans doute abusivement comme quantitative la variable de satisfaction à onze positions.

Champ : France métropolitaine.

Source : SRCV 2010, 2011.

augmente la satisfaction, les autres effets liés à l'âge en coupe étant plutôt des effets de génération. De même, vivre en couple accroît la satisfaction à qualité de vie donnée. Parmi les autres variables, seuls le fait d'appartenir au premier décile, et de vivre dans l'agglomération parisienne ont un effet négatif¹².

Au total, une prise en compte de l'hétérogénéité individuelle réduit mais ne remet pas en cause l'influence que la qualité de vie peut avoir sur la satisfaction déclarée par les individus. Ceci ne signifie cependant pas qu'il n'y a pas d'hétérogénéité des préférences ou que celle-ci est orthogonale au phénomène étudié quand on se limite à l'examen de données en coupe instantanée. Un moyen modérément convaincant mais utile pour argumenter ce point consiste à examiner les variables utilisées pour augmenter le modèle *probit*, variables sensées représenter de façon paramétrique la corrélation entre effet individuel et variables explicatives. Ceci suggère que les personnes disposant de faibles liens sociaux, exposées à des difficultés matérielles ou aux problèmes de santé physique auraient une tendance persistante à répondre plus négativement à la question sur la satisfaction, indépendamment des évolutions de court terme de ces variables.

Une évolution individuelle de la satisfaction très liée à celle de la qualité de vie

L'autre façon d'utiliser les données est d'examiner si les personnes dont le niveau de satisfaction varie sont aussi celles qui connaissent des évolutions de leur qualité de vie. Pour cela, on a fabriqué deux variables dichotomiques, selon que la personne a gagné ou perdu deux échelons ou plus sur l'échelle de satisfaction. Chaque variable est expliquée dans une régression par des variables indicatrices d'entrée ou de sortie en difficulté de qualité de vie, ou de certaines situations démographiques. On cherche donc à expliquer au niveau individuel la variation de satisfaction en fonction de la variation de qualité de vie¹³. Ce faisant, on s'abstrait de l'hétérogénéité des préférences, puisque les différentes évolutions portent sur les mêmes personnes.

En matière d'indicateurs de qualité de vie, les estimations confortent les résultats précédents, à savoir la causalité au moins statistique de la qualité de vie sur la satisfaction (tableau 5). Elles apportent en outre certaines précisions sur la façon dont cette influence s'exerce.

Les liens sociaux apparaissent à nouveau comme la variable la plus en phase avec la satisfaction : une amélioration se traduit à la fois par une probabilité de hausse de satisfaction plus importante et une probabilité de baisse moins importante. Et symétriquement, une détérioration des liens sociaux diminue la probabilité de hausse de satisfaction et accroît celle de baisse. Pour les autres variables de qualité de vie, hors qualité de l'environnement, les effets sont moins systématiques et seules apparaissent les corrélations positives : une amélioration de l'indicateur se traduit par plus de satisfaction, sauf pour l'insécurité physique, mais pas moins d'insatisfaction ; et une détérioration de l'indicateur va de pair avec plus d'insatisfaction, sauf pour l'insécurité économique, mais pas moins de satisfaction. En ce qui concerne la qualité de l'environnement, les effets sont encore moins nets car seule une seule des quatre possibilités fonctionne : une détérioration entraîne une baisse de la satisfaction. Ces effets dont le périmètre se réduit sont bien cohérents avec la hiérarchie des corrélations observée précédemment entre satisfaction et indicateurs de qualité de vie, et expliquent comment certains, tels les liens sociaux, peuvent jouer davantage que d'autres, comme l'environnement.

Les estimations concernant les variables socio-démographiques confortent elles aussi les résultats précédents : sortir du chômage a un impact positif sur l'accroissement de satisfaction alors que devenir chômeur joue cette fois sur sa réduction. Se mettre en couple joue positivement sur l'accroissement de satisfaction. En revanche, ne plus être en couple ne joue pas négativement, mais pas non plus positivement. Il en est de même avec une variation de revenu par unité de consommation : un accroissement de revenu d'au moins un décile joue sur l'accroissement de la satisfaction, alors qu'une baisse de revenu réduit la satisfaction de façon à peine significative.

12. On ne commente ici que les effets corrigés de l'endogénéité des variables qui changent au cours du temps. Ainsi, dans l'estimation et compte-tenu des données, le diplôme est commun aux deux années, et donc fait partie de l'effet individuel. Pour corriger d'une éventuelle endogénéité du diplôme, il faudrait recourir à une technique d'instrumentation analogue à celles utilisées en coupe.

13. Cette méthode s'inspire de celle qui consiste à estimer un modèle en différences premières avec des variables quantitatives. Elle est peu utilisée dans les travaux empiriques. Une raison est sans doute que la plupart de ces travaux portent sur l'estimation de modèles dichotomiques. Avec deux dates et des variables expliquées binaires, la méthode est d'ailleurs équivalente à celle du modèle logit conditionnel.

Peut-on construire un indicateur unique de bien-être en pondérant chaque dimension de la qualité de vie par la satisfaction qu'elle procure ?

Une question que se pose le rapport Stiglitz, et qui a donné lieu à quelques exégèses, est de savoir si l'on peut construire un indicateur composite de qualité de vie à partir des indicateurs

relatifs aux différentes dimensions. Le problème se pose en effet de la façon suivante. Les items qui décrivent les dimensions de la qualité de vie sont supposés relativement homogènes au sein de la dimension. Ceci peut se prouver statistiquement, en réalisant des tests d'homogénéité soit intrinsèques aux différentes variables, soit en vérifiant qu'ils ciblent les mêmes populations (Amiel *et al.*, 2012). Il est alors légitime de

Tableau 5
Variation de satisfaction (hausse ou baisse de deux valeurs ou plus) selon les variations des variables explicatives entre 2010 et 2011

	Hausse de satisfaction		Baisse de satisfaction	
	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald
Constante	- 2,01	229,0	- 1,85	210,9
Indicateurs de qualité de vie				
Entrer au chômage	0,01	0,0	0,73	13,7
Sortir du chômage	0,75	18,3	- 0,28	1,7
Se mettre en couple	0,82	24,6	- 0,03	0,0
Se séparer	0,01	0,0	0,24	2,9
Accroissement d'au moins un décile de niveau de vie	0,25	13,1	0,01	0,0
Baisse d'au moins un décile de niveau de vie	0,07	0,9	0,13	3,8
Entrer en difficultés matérielles	0,01	0,0	0,58	22,0
Sortir des difficultés matérielles	0,94	61,2	- 0,03	0,0
Entrer en « risques psychosociaux »	- 0,27	3,5	0,38	10,5
Sortir des « risques psychosociaux »	0,29	5,8	- 0,07	0,2
Entrer en insécurité économique	0,03	0,0	0,09	0,3
Sortir de l'insécurité économique	0,33	4,2	- 0,22	1,5
Entrer en difficultés de santé	- 0,11	1,1	0,40	21,7
Sortir des difficultés de santé	0,29	9,0	0,13	1,8
Détérioration des liens sociaux	- 0,49	14,2	1,13	187,5
Amélioration des liens sociaux	1,03	142,1	- 0,41	10,4
Entrer en insécurité physique	- 0,06	0,2	0,22	4,5
Quitter l'insécurité physique	0,03	0,1	- 0,10	0,8
Détérioration de l'environnement	- 0,11	0,2	0,37	4,2
Amélioration de l'environnement	0,13	0,5	0,10	0,3
Mobilité résidentielle				
Déménager vers une commune rurale	0,84	0,8	1,48	2,4
Déménager vers une unité urbaine < 10 000 habitants	0,58	0,3	1,82	3,0
Déménager vers une unité urbaine de 10 000 à 99 999 habitants	0,11	0,0	1,83	3,3
Déménager vers une unité urbaine de 100 000 à 1 999 999 habitants	0,85	0,8	0,67	0,4
Déménager vers Paris	- 0,45	0,1	1,79	2,5
Quitter une commune rurale	- 0,18	0,0	- 1,87	3,3
Quitter une unité urbaine < 10 000 habitants	0,23	0,1	- 13,50	0,0
Quitter dans une unité urbaine de 10 000 à 99 999 habitants	- 0,46	0,2	- 1,03	1,0
Quitter dans une unité urbaine de 100 000 à 1 999 999 habitants	0,30	0,1	- 1,64	2,8
Quitter Paris	0,09	0,0	- 1,91	3,0
Descripteurs sociodémographiques				
Homme	- 0,01	0,0	- 0,02	0,1
Inactif	0,14	2,7	0,19	4,9 →

fabriquer un indicateur synthétique qui résume la dimension à partir des différents items qui la décrivent.

La situation est radicalement différente si on se pose la question d'agrèger les dimensions entre elles. On sait en effet que celles-ci sont hétérogènes et une agrégation revient à additionner des éléments de nature différente. On parle alors d'indicateur composite plutôt que synthétique. Une difficulté supplémentaire provient du fait qu'aucune pondération des dimensions ne s'impose *a priori* : pourquoi accorder le même poids à chaque dimension, ou sinon quel poids leur attribuer ? Pour ces raisons, un certain nombre d'auteurs considèrent comme illégitime le calcul d'un indicateur composite de qualité de vie (rapport du Collège franco-allemand, 2010 ; rapport du groupe de travail européen sur la qualité de la vie, 2011).

D'autres estiment que c'est à chacun de choisir ses propres pondérations. C'est la voie retenue

par l'OCDE, qui dans son programme « *How's life?* » propose sur son site à l'internaute d'agrèger par lui-même les indicateurs par dimension avec les pondérations de son choix. C'est sans doute une bonne façon de procéder que de pondérer par l'importance que chacun accorde à chaque dimension.

Dans cette logique, on peut aussi avoir en tête la troisième approche de la qualité de vie recommandée par la Commission Stiglitz sur l'économie du bien-être et les allocations équitables, qui recommande de tenir compte des préférences individuelles dans la pondération des différentes dimensions de la qualité de la vie. On peut alors considérer que chaque dimension pourrait être pondérée en fonction de sa désirabilité sociale pour construire l'indicateur composite de qualité de vie. Dans cette optique, une dimension jugée totalement inutile par les individus est peu pondérée par rapport à une dimension considérée comme très importante. Une telle approche a d'ailleurs été mise récemment mise en œuvre

Tableau 5 (suite)

	Hausse de satisfaction		Baisse de satisfaction	
	Estimateur	Wald	Estimateur	Wald
Âge en 2010				
18-24 ans	0,04	0,0	- 0,08	0,2
25-34 ans	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
35-44 ans	0,06	0,3	- 0,02	0,0
45-54 ans	0,04	0,1	- 0,10	0,9
55-64 ans	- 0,04	0,1	- 0,12	1,1
65-74 ans	- 0,17	1,4	- 0,17	1,5
75-84 ans	0,08	0,3	- 0,04	0,1
85-99 ans	0,39	3,6	0,22	1,2
Diplôme en 2010				
<i>Sans diplôme ou CEP</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
CAP, BEP, Brevet	- 0,15	4,0	- 0,17	5,6
BTS, Bac, Bac + 2	- 0,50	31,8	- 0,40	22,1
Supérieur à Bac + 2	- 0,65	37,5	- 0,56	30,1
Nombre d'enfants eus ou adoptés au cours de la vie en 2010				
<i>Aucun</i>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
1	0,03	0,1	0,24	6,7
2	0,09	1,0	0,02	0,0
3	0,11	1,1	0,03	0,1
4 ou plus	0,17	2,1	0,11	1,0
- 2 Log vraisemblance	8 611,8		9 012,6	
N	10 897		10 897	

Lecture : se mettre en couple accroît la satisfaction, mais se séparer ne la diminue pas.

Estimations au moyen de modèles logit dichotomiques.

Seuil de significativité du test de Wald à 95 % : 3,84 ; à 99 % : 6,64.

Champ : France métropolitaine.

Source : SRCV 2010, 2011.

dans un contexte analogue afin d'agréger différentes dimensions de pauvreté dans un indicateur unique (Decancq, Fleubaey, Maniquet, 2012). Chaque variable représentant une dimension de la pauvreté est introduite dans un ajustement où la satisfaction est apparait comme variable expliquée. Les variables retraçant les différentes dimensions sont ensuite agrégés au moyen de leurs coefficients dans la régression.

On procède ici avec la même logique, mais le calcul des pondérations des différentes dimensions de qualité de vie est moins sophistiqué que chez Decancq, Fleurbaey et Maniquet. Chaque

pondération correspond au coefficient de la régression de la satisfaction sur la qualité de la vie sur données longitudinales (et peut s'interpréter comme une désirabilité sociale marginale). Par rapport à une simple sommation non pondérée, certaines caractéristiques sont renforcées, d'autres modifiées (tableau 6). Avec les deux systèmes de pondérations, la qualité de vie « composite » des faibles revenus est moindre que celle des hauts revenus, mais l'écart est plus important avec l'indicateur pondéré. C'est assez logique car les dimensions de la qualité de la vie les plus sensibles au revenu, liens sociaux et conditions matérielles, ont des poids

Tableau 6
Indicateur composite de qualité de vie non pondéré et pondéré par les désirabilités des différentes dimensions

	Indicateur non pondéré	Indicateur pondéré
Sexe		
Femmes	0,22	0,23
Hommes	0,19	0,21
Situation principale vis-à-vis du travail		
Occupe un emploi	0,22	0,21
Etudiant	0,12	0,18
Chômage	0,32	0,44
Inactif	0,29	0,35
Retraité	0,16	0,17
Âge		
< 24 ans	0,21	0,24
25-34 ans	0,23	0,23
35-44 ans	0,24	0,26
45-54 ans	0,25	0,26
55-64 ans	0,20	0,21
65-74 ans	0,15	0,17
75-84 ans	0,18	0,17
> 84 ans	0,22	0,19
En couple		
Oui	0,18	0,19
Non	0,27	0,29
Diplôme		
Sans diplôme ou CEP	0,25	0,28
CAP, BEP, Brevet	0,22	0,24
BTS, Bac, Bac + 2	0,19	0,19
Supérieur à Bac + 2	0,17	0,15
Taille de l'unité urbaine en 1999		
Commune rurale	0,17	0,20
Unité urbaine < 10 000 habitants	0,16	0,19
Unité urbaine de 10 000 à 199 999 habitants	0,22	0,23
Unité urbaine de 200 000 à 1 999 999 habitants	0,26	0,25
Paris	0,23	0,21

→

plus importants que dans une simple moyenne. Pour des raisons analogues, chômeurs et inactifs voient eux aussi leur mauvaise situation se dégrader. Le profil par âge diffère un peu plus sensiblement. Avec des pondérations uniformes, les moins de 25 ans ont une qualité de vie moyenne, et celle des 85 ans ou plus est pire que la moyenne. Avec les pondérations issues de la régression, les moins de 25 ans se retrouvent dans une situation très dégradée par rapport à la moyenne, alors que les 85 ans ou plus sont nettement mieux que la moyenne. Ceci est dû pour les premiers à de mauvaises conditions matérielles, et pour les seconds à de bonnes conditions matérielles, et un plus faible poids de la santé physique. Enfin, les différences selon le lieu d'habitation sont sensiblement réduites. Ceci est dû au fait que beaucoup de dimensions de qualité de vie parmi les plus sensibles à ce critère, comme l'environnement ou l'insécurité, ont une moindre importance en termes de facteurs explicatifs de la satisfaction.

Peut-on espérer construire un indicateur de bien-être ?

Comme cette étude ainsi que celle conduite sur l'enquête qualité de la vie (Amiel, Godefroy, Lollivier, 2012) l'ont montré, il est possible sur données individuelles d'élaborer des indicateurs de qualité de vie pour toutes les dimensions préconisées dans le rapport Stiglitz. Ces indicateurs présentent de bonnes propriétés statistiques en termes d'homogénéité. Incidemment, le rapport privilégie les aspects matériels et la cohésion

sociale mais est peu disert sur d'éventuelles dimensions plus spirituelles ou artistiques qui seraient également susceptibles d'influencer la qualité de la vie des personnes.

L'étude montre qu'avant les difficultés matérielles, c'est la qualité des liens sociaux qui influence prioritairement la satisfaction retracée par les personnes interrogées. Viennent ensuite les difficultés de santé, les difficultés sur le lieu de travail, ou le chômage pour les personnes en recherche d'emploi, devant les problèmes d'insécurité physique ou économique, ou les questions liées à l'environnement, les trois derniers items étant peu significatifs, au moins avec un échantillon de la taille de *SCRV*.

La question que certains se posent est de savoir si, à partir de ces informations sur la qualité de la vie et la satisfaction des personnes, il serait concevable de construire un indicateur unique de bien-être. Cette question peut apparaître symbolique (souhaite-t-on détrôner le PIB ?), ou répondre plus modestement à des impératifs de communication. La réponse ne va pas de soi. En premier lieu, la réponse à la question sur la satisfaction ne semble pas pouvoir être utilisée comme indicateur unique de bien-être. Son caractère subjectif est critiqué, sans parler des problèmes de comparabilité interpersonnelles entre les préférences et des difficultés d'agrégation inhérentes à ce type de représentation.

Un meilleur candidat serait sans doute un indicateur composite de qualité de vie inspiré par la

Tableau 6 (suite)

	Indicateur non pondéré	Indicateur pondéré
Revenu		
Premier décile	0,45	0,55
Décile 2	0,34	0,40
Décile 3	0,28	0,33
Décile 4	0,25	0,25
Décile 5	0,19	0,20
Décile 6	0,20	0,18
Décile 7	0,19	0,16
Décile 8	0,16	0,14
Décile 9	0,13	0,12
Décile 10	0,11	0,11
Ensemble	0,21	0,22

Lecture : si l'on pondère les indicateurs de qualité de vie par la satisfaction qu'ils procurent, les bas revenus ont une plus faible qualité de vie que si on les additionne simplement.

Champ : France métropolitaine.

Source : *SCRV 2010* ; calcul des auteurs.

méthode de construction décrite précédemment et faisant intervenir des pondérations pouvant s'interpréter comme des désirabilités sociales. On pourrait dès lors concevoir un outil destiné au grand public analogue aux simulateurs d'indices de prix. L'indicateur serait proposé avec les pondérations issues du calcul, mais l'utilisateur pourrait faire varier ces pondérations selon ses propres critères. C'est un peu la démarche adoptée par l'OCDE sur son site web (« *Create Your Better Life Index* »), sauf que les pondérations seraient initialisées.

En conclusion, il y a ambivalence quant à l'intérêt d'un indicateur composite. D'un côté il est plus facile de communiquer sur les évolutions d'un indicateur unique que sur celles d'un tableau de bord. Selon cette logique, si

la qualité de vie est multidimensionnelle, elle n'en doit pas moins s'appréhender comme un ensemble cohérent et son suivi dans le temps doit être global. Désimbriquer les dimensions les unes des autres revient à braquer le viseur sur certaines et à en négliger d'autres, intentionnellement ou pas. D'un autre côté, pour les décideurs publics et les analystes, l'indicateur composite est de peu d'intérêt, car il est de loin préférable de connaître les dimensions sur lesquelles il est le plus utile d'agir, lorsque cela est possible. Enfin, de façon opérationnelle, il est tout aussi souhaitable de connaître les profils des populations les plus désavantagées sur les différents critères afin de cibler l'action publique de la façon la plus efficiente, ce qu'un indicateur unique ne permet pas. □

BIBLIOGRAPHIE

Albouy V., Godefroy P. et Lollivier S. (2010), « Une mesure de la qualité de la vie », *Insee Références*, France, portrait social, pp. 99-114.

Amiel M-H., Godefroy P. et Lollivier S. (2012), « Les personnes modestes en milieu urbain sont celles qui cumulent le plus de difficultés en matière de qualité de vie », *Insee Références*, France, portrait social, pp. 89-105.

Amiel M-H., Godefroy P. et Lollivier S. (2013), « Qualité de vie et bien-être vont souvent de pair », *Insee Première*, n°1428.

Alesina A., di Tella R. et MacCulloch R. (2001), « Inequality and Happiness: are Europeans and Americans Different? », *Journal of Public Economics*, vol. 88, n° 9-10, pp. 2009-2042.

Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2005), « De la théorie à une enquête méthodologique originale », *Économie et Statistique*, n° 374-375, pp. 21-51.

Bertschek I. et Lechner M. (1998), « Convenient estimators for the panel probit model », *Journal of Econometrics*, n° 87, pp. 329-371.

Breitung J. et Lechner M. (1996), « Estimation de modèles non linéaires sur données de panel par la méthode des moments généralisés », *Économie et Prévision*, n° 126, pp. 191-203.

Bouvier G. (2012), « Les "faux négatifs" du volet ménages de l'enquête Handicap-Santé 2008 »,

mimeo présenté aux Journées de Méthodologie Statistique.

Clark A. et Oswald A. (1994), « Unhappiness and Unemployment », *Economic Journal*, vol. 104, n° 424, pp. 648-659.

Clark A. et Oswald A. (1996), « Satisfaction and Comparison Income », *Journal of Public Economics*, vol. 61, pp. 359-381.

Clark A. et Senik C. (2010), « Who compares to whom? The anatomy of income comparisons in Europe », *The Economic Journal*, vol. 120, pp. 573-594.

Clark A. et Senik C. (2012), « Income comparisons in China », présentation à la conférence *Happiness and Economic Growth: Lessons from Developing Countries*, Cepremap, Paris School of Economics.

Decancq K., Fleurbaey M. et Maniquet F. (2012), « Multidimensional poverty measurement: Shouldn't we take preferences into account? », *mimeo*.

Di Tella R., Mac Culloch R. et Oswald A. (2001), « The Macroeconomics of Happiness », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, n° 4, pp. 809-827.

Diener E. (1984), « Subjective Well-Being », *Psychological Bulletin*, vol. 93, pp. 542-575.

Duée M. (2010), « Qu'est ce que le capital social ? », *Insee Références*, France, portrait social, pp. 115-119.

- Easterlin R. A. (1974)**, « Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence », dans P.A. David et M.W. Reder, édés, *Nations and Households in Economic Growth*, New-York, Academic Press, pp. 89-125.
- Efron B. et Tibshirani R. (1986)**, « Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measures of statistical accuracy », *Statistical Science*, vol. 1, n° 1, pp. 54-77.
- Ferrer-i-Carbonnell A. et van Praag B. (2001)**, « Poverty in Russia » *Journal of Happiness Studies*, vol. 2, n° 2, pp. 147-172.
- Fleche, S., C. Smith and P. Sorsa (2011)**, « Exploring Determinants of Subjective Wellbeing in OECD Countries: Evidence from the World Value Survey », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 921.
- Frey B. et Stutzer A. (2000)**, « Happiness, Economy and Institutions », *Economic Journal*, n° 110, pp. 918-938.
- Godefroy P. (2011)**, « Satisfaction dans la vie : les personnes se donnent 7 sur 10 en moyenne », *Insee Références*, France, portrait social, pp. 105-118.
- Gouriéroux C., Monfort A. et Trognon A. (1984)**, « Pseudo maximum likelihood methods: Theory », *Econometrica*, n° 52, pp. 681-700.
- Hajivassiliou V., McFadden D. et Ruud P. (1996)**, « Simulation of multivariate normal rectangle probabilities and their derivatives. Theoretical and computational results », *Journal of Econometrics*, n° 72, pp. 85-134.
- Kapteyn A. et van Hewarden F. (1980)**, « Interdependent Welfare Functions and Optimal Income Distribution », *Journal of Public Economics*, n° 14, pp. 375-397.
- Krueger, A. B., D. Kahneman, D. Schkade, N. Schwarz et A. A. Stone (2008)**, « National Time Accounting: The Currency of Life », papier présenté au premier meeting de la Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress.
- Le Jeannic Th. (2006)**, « Insécurité : perceptions et réalités », *Insee Références*, Données Sociales, pp. 637-647.
- Lollivier S. (2006)**, *Économétrie avancée des variables qualitatives*, *Economica*.
- Lollivier S. et Verger D. (1997)**, « Pauvreté d'existence, monétaire ou subjective sont distinctes », *Économie et Statistique*, n° 308-309-310, pp. 113-142.
- Lollivier S. et Verger D. (2005)**, « Trois apports des données longitudinales à l'analyse de la pauvreté », *Économie et Statistique*, n° 383-384-385, pp. 245-282.
- Ravallion M. et Lokshin M. (2001)**, « Identifying Welfare Effects from Subjective Questions », *Economica*, n° 68, pp. 335-357.
- Rizk C. et Boe J. (2006)**, « Les résultats de l'enquête de victimation 2006 », Grand Angle, n° 10, Bulletin statistique de l'Observatoire national de la délinquance.
- Robin J.-M. (2000)**, « Modèles structurels et variables explicatives endogènes », *Méthodologie statistique*, n° 2002, Insee.
- Sen A. (1987)**, *Commodities and Capabilities*, Oxford University Press, Oxford.
- Sen A. (1992)**, *Inequality Re-examined*, Clarendon Press, Oxford.
- Senik C. (2004)**, « When Information Dominates Comparison. Learning from Russian Subjective Panel Data », *Journal of Public Economics*, n° 88, pp. 2099-2133.
- Senik C. (2005)**, « What Can we Learn from Subjective Data? The Case of Income and Well-Being », *Journal of Economic Surveys*, vol. 19, n° 1, pp. 43-63.
- Stiglitz J., Sen A. et Fitoussi J.-P (2009)**, Rapport de la Commission sur la mesure des performances économiques et du progrès social, Éditions Odile Jacob.
- van Praag B. (1991)**, « Ordinal and Cardinal Utility », *Journal of Econometrics*, vol. 50, n° 7, pp. 69- 89.
- Winkelmann L. et Winkelmann R. (1998)**, « Why are the Unemployed so Unhappy? Evidence from Panel Data », *Economica*, n° 65, pp. 1-15.
- Évaluer la performance économique, le bien-être et la soutenabilité*, Rapport du Conseil d'analyse économique et du Conseil allemand des experts en économie, 2010.
- Rapport du Collège d'expertise sur le suivi statistique des risques psychosociaux au travail*, 2011.
- Report on the Task Force Multidimensional measurement of the quality of life*, Eurostat-Insee, 2011.

ESTIMER FACILEMENT DES MODÈLES QUALITATIFS STATIQUES SUR DONNÉES DE PANEL

Soient $i = 1, \dots, N$ les individus présents dans l'échantillon et $t = 1, \dots, T$ les dates d'observation. On considère le modèle dichotomique longitudinal suivant :

$$y_{it}^* = x_{it}\beta + u_{it}, \text{ avec } y_{it} = I(y_{it}^* > 0),$$

ou, matriciellement, pour un individu :

$$y_i^* = x_i\beta + u_i \quad (1)$$

y_{it} est la variable binaire observée, y_{it}^* la variable latente correspondante, x_{it} le vecteur ligne de l'ensemble des K variables explicatives et u_{it} un terme d'erreur. Le vecteur y_i de taille T contient la série temporelle de y pour l'individu i , x_i est la matrice ($T \times K$) des séries temporelles de x pour i . La fonction de répartition de u_i est $F(u_i)$. On suppose pour simplifier la présentation que les variables explicatives varient au cours du temps, mais le modèle peut s'étendre à des variables explicatives invariantes, comme le sexe.

1- L'endogénéité des variables explicatives

Les variables explicatives sont strictement exogènes si $F(u_i | x_i) = F(u_i)$. Comme cette hypothèse n'a aucune raison d'être vérifiée *a priori*, les économètres cherchent à modéliser l'endogénéité afin de pouvoir estimer des équations qui la prennent en compte. La façon la plus répandue consiste à faire apparaître dans l'équation à estimer un effet individuel invariant au cours du temps, c_i , et à supposer que conditionnellement à cet effet individuel, les variables explicatives sont strictement exogènes :

$$y_{it}^* = x_{it}\beta + c_i + v_{it} \quad (2)$$

avec :

$$F(v_i | x_i, c_i) = F(v_i).$$

Il y a endogénéité dès lors que l'estimateur de β dans l'équation (1) estimé sous l'hypothèse nulle d'exogénéité et celui de l'équation (2) diffèrent. Dans la suite, on va décrire de façon opératoire différentes façons d'estimer ces paramètres β et de tester l'exogénéité des variables explicatives (voir aussi Lollivier, 2006).

Les économètres utilisent habituellement deux façons de décrire les effets individuels c_i :

(a) Il n'est pas fait d'hypothèse paramétrique sur la loi des c_i , et ceux-ci doivent être estimés comme les autres paramètres ; dans le vocabulaire des statisticiens ce sont des paramètres incidents, les autres paramètres étant des paramètres d'intérêt. Pour ce cas, on parle parfois de modèles à effets fixes. Pour estimer de façon convergente la totalité des paramètres, incidents ou non, il faut que le nombre d'individus et le nombre de dates d'observation soient grands. Intuitivement, cela revient à dire que l'on ne peut estimer de façon satisfaisante un paramètre individuel que si le nombre d'observations par individu est suffisant. Quand la dimension temporelle est courte (T petit), l'estimation des paramètres incidents pose problème. La solution générale consiste à les escamoter dans la fonction de vraisemblance afin de pouvoir

estimer les seuls paramètres d'intérêt de façon convergente, c'est-à-dire de manière exacte, grâce à la taille de l'échantillon des individus. Avec les modèles pour lesquels la variable expliquée est continue, il suffit de calculer des écarts à la moyenne individuelle pour faire disparaître les c_i (modèle Within en économétrie). Avec les modèles non linéaires, il est en général impossible d'escamoter les c_i , sauf dans le cas très particulier du modèle *logit* dichotomique. Il faut alors supposer que les v_{it} sont indépendants en t et suivent une loi logistique. Pour ce modèle *logit*, on peut en effet montrer que le nombre de passages dans l'état 1 est une statistique exhaustive qui permet de calculer une vraisemblance conditionnelle. Du fait de la forme très particulière de la fonction de répartition de la loi logistique, les c_i disparaissent dans cette vraisemblance conditionnelle. On parle d'estimation par la méthode du modèle *logit* conditionnel, disponible dans les logiciels statistiques.

(b) On retient des hypothèses statistiques sur la loi des c_i , et plus précisément sur la corrélation entre les c_i et les x_i qui est responsable de l'endogénéité. On suppose en général que cette corrélation est linéaire en x_i , de sorte que l'effet individuel peut s'écrire :

$$c_i = \sum_t x_{it}\gamma_t + \delta_i$$

où δ_i est un aléa indépendant de x_i :

$$G(\delta_i | x_{it}, t = 1, 2, \dots, T) = G(\delta_i).$$

On suppose également que les aléas δ_i et ε_i sont normaux, de sorte que le modèle résultant est un modèle *probit* « augmenté » de façon à ce que dans ce nouveau modèle normal, l'ensemble des variables, initiales et utilisées pour l'augmentation, soient exogènes. On est alors amené à estimer un modèle *probit* sur données de panel avec variables explicatives exogènes :

$$y_{it}^* = x_{it}\beta + \sum_j x_{ij}\gamma_j + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

avec $F_t(\varepsilon_{it} | x_{ij}, j = 1, 2, \dots, T) = F_t(\varepsilon_{it})$.

Notons que la matrice de variance temporelle de ε_i , le vecteur des ε_{it} à i fixé, est une matrice de variance quelconque, avec seulement des termes diagonaux unitaires pour assurer l'identification des paramètres. Or le vecteur x_{it} est souvent de grande taille (toutes les variables explicatives dynamiques à toutes les dates), ce qui conduit à estimer beaucoup de paramètres dans $\gamma : T \times K$! Une façon de réduire le nombre de paramètres à estimer dans le *probit* augmenté est de ne pas introduire tous les vecteurs x_{it} mais seulement leur moyenne temporelle \bar{x}_i , comme dans le modèle de Mundlak sur données quantitatives. Dans le cas linéaire, le modèle de Mundlak conduit aux estimateurs *within*, et l'augmentation n'est qu'une façon parmi d'autres de procéder à une même estimation. En revanche, dans le cas non linéaire, l'augmentation par les moyennes temporelles plutôt que par la totalité des variables dynamiques ajoute une deuxième hypothèse paramétrique, à savoir l'égalité des γ_t pour tous t . C'est néanmoins de cette façon que l'on procédera dans l'article pour estimer des modèles *probit*

augmentés. Le test d'endogénéité est alors un test de nullité globale de γ .

2- L'estimation du modèle *probit* dichotomique statique

On estime cette fois le modèle (3), avec des variables explicatives exogènes. Dans cette annexe, on ne fera pas apparaître le terme $\sum_j x_{ij}\gamma_j$ pour ne pas alourdir les notations. Cependant, la matrice de variance du terme d'erreur normal ε_i est quelconque. Une estimation par la méthode du maximum de vraisemblance est très compliquée dès que la dimension temporelle est supérieure à trois, car il faut calculer des intégrales gaussiennes multiples, ce que l'on ne sait faire que par simulation (Hajivassiliou, McFadden, Ruud, 1996). De surcroît, les estimateurs ne sont convergents que lorsque le nombre de simulations est infini, et par conséquent ne le sont pas dans la pratique.

Une façon beaucoup plus simple est de recourir à des estimateurs du pseudo-maximum de vraisemblance, qui présentent en outre l'intérêt d'être convergents quelque soit la matrice de variance de ε_i .

Rappel sur les *m*-estimateurs

Soit θ l'ensemble des paramètres que l'on cherche à estimer, et θ_0 leur « vraie » valeur. Les *m*-estimateurs sont des estimateurs extrémaux, obtenus suite à la maximisation d'une expression du type :

$$q_N(\theta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \psi(y_i, x_i, \theta).$$

Si $q_N(\theta)$ tend uniformément vers $E\psi(Y, X, \theta)$, alors $\hat{\theta}_N$ converge vers la pseudo-valeur θ_∞ qui maximise $E\psi(Y, X, \theta)$. La condition requise $\theta_\infty = \theta_0$ n'est bien sur pas satisfaite pour une fonction ψ quelconque. Si la convergence vers θ_0 est assurée, et moyennant des conditions de régularité, $\sqrt{N}(\hat{\theta}_N - \theta_0)$ converge en loi vers $N(0, J_0^{-1} I_0 J_0^{-1})$, où :

$$I_0 = V \frac{\partial \psi}{\partial \theta}(Y, X, \theta_0) \approx \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\partial \psi}{\partial \theta}(y_i, x_i, \hat{\theta}_N) \frac{\partial \psi}{\partial \theta}(y_i, x_i, \hat{\theta}_N),$$

et

$$J_0 = -E \frac{\partial^2 \psi}{\partial \theta \partial \theta}(Y, X, \theta_0) \approx -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\partial^2 \psi}{\partial \theta \partial \theta}(y_i, x_i, \hat{\theta}_N).$$

Le pseudo-maximum de vraisemblance

Dans une famille de fonctions ψ donnée, l'estimateur qui fournit la plus grande précision est celui du maximum de vraisemblance. Soit en effet $f(y, x, \theta)$ la densité du modèle. Si on choisit $\psi = \log f$, l'inégalité de Jensen assure la convergence de l'estimateur. On peut en outre montrer que l'estimateur est asymptotiquement efficace, et que $I_0 = J_0$.

En revanche, l'estimateur du maximum de vraisemblance n'est pas toujours facile à calculer, et il n'est

pas robuste : une erreur de spécification le rend non convergent.

D'autres méthodes, comme celle des GMM ou celle des moindres carrés non linéaires, utilisées lorsque la variable expliquée est observée sont moins efficaces mais plus robustes. On décrit ici la méthode du pseudo-maximum de vraisemblance, bien adaptée aux variables discrètes (Gouriéroux, Monfort, Trognon, 1984). L'idée est de remplacer la densité du modèle par celle d'un pseudo-modèle mal spécifié, mais vérifiant des propriétés portant sur les moments de la variable observée, en l'occurrence le moment d'ordre 1.

Soit $m(X, \theta_0) = E(Y|X)$ la vraie espérance conditionnelle de la variable observée, calculée donc avec la densité f . On suppose que l'on ne commet pas d'erreur de spécification sur l'espérance, et que θ est identifiable au premier ordre :

$$P[m(X, \theta) = m(X, \theta_0)] = 1 \Rightarrow \theta = \theta_0.$$

On s'intéresse enfin aux fonctions ψ de la forme $\psi(Y, X, \theta) = \log g(Y, m(X, \theta))$, où $g(Y, m)$ est la vraisemblance d'un pseudo-modèle d'espérance m . On peut alors montrer que l'estimateur $\hat{\theta}_N$ est convergent si et seulement si le pseudo-modèle est linéaire exponentiel d'espérance m :

$$\log g(Y, m) = A(m) + B(Y) + C(m)Y, EY = m.$$

L'application au modèle *probit* dichotomique

L'idée est qu'à chacune des dates, on peut mettre en évidence un moment d'ordre 1 de la variable observée indépendamment de la matrice de variance du terme d'erreur :

$$m_t(x_{it}, \beta) = E(y_{it} | x_{it}) = \Phi(x_{it}\beta).$$

Soit alors $m(x_i, \beta)$ le vecteur des $m_t(x_{it}, \beta)$.

Si l'on choisit $A(m) = \sum_{t=1}^T \log(1 - m_t)$, $B(m) = 0$ et

$$C(m)' = \begin{bmatrix} \log[m_1 / (1 - m_1)] \\ \vdots \\ \log[m_T / (1 - m_T)] \end{bmatrix}, \text{ alors la pseudo-vraisemblance s'écrit :}$$

blance s'écrit :

$$\begin{aligned} q_N(\beta) &= \sum_{t=1}^T \log(1 - m_t(x_{it}, \beta)) + \sum_{t=1}^T y_{it} \log \frac{m_t(x_{it}, \beta)}{1 - m_t(x_{it}, \beta)} \\ &= \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T [y_{it} \log \Phi(x_{it}\beta) + (1 - y_{it}) \log(1 - \Phi(x_{it}\beta))]. \end{aligned}$$

Elle correspond exactement à la vraisemblance d'un modèle *probit* en panel pour laquelle la matrice de variance-covariance du terme d'erreur serait l'identité. En d'autres termes, la pseudo-vraisemblance est égale à la vraisemblance du modèle *probit* empilé. On peut également montrer que cet estimateur est un estimateur obtenu avec la méthode des moments conditionnels (Breitune et Lechner, 1996 ; Bertschek et Lechner, 1998).

De ce fait, l'estimateur du maximum de vraisemblance du modèle *probit* empilé est convergent même lorsque la matrice Γ n'est pas diagonale. Pour l'estimer, il n'est

pas besoin d'effectuer d'hypothèses particulières sur cette matrice. Cet estimateur du pseudo-maximum de vraisemblance est donc robuste aux erreurs de spécifications que l'on est susceptible de commettre lorsque l'on effectue des hypothèses sur β destinées à simplifier l'estimation du modèle par la méthode du maximum de vraisemblance. Le calcul est en outre beaucoup plus simple, car il n'est pas nécessaire de recourir à des méthodes d'estimation complexes (simulation,...) surtout lorsque la dimension temporelle est importante.

La méthode se généralise au modèle *probit* polytomique ordonné également utilisé dans l'article. Le formalisme est néanmoins sensiblement plus lourd car il faut faire intervenir à une date donnée tous les moments d'ordre 1 qui correspondent aux probabilités d'être dans chacun des états de la variable polytomique.

Le calcul de la matrice de variance de l'estimateur

Cette technique ne fournit cependant que des estimateurs des paramètres β (et des paramètres utilisés pour l'augmentation, assimilés ici aux β pour alléger les notations). Or, pour mener à bien des tests, notamment de significativité, il est nécessaire de déterminer un estimateur de la matrice de variance asymptotique des paramètres. Comme pour tous les *m*-estimateurs, la théorie du pseudo-maximum de vraisemblance décrit les formules nécessaires au calcul de cette matrice, mais celles-ci sont très compliquées et le calcul difficile. Une façon plus simple de calculer la matrice est de recourir à une technique de *bootstrap*, les termes d'erreur étant indépendants et de même loi (I.I.D.) par rapport aux individus (Efron, Tibshirani, 1986)

La méthode mise en œuvre consiste à effectuer une succession de tirages avec remise de taille N parmi les N individus (ceux-ci étant indexés par i ; à chaque

individu correspond la totalité des T dates). On construit ainsi B échantillons *bootstrap*. Pour chacun de ces échantillons, on estime le modèle *probit* empilé décrit précédemment. À l'issue de ces B estimations, on dispose de l'ensemble de paramètres $\beta_b, b = 1, \dots, B$. Lorsque B tend vers l'infini, on sait que la moyenne et la matrice de variance empiriques des $\beta_b, b = 1, \dots, B$ sont des estimateurs convergents des paramètres et de leur matrice de variance. Dans la mesure où l'échantillon est de grande taille, on se situe dans des conditions asymptotiques pour l'estimation des paramètres du modèle ($N \rightarrow +\infty$). Or, on a vu que les estimateurs du pseudo-maximum de vraisemblance suivent asymptotiquement une loi normale. Il n'est donc pas nécessaire d'utiliser la technique du *bootstrap* pour approximer la loi asymptotique des paramètres, puisqu'elle est connue (Il serait en revanche légitime de recourir au *bootstrap* pour approximer la loi des paramètres à distance finie, car celle-ci est inconnue). Le *bootstrap* est en revanche précieux pour disposer d'un estimateur de la matrice de variance asymptotique des paramètres, et conduire les tests.

Conclusion

Si la théorie développée ici peut apparaître complexe, sa mise en œuvre pratique est extrêmement simple et bien adaptée aux économètres ne voulant pas se lancer dans une programmation complexe, comme c'est le cas avec les méthodes de simulation. Les modèles *logit* conditionnels sont disponibles dans les logiciels statistiques. Les modèles *probit* augmentés s'estiment comme des modèles *probit* simples en coupe. La seule complication est le calcul de la matrice de variance des estimateurs par *bootstrap*, qui ne prend que quelques lignes de programmation, infiniment moins que le recours à des méthodes de simulation. En outre, les estimateurs obtenus sont convergents, indépendamment de toute hypothèse sur la forme de la matrice de variance du terme d'erreur u_i .