

# Satisfaction générale dans la vie et satisfactions particulières

Structure, interprétation et comparabilité entre  
populations

---

**Documents de travail**

**N° F2021-02 - Mai 2021**



# Satisfaction générale dans la vie et satisfactions particulières

Structure, interprétation et comparabilité entre populations

**Stéphane Legleye (Insee-DSDS, Université Paris-Saclay, Inserm-CESP), Alexandra Rouquette (Université Paris-Saclay, Inserm-CESP)**

## Table des matières

Résumé.....	2
Abstract.....	3
INTRODUCTION : .....	4
Données.....	5
Analyses factorielles .....	6
Analyses statistiques .....	6
RESULTATS.....	9
QUESTION 1 : Structure de la satisfaction dans l'ensemble de la population.....	9
Synthèse de la première question.....	12
QUESTION 2 : La satisfaction dans la vie « en général » est-elle un bon proxy de la satisfaction dans les différentes composantes étudiées ?.....	13
Synthèse de la question 2 :.....	13
QUESTION 3 : le construit de satisfaction est-il invariant selon l'âge, le niveau de vie et la taille d'unité urbaine du lieu d'habitation ? .....	14
INVARIANCE SELON LA TRANCHE D'ÂGE .....	14
INVARIANCE SELON LE NIVEAU DE VIE.....	16
INVARIANCE SELON LA TAILLE D'UNITÉ URBAINE.....	17
Synthèse de la troisième question : .....	18
Références .....	19

# Satisfaction générale dans la vie et satisfactions particulières

## Structure, interprétation et comparabilité entre populations

### Résumé

Chaque année, la satisfaction relative aux conditions de vie est mesurée à travers six questions dans l'enquête Statistiques sur les ressources et conditions de vie (SRCV) : la satisfaction relative au logement, aux loisirs, au travail, aux relations avec la famille et les amis font chacune l'objet d'une question spécifique tandis qu'une sixième question porte sur la satisfaction relative à la vie que l'on mène actuellement, souvent dénommée « satisfaction dans la vie en général » ou « satisfaction générale dans la vie ». Il s'agit très souvent de l'unique question mobilisée dans les études portant sur la satisfaction : cela fait *a priori* sens dans la mesure où la vie semble englober l'ensemble des dimensions que l'on pourrait imaginer questionner en détail. Dans ce travail, nous montrons d'abord que le construit « satisfaction » sous-jacent aux cinq sous-dimensions étudiées est bidimensionnel, opposant une composante plutôt matérielle (logement, travail et loisirs) à une autre plus relationnelle (famille et amis), cette dernière expliquant une part de variance nettement plus grande que la première. Ensuite, nous montrons que la variance des réponses à la question « satisfaction générale dans la vie » est surtout expliquée par la composante matérielle du construit et qu'elle se révèle un mauvais proxy du construit bidimensionnel de satisfaction : autrement dit, utiliser la question sur la satisfaction dans la vie en général comme mesure synthétique de la satisfaction revient peu ou prou à s'intéresser à la satisfaction relative aux conditions matérielles de vie et très peu aux relations sociales. Enfin, nous montrons que le construit bidimensionnel de satisfaction présente une invariance métrique mais non scalaire du point de vue de l'âge, et de la taille d'unité urbaine et une invariance métrique seulement partielle du point de vue du niveau de vie. Cela autorise à comparer des coefficients de corrélation impliquant les facteurs latents sous-jacents aux items de satisfaction entre des groupes définis par ces critères d'âge ou de lieu de résidence, mais pas de niveau de vie. Dans tous les cas, les moyennes des facteurs latents entre groupes ne peuvent être comparées avec fiabilité. En toute rigueur, cette importante limite implique qu'il est également difficile de comparer les niveaux moyens de chacune des variables de satisfaction entre des sous-populations définies par ces critères ; cette restriction vaut aussi pour la satisfaction générale dans la vie.

**Mots clefs** : Invariance de mesure ; satisfaction dans la vie ; SRCV

# General life satisfaction and specific satisfactions

## Structure, interpretation and comparability across populations

### Abstract

Each year, satisfaction with living conditions is measured through six questions in the French sample of the Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) survey: satisfaction with housing, leisure, work, and relations with family and friends are each the subject of a specific question, while a sixth question concerns satisfaction with one's current life, often referred to as "satisfaction with life in general" or "general satisfaction with life". This is very often the only question used in studies of satisfaction: it makes sense a priori insofar as life seems to encompass all the dimensions that one could imagine questioning in detail. In this work, we first show that the "satisfaction" construct underlying the five sub-dimensions studied is two-dimensional, opposing a rather material component (housing, work and leisure) to a more relational one (family and friends), the latter explaining a much larger share of the variance than the former. Second, we show that the variance of responses to the question "general life satisfaction" is mainly explained by the material component of the construct and that it is a poor proxy for the two-dimensional satisfaction construct. In other words, using the question on general life satisfaction as a synthetic measure of satisfaction is more or less the same as being interested in satisfaction with material living conditions and very little with social relations. Finally, we show that the two-dimensional satisfaction construct reach metric but not scalar invariance with respect to age and urban unit size, and only partially metric invariance with respect to standard of living. This makes it possible to compare correlation coefficients involving the latent factors underlying the satisfaction items between groups defined by these criteria of age or place of residence, but not of standard of living. In any case, the means of the latent factors between groups cannot be reliably compared. Strictly speaking, this important limitation implies that it is also difficult to compare the average levels of each of the satisfaction variables between subpopulations defined by these criteria; this limitation also applies to general life satisfaction.

**Keywords:** Measurement invariance; life satisfaction; SRCV EU-SILC.

## INTRODUCTION :

Depuis la parution du rapport Stiglitz-Sen-Fitoussi sur la mesure des performances économiques et du progrès social par la Commission européenne en 2009 (Stiglitz, Sen et al. 2009), s'est imposée la nécessité d'apporter des éléments qualitatifs alternatifs à la mesure des revenus et du produit intérieur brut. Sous cette impulsion et en collaboration avec Eurostat, les instituts nationaux de statistique européens ont ainsi cherché à mesurer divers aspects du bien-être. En France, c'est principalement dans l'enquête Statistiques sur les ressources et les conditions de vie des ménages (SRCV) qu'ont eu lieu ces ajouts. Y sont ainsi posées à intervalles réguliers des batteries de questions permettant d'évaluer de nombreux aspects du bien-être (affects, soutien social, santé, humeur, etc.) Cinq questions, posées annuellement, concernent la satisfaction vis-à-vis de domaines spécifiques de la vie « en général »<sup>1</sup>. Ce sont celles-ci qui feront l'objet de ce travail. L'intitulé de ces questions est le suivant :

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

1. La vie que vous menez actuellement
2. Votre logement (logement, environnement, localisation)
3. Votre emploi principal
4. Vos loisirs
5. Vos relations avec votre famille
6. Vos relations avec vos amis

La première question de cette série concerne la satisfaction à propos de la vie que l'on mène actuellement : c'est la plus générale des six par son objet. Dans la littérature, il apparaît que la réponse fournie à cette question est utilisée comme un proxy de la satisfaction « en général », c'est-à-dire implicitement comme un résumé de la satisfaction dans chacun des domaines de la vie que l'on pourrait imaginer questionner. Cette assimilation fait *a priori* sens, mais est-elle justifiée empiriquement ? Peut-on considérer qu'une seule question permet de résumer un concept vague comme celui de la satisfaction au sens large, dans toutes les composantes de l'existence ? Dans SRCV, les cinq domaines que sont le logement, l'emploi, les loisirs et les relations amicales et familiales sont évalués en même temps que « la vie menée actuellement ». À défaut de pouvoir répondre à cette question, nous chercherons donc à évaluer la pertinence de considérer la « satisfaction relative à la vie menée actuellement » comme un bon résumé de la satisfaction dans les cinq domaines cités. Une réponse positive suggèrera qu'une unique question permet de résumer les cinq dimensions ; en cas de réponse négative, il sera établi le caractère insuffisant de cette unique question lorsqu'il s'agit de résumer la satisfaction en un sens général.

Il faut garder à l'esprit que les cinq questions relatives aux satisfactions dans les domaines du logement, des loisirs, des relations amicales et familiales et du travail n'ont pas été conçues comme un ensemble exhaustif visant à révéler le concept de satisfaction dans son ensemble et devant composer un instrument standardisé. D'autres domaines sont évidemment absents : santé physique et mentale, vie de couple, enfants, etc. La liste serait difficile à clore. Il s'agit plutôt d'un ensemble de questions simples, relatives à quelques domaines particuliers et posées systématiquement ensemble et qui par là-même, font sens. Nous les évaluerons donc comme nous le ferions dans une étude de validation psychométrique, en gardant à l'esprit qu'elles ne composent pas un instrument standardisé.

Nous chercherons à vérifier les points suivants :

---

<sup>1</sup> La mesure du bien-être à l'aide de ce type de questions sur la satisfaction est une question en soi, mais qui dépasse le cadre de cette étude : un prochain document de travail y sera consacré. Pour une revue des recommandations tirées du rapport Sen-Fitoussi-Stiglitz voir Clerc, M., M. Gaini and D. Blanchet (2010). Les préconisations du rapport Stiglitz-Sen-Fitoussi: quelques illustrations. L'économie française, comptes et dossiers. Paris, Insee.

1/ Peut-on considérer que le construit mesuré par les cinq items de satisfaction relative au logement, aux loisirs, au travail et aux relations familiales et amicales est unidimensionnel ? L'unidimensionnalité du construit permettrait de justifier la construction d'un score de satisfaction basé sur la simple somme des réponses à ces 5 items. L'absence d'unidimensionnalité permettrait de mettre en évidence la présence de sous-dimensions de la satisfaction.

2/ La question sur la satisfaction dans la vie « en général » peut-elle être utilisée comme proxy de la satisfaction définie par les cinq domaines étudiés au point 1 ?

3/ Enfin, le construit « satisfaction » mesuré par les 5 items est-il invariant selon l'âge, le niveau de vie et la taille d'unité urbaine du lieu d'habitation ? Si oui, c'est-à-dire en cas d'invariance de la mesure, cela permettra d'assurer que s'il existe une différence de moyennes du score de satisfaction entre ces sous-populations, cette différence est bien le reflet d'une différence de satisfaction et pas liée à une différence d'interprétation d'une ou plusieurs des 5 questions dans les différentes sous-populations. Cela sera assuré pour le score sur chacune des sous-dimensions du construit. De même, en cas d'invariance, si une corrélation existe entre le score à chacune des sous-dimensions et le niveau de vie par exemple, il sera possible d'assurer que cette corrélation n'est pas un artefact lié à une interprétation différente d'une ou plusieurs des 5 questions selon le niveau de vie.

## Données

Les données utilisées ici étaient celles de la collecte 2017 de SRCV. L'échantillon a été restreint aux 15-64 ans en activité professionnelle, afin de pouvoir mobiliser la question sur la satisfaction relative au travail. Dans SRCV, toutes les personnes membres du ménage étaient en principe interrogées, mais aucun traitement particulier n'a été apporté pour corriger de la non-réponse totale en cas d'absence d'une personne, en dehors d'une repondération par la taille du ménage et le nombre de présents. La plupart des questions, y compris les questions portant sur la santé, pouvaient être répondues pour les absents par une personne présente répondant en son nom. Toutefois, ce n'était pas le cas des six questions portant sur la satisfaction, qui se trouvent ainsi affectées d'un grand nombre de non-réponse, en partie parmi les jeunes.

Pour cette étude, nous avons appliqué une correction spécifique pour tenir compte des caractéristiques individuelles des non-répondants à ces questions : les variables prises en compte étaient l'âge, le sexe, le statut professionnel, le type de ménage, le fait de disposer d'un autre logement que l'on habite au moins une partie du temps, le niveau d'études, et les limitations fonctionnelles reflétant un mauvais état de santé physique.

Tous les participants répondant aux critères suivants ont été analysés : avoir répondu aux 6 questions de satisfaction, être en emploi au moment de l'enquête et avoir son groupe social (profession et catégorie sociale sur une position) renseigné (n=6974).

Les données relatives aux différentes satisfactions étant obtenues à l'aide de variables ordonnées sur une échelle de 0 à 10 ont été considérées comme numériques.

## Analyses factorielles

L'origine des analyses statistiques factorielles remonte aux travaux de Spearman sur l'intelligence et à la recherche du facteur général 'g' (Spearman 1904) et a connu des développements mathématiques très importants durant la première moitié du XX<sup>ème</sup> siècle, notamment grâce aux travaux de Thurstone. L'idée de base est qu'il existe un concept inobservé, mais dont nous quantifions toutefois certains aspects à travers des questions adressées aux personnes concernées. Le concept latent s'exprime ainsi via des variables manifestes. On peut trouver une présentation en français des idées et approches mathématiques sous-jacentes dans (Martin 1997) et une présentation pédagogique dans le chapitre 15 du manuel du logiciel Jamovi (Navarro and Foxcroft 2020)<sup>2</sup>.

Plus formellement, le modèle qui nous intéresse dans cette étude est le modèle en facteurs communs et spécifiques (dit aussi modèle réflexif par postulation). Il postule qu'il existe un ou plusieurs facteurs latents non mesurés qui informent (ou se reflètent) dans les mesures des variables manifestes que sont les notes de satisfaction fournies explicitement par les répondants en réponse aux questions spécifiques qu'on leur pose. Il est possible de décrire le lien existant entre les facteurs communs  $m$  (les variables latentes) et la variable manifeste  $j$  (l'une de nos cinq variables de satisfaction) par ( $i$  étant l'indice du sujet) :

$$(Eq 1) \text{ satisfaction}_{i,j} = \alpha_j + \sum_{m=1}^M \beta_{j,m} \times \text{facteur}_m + \epsilon_{i,j}$$

Avec  $\epsilon_{i,j} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$

La réponse du sujet  $i$  à l'item « satisfaction »  $j$  est donc une combinaison linéaire des facteurs communs  $m$  ( $\beta_{j,m}$  étant nommée « charge » du facteur  $m$  sur l'item  $j$ ) et d'un facteur spécifique d'item  $\epsilon$ . Le coefficient  $\alpha_j$  est l'ordonnée à l'origine ou intercept. La signification de ces coefficients dans l'évaluation de l'invariance est précisée plus loin.

## Analyses statistiques

### 1<sup>ère</sup> question :

L'unidimensionnalité a été vérifiée à l'aide :

- du critère de Kaiser à partir du diagramme des valeurs propres consistant à retenir autant de dimension que de valeurs propres > 1
- de l'analyse parallèle à partir du diagramme des valeurs propres consistant à simuler plus d'une dizaine de bases de données ayant le même nombre d'items et de sujets que celle qui est étudiée mais sans qu'il y ait aucune corrélation entre les items dans ces bases simulées (donc pas de structure dimensionnelle). Le nombre de dimensions retenues est égal au nombre de valeurs propres dans l'échantillon étudié supérieures aux valeurs propres des bases simulées (Cattell 1966)<sup>3</sup>
- de l'étude de l'adéquation d'un modèle d'AFC à un facteur.

En cas de mauvaise adéquation du modèle unifactoriel, une analyse factorielle exploratoire (AFE) à 2 facteurs était réalisée avec rotation oblique (oblimax) afin d'identifier une éventuelle structure bidimensionnelle sous-jacente. L'adéquation de la structure révélée en AFE était ensuite évaluée par celle du modèle d'AFC correspondant.

---

<sup>2</sup> Pour une illustration simple : <https://stats.idre.ucla.edu/spss/seminars/introduction-to-factor-analysis/a-practical-introduction-to-factor-analysis/>

<sup>3</sup> Il s'agit de simuler des valeurs propres aléatoires sur un jeu de données de taille identique et de représenter les histogrammes de ces simulations en plus de l'histogramme des vraies valeurs propres étudiées.

La consistance interne, c'est-à-dire l'homogénéité (ou corrélations mutuelles) des items définissant chaque facteur latent (ou sous-dimension), a été évaluée à l'aide du coefficient omega (McDonald 1999) et jugée comme acceptable dès à 0,7<sup>4</sup>.

### 2<sup>ème</sup> question :

La satisfaction générale dans la vie est un proxy (au sens d'approximation ou de résumé) du construit de satisfaction si ce dernier apparaît très lié à celle-ci. Cette liaison peut s'apprécier et se quantifier de deux plusieurs façons. La première, simple et intuitive, prescrit de mesurer la dépendance linéaire entre les cinq indicateurs du construit de satisfaction et la question sur la satisfaction générale dans la vie, ce qui peut s'effectuer par une simple régression linéaire (la variable dépendante étant la question sur la satisfaction générale dans la vie). Le construit étant en fait bidimensionnel (cf. infra), la question devient : quelle dimension explique le mieux la satisfaction générale dans la vie ?

Une seconde façon est d'explorer les corrélations entre les six questions (les cinq du construit et la satisfaction générale dans la vie) comme précédemment à l'aide d'une analyse factorielle confirmatoire.

### 3<sup>ème</sup> question :

Le concept d'invariance de mesure s'applique non pas à item unique, mais à une batterie d'items contribuant à construire une mesure d'un concept. Le « concept d'équivalence (ou d'invariance) des mesures se définit comme le fait de déterminer si, dans différentes conditions d'observation et d'étude d'un phénomène, les activités de mesure produisent des mesures du même attribut. » (Horn and McArdle 1992), p 117. Il s'agit d'une propriété statistique des mesures qui assure qu'un unique concept est quantifié à travers des groupes particuliers. Cela signifie que la fonction de réponse (le modèle sous-jacent) est identique (dans sa forme fonctionnelle et tout ou partie de ses paramètres suivant le degré d'invariance requis) dans tous les groupes. Par exemple, s'il y a invariance suivant l'âge du construit de satisfaction, alors deux personnes quantifieront de la même manière leur satisfaction, quel que soit leur groupe d'âge. Cette hypothèse d'égalité de la fonction de réponse est importante pour pouvoir comparer les niveaux du construit de satisfaction entre les groupes : en cas d'invariance, une différence dans le score de satisfaction du construit signe bien une satisfaction différente ; en cas d'absence d'invariance au contraire, la différence peut résulter d'écart de contribution des différents items au score. Dans ce cas, on n'est pas certain qu'une différence de niveau signe véritablement une différence.

Reprenons les équations précédentes :

$$(Eq 1) \text{ satisfaction}_{i,j} = \alpha_j + \sum_{m=1}^M \beta_{j,m} \times \text{facteur}_m + \epsilon_{i,j}, \text{ Avec } \epsilon_{i,j} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$$

L'invariance de la mesure selon une caractéristique du sujet (par exemple la tranche d'âge) signifie que les paramètres de cette équation sont identiques quelle que soit la modalité de cette caractéristique. On distingue plusieurs niveaux croissants d'invariance dont les trois principaux sont l'invariance configurale, l'invariance métrique et l'invariance scalaire.

**L'invariance configurale** signifie que la structure du construit (dimensionnalité et charges dominantes des facteurs sur chaque item) est identique selon les modalités de la caractéristique (selon les tranches d'âge, par

---

<sup>4</sup> Le coefficient varie entre 0 et 1 ; l'élévation de sa valeur allant de pair avec le caractère homogène des items testés. Il n'existe pas de consensus sur la question du seuil, 0,7 étant une valeur classique en psychométrie. Le omega a été retenu préférablement à l'alpha de Cronbach pour ses qualités métrologiques supérieures : Béland, S., D. Cousineau and N. Loye (2017). "Utiliser le coefficient omega de McDonald à la place de l'alpha de Cronbach." *Revue des sciences de l'éducation* 52(3): 791-804, Bourque, J., D. Doucet, J. LeBlanc, J. Dupuis and J. Nadeau (2019). "L'alpha de Cronbach est l'un des pires estimateurs de la consistance interne : une étude de simulation." *Ibid.* 45(2): 78-99.

exemple). Ce niveau d'invariance est nécessaire pour assurer que le construit que l'on mesure est bien défini par les mêmes éléments dans les groupes définis par la caractéristique.

**L'invariance métrique** signifie que les charges des facteurs sur les items, c'est-à-dire les poids (ou pentes)  $\beta_{j,m}$  ont la même valeur quelle que soit la modalité de la caractéristique. Autrement dit, l'importance de chaque item pour définir le facteur auquel il est associé est identique dans tous les groupes définis par la caractéristique. Ce niveau d'invariance est nécessaire pour pouvoir comparer les coefficients de corrélation impliquant la variable latente représentant le construit (ou une de ses sous-dimensions) et d'autres variables dans les différents groupes définis par la caractéristique. Si l'adéquation du modèle où les betas sont contraints à l'égalité dans tous les groupes n'est pas différente de celle du modèle où ces betas sont librement estimés dans chaque groupe (celui de l'invariance configurale), alors le niveau d'invariance métrique est atteint.

**L'invariance scalaire** signifie qu'en plus de l'égalité des  $\beta_{j,m}$ , les intercepts  $\alpha_j$  sont identiques entre les groupes. Autrement dit, l'item n'est pas plus « difficile » (à niveau sur le facteur identique, la probabilité de répondre par une valeur élevée est identique dans tous les groupes<sup>5</sup>) pour aucun des groupes. Ce niveau d'invariance est nécessaire pour pouvoir comparer les moyennes du score total (ou des sous-dimensions) dans les différents groupes définis par la caractéristique. Si l'adéquation du modèle où les betas et les alpha sont contraints à l'égalité dans tous les groupes n'est pas différente de celle du modèle où les alpha sont librement estimés dans chaque groupe (celui de l'invariance métrique), alors le niveau d'invariance scalaire est atteint.

Pour tester si l'adéquation de chacun de ces modèles d'analyse factorielle confirmatoire est différente, on teste la significativité de l'écart de  $\chi^2$  global en tenant compte de l'écart entre les nombres de paramètres de chaque modèle associé ; c'est le test des modèles emboîtés classique.

Pour chaque niveau d'invariance, il est possible, si ce niveau n'est pas atteint globalement, de rechercher une invariance « partielle ». Pour cela, les indices de modification (qui indiquent de combien la statistique de  $\chi^2$  varierait si la contrainte sur le paramètre était relâchée) de chaque paramètre peuvent être examinés pour identifier celui dont la contrainte, en étant relâchée, pourrait le plus améliorer l'adéquation du modèle. Le niveau d'invariance partielle est atteint lorsque l'adéquation du modèle avec certaines contraintes relâchées n'est plus significativement différente du modèle où toutes les contraintes sont relâchées. Pour une approche plus détaillée et des exemples de mise en œuvre, voir (Brown 2015).

Les analyses ont été conduites à l'aide du logiciel SAS (proc factor) pour les parties exploratoires et du logiciel MPlus pour les analyses factorielles (estimateur robuste du maximum de vraisemblance : MLM). L'adéquation des modèles d'analyse factorielle confirmatoires (AFC) a été jugée acceptable si le *Comparative Fit Index* (CFI) était supérieur à 0,95 et le *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) était inférieur à 0,06 (Hu and Bentler 1999). Un aperçu théorique et une mise en pratique accessible des analyses factorielles confirmatoires se trouve dans (Brown 2015).

---

<sup>5</sup> Le terme « difficile » provient de la psychométrie qui traditionnellement étudiait divers aspects de l'intelligence à l'aide de tests où la performance s'évalue par les réponses justes à des questions (ou « items ») de difficultés variables.

## RESULTATS

### QUESTION 1 : Structure de la satisfaction dans l'ensemble de la population

Nous nous sommes intéressés ici uniquement aux 5 questions de satisfaction générale relative au travail, au logement, aux loisirs, aux relations avec les amis et aux relations avec la famille.

Tableau 1 : Matrice des corrélations de Pearson entre les 5 questions de satisfaction

	s_lois	s_trav	s_rela	s_relf	s_logt	Moyenne
s_lois	1	0,30	0,41	0,30	0,31	0,33
s_trav	0,30	1	0,23	0,18	0,28	0,25
s_rela	0,41	0,23	1	0,51	0,29	0,36
s_relf	0,30	0,18	0,51	1	0,26	0,31
s_logt	0,31	0,28	0,29	0,26	1	0,29

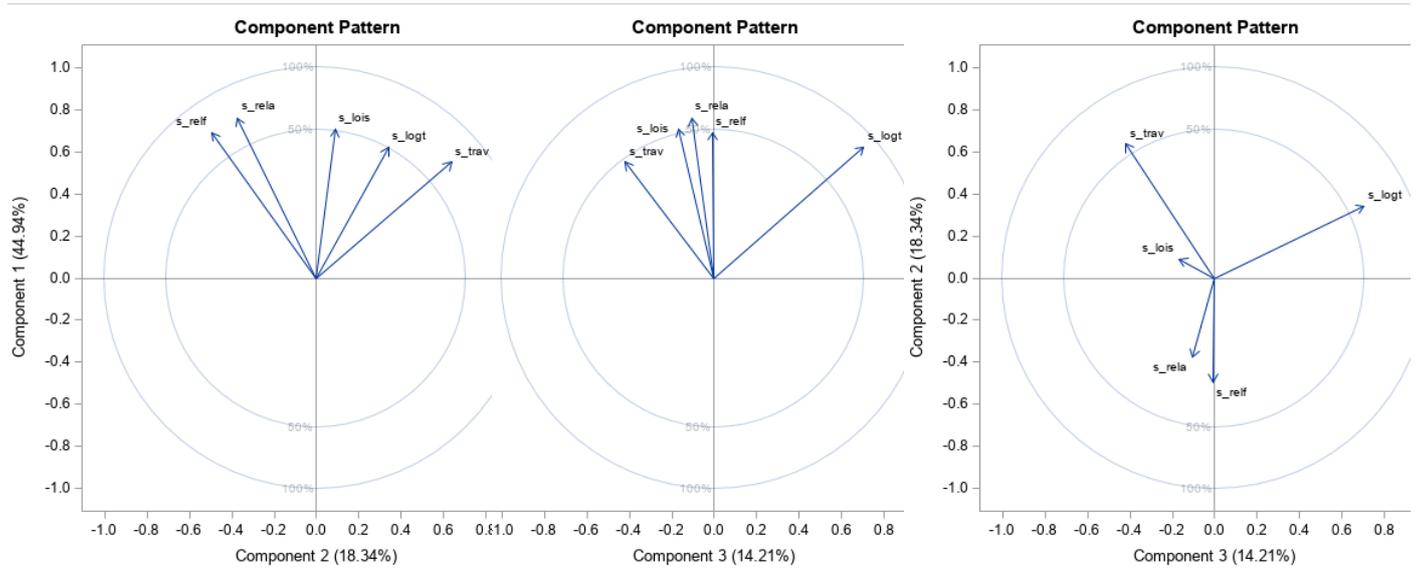
En dehors des corrélations entre les deux questions relatives aux relations (0,51) et entre les relations avec les amis et les loisirs (0,41), toutes les corrélations étaient inférieures à 0,4. La satisfaction relative à l'entourage (s\_rela) était la variable la plus corrélée au total des autres variables ( $\rho=0,54$ ), devant la satisfaction relative aux loisirs ( $\rho=0,48$ ) et aux relations familiales ( $\rho=0,44$ ). Le coefficient omega mesuré pour l'ensemble des questions vaut 0,70 : il est très diminué en l'absence de la question relative aux relations amicales ( $\omega=0,60$ ), en l'absence de celles relative aux loisirs ( $\omega=0,63$ ) ou en l'absence de celles relatives aux relations familiales (0,63). L'absence des questions sur la satisfaction relative au travail ou au logement l'altèrent beaucoup moins ( $\omega=0,70$  et 0,68).

Tableau 2 : Corrélations item-score et omega de McDonald

Variable supprimée	Corrélation avec la somme	omega
s_lois	0,48	0,63
s_trav	0,35	0,70
s_rela	0,54	0,60
s_relf	0,44	0,63
s_logt	0,41	0,68

Une Analyse en composantes principales (sur données standardisées pondérées) révèle les corrélations entre les variables

Figure 1 : Projections des 5 satisfactions sur les deux premiers plans factoriels



La première composante est un cumul, avec des coefficients compris entre 0,37 à 0,47. La composante 2 oppose les relations sociales au travail tandis que la troisième oppose le travail et le logement. On note que les relations sociales sont presque orthogonales à la satisfaction vis-à-vis du travail dans le premier plan (1-2), de même que la satisfaction relative au logement est très peu liée à celle relative au travail dans le plan (2-3). La satisfaction relative aux relations avec l'entourage est la variable la plus corrélée aux autres, en moyenne. Selon le critère de Kaiser, l'histogramme des valeurs propres suggérait l'unidimensionnalité. Cela était confirmé par l'analyse parallèle (n=10 000 simulations) :

Figure 2 : histogramme des valeurs propres et analyse parallèle

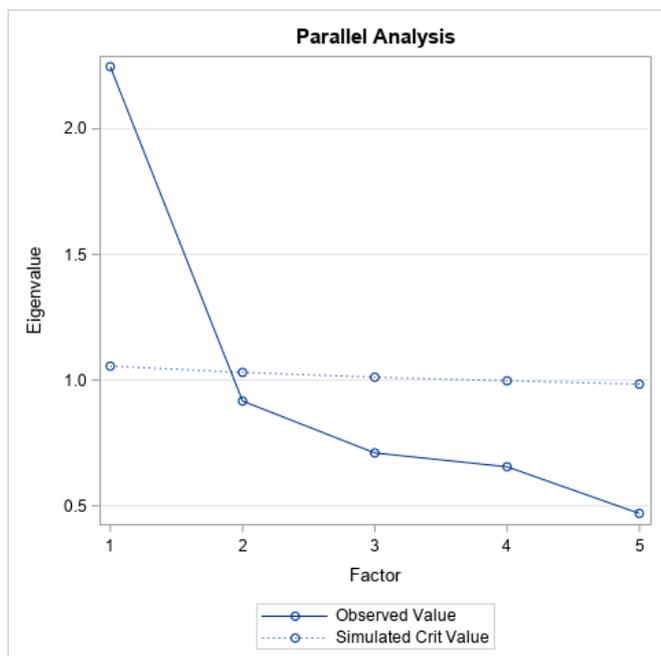


Tableau 3 : Valeurs propres et variance expliquée

	Valeur propre	Différence	Variance expliquée	Cumul
1	2.25	1.33	0,45	0,45
2	0,92	0,21	0,18	0,63
3	0,71	0,06	0,14	0,77
4	0,66	0,19	0,13	0,91
5	0,47		0,09	1.00

L'adéquation du modèle d'analyse factorielle à 1 facteur était cependant mauvaise : RMSEA=0,068 [0,059; 0,077] et CFI=0,900, Une analyse factorielle exploratoire à deux facteurs avec rotation Oblimax a donc été réalisée dont la matrice des charges est représentée ci-dessous.

Tableau 4 : Matrice des charges de l'analyse factorielle exploratoire à deux facteurs

	Facteur 1	Facteur 2	Variance expliquée
<b>s_rela</b>	<b>0,91</b>	-0,04	0,78
<b>s_relf</b>	<b>0,52</b>	0,10	0,34
<b>s_trav</b>	0,00	<b>0,52</b>	0,27
<b>s_logt</b>	0,09	<b>0,50</b>	0,30
<b>s_lois</b>	0,26	<b>0,42</b>	0,36

Une structure bidimensionnelle claire (i.e. sans charge croisée ou crossloadings) est révélée avec un premier facteur correspondant aux relations sociales et un second facteur correspondant à la satisfaction relative au travail, au logement et aux loisirs. C'est la satisfaction relative à l'entourage qui est la mieux expliquée par les deux facteurs (78% de sa variance) puis les loisirs (36%) et la famille (34%). Le facteur dominant du construit « satisfaction » est donc celui des relations sociales, devant les aspects plus matériels.

L'adéquation du modèle d'AFC à 2 facteurs (premier facteur relationnel (s\_rela, s\_relf et second facteur matériel (s\_trav, s\_logt et s\_lois)) est bien meilleure que pour le modèle unidimensionnel : RMSEA=0,032 90%CI=[0,022 ; 0,042] ; CFI=0,987. Le modèle à deux facteurs est donc bien préférable au modèle unidimensionnel.

L'omega de McDonald pour le construit dans son ensemble vaut 0,70 ; celui du facteur relationnel vaut 0,68 et celui du facteur matériel vaut 0,56. Cette dernière valeur est particulièrement faible : cela s'explique probablement par un aspect conceptuel et deux aspects statistiques. D'abord par le fait que le facteur relationnel est défini par deux variables qui forment un tout conceptuellement plus cohérent que le facteur matériel. Ce dernier comprend par ailleurs la satisfaction relative aux loisirs dont on a vu qu'elle contribuait également au facteur relationnel (il s'agit de l'item dont l'attribution sur un facteur unique est la moins tranchée). Finalement, le fait que les questions sont assez peu nombreuses sur chaque facteur affecte nécessairement la consistance : celle-ci tend en effet à augmenter avec le nombre de questions (2 et 3 questions étant un minimum pour la définition d'un facteur dans une échelle).

La qualité du construit mesuré par ces 5 questions de satisfaction dans son ensemble est donc discutable. Sa structure latente est clairement bidimensionnelle, mais sa décomposition en deux facteurs révèle une consistance interne faible sur l'un des deux facteurs. Il faut toutefois garder à l'esprit que les cinq questions relatives aux satisfactions dans les domaines du logement, des loisirs, des relations amicales et familiales et du travail n'ont pas été conçues comme un ensemble exhaustif visant à révéler le concept de satisfaction dans son ensemble et devant composer un instrument unique. D'autres domaines sont notamment absents :

santé physique et mentale, vie de couple, enfants, etc. Il s'agit plutôt d'un ensemble de questions simples, relatives à quelques domaines particuliers et posées systématiquement ensemble.

Rappelons que cette étude n'a pas pour but de valider un construit ni de faire des recommandations pour en améliorer la mesure. Cette analyse est une exploration de cet ensemble ad-hoc qui prépare l'étude de la licéité de l'assimilation de cet ensemble à la sixième question relative à la satisfaction dans la vie en général.

### Synthèse de la première question

Approchée par les cinq domaines de satisfaction relative au travail, au logement, aux loisirs, aux relations familiales et amicales, la satisfaction s'avère être un construit bi-dimensionnel plutôt qu'unidimensionnel. Le calcul d'un score global en faisant la somme des réponses aux 5 questions n'est donc pas recommandé et deux scores correspondants au facteur des relations sociales (amis, entourage et famille) et au facteur matériel (logement, loisirs et travail) semblent justifiés.

## QUESTION 2 : La satisfaction dans la vie « en général » est-elle un bon proxy de la satisfaction dans les différentes composantes étudiées ?

Suite aux résultats de la première question de recherche, le construit satisfaction étant bidimensionnel, répondre à cette deuxième question devient plus complexe. Sa formulation devient : de quelle sous-dimension du construit satisfaction, la satisfaction dans la vie « en général » est-elle un proxy ?

De façon classique, en expliquant la variable « satisfaction générale dans la vie » par les 5 variables de satisfaction, on arrive à expliquer 41.2% de la variance ( $R^2=41.2\%$ ), ce qui n'est pas très différent de ce que l'on obtient avec seulement les trois variables informées par le facteur matériel :  $R^2(s\_logt, s\_trav, s\_lois)=39.7\%$ . Enfin, si l'on ne considère que les relations sociales, la part de variance expliquée est nettement plus réduite :  $R^2(s\_rela, s\_relf)=15.2\%$ . Dans la régression complète, les coefficients des variables du facteur relationnel sont ainsi très faibles comparativement à ceux des variables du facteur matériel :

Tableau 5 : Résultat de la régression linéaire multiple de la satisfaction générale dans la vie

Variable explicative	Paramètre estimé	Ecart-type	Valeur-t	Pr >  t
Intercept	1.62	0,09	17.02	<.0001
S_trav : travail	0,22	0,01	26.30	<.0001
S_logt : Logement	0,24	0,01	25.73	<.0001
S_lois : Loisirs	0,19	0,01	25.11	<.0001
S_rela : Relations amicales	0,05	0,01	4.78	<.0001
S_relf : Relations familiales	0,09	0,01	9.46	<.0001

Avec la régression de la satisfaction générale dans la vie par le score observé du facteur de satisfaction matérielle défini à la suite de l'analyse factorielle confirmatoire (c'est-à-dire la somme des satisfactions relatives au travail, au logement et aux loisirs), on arrive à  $R^2=41,1\%$  ; si l'on utilise au contraire le score observé du facteur relationnel (c'est-à-dire la somme des satisfactions relatives aux relations avec les amis et la famille), on arrive à  $R^2=9,1\%$ . Le cumul de ces deux facteurs redonne  $R^2=41,2\%$ .

Une autre façon d'objectiver les liens entre la satisfaction dans la vie en général et le construit bidimensionnel sous-jacent aux cinq questions particulières est de calculer les corrélations entre chacun des facteurs latents du construit et cette variable additionnelle. L'adéquation de ce modèle est très bonne : RMSEA=0,035 90%CI=[0,027 ; 0,043],  $p<0,05=0,999$  ; CFI=0,983. La corrélation entre la satisfaction générale dans la vie d'une part et le facteur matériel vaut 0,84 alors qu'elle ne vaut que 0,46 avec le facteur relationnel, ce qui confirme les résultats précédents.

### Synthèse de la question 2 :

La satisfaction générale dans la vie n'est pas un bon proxy du construit satisfaction tel que mesuré par les questions relatives au logement, aux loisirs, au travail et aux relations amicales et familiales. Elle apparaît surtout associée au facteur matériel (logement, travail et loisirs), dont elle est un proxy acceptable et est au contraire très faiblement associée au facteur relationnel (amis et famille) qui pourtant contribue nettement plus au construit de satisfaction que le facteur matériel.

### QUESTION 3 : le construit de satisfaction est-il invariant selon l'âge, le niveau de vie et la taille d'unité urbaine du lieu d'habitation ?

Le modèle du construit satisfaction bidimensionnel retrouvé à la question 1 a été utilisé pour l'étude de l'invariance de la mesure.

#### INVARIANCE SELON LA TRANCHE D'ÂGE

Quatre tranches d'âge ont été définies (18-29, 30-44, 45-54, 55-64) permettant de distinguer grossièrement quatre périodes de vie : depuis la fin des études et le début de l'entrée de la vie active jusqu'à la maturité puis la fin de l'activité professionnelle. Les effectifs sont respectivement de 799, 2549, 2264, 1362 (pour un total de 6974).

L'adéquation du modèle d'AFC multi groupe selon les quatre tranches d'âge est très bon (RMSEA=0,032 90%CI=[0,021 ; 0,043] ; CFI=0,988) indiquant que le niveau d'invariance configurale est atteint selon les tranche d'âge. Pour l'invariance métrique, en imposant l'égalité des charges associées à chaque item entre les 4 tranches d'âge, le fit reste très bon (RMSEA=0,021 90%CI=[0,011 ; 0,030] ; CFI=0,990) et l'adéquation n'est pas significativement différente entre les modèles sans et avec contrainte ( $p=0,778$ ) indiquant que le niveau d'invariance métrique est atteint selon l'âge.

Tableau 6 : Coefficients non standardisés du modèle d'invariance métrique

	18-29			30-44			45-54			55-64		
	E	S.E.	P									
<b>F1</b>	BY			BY			BY			BY		
<b>S_TRAV</b>	0,82	0,04	0	0,82	0,04	0	0,82	0,04	0	0,82	0,04	0
<b>S_LOGT</b>	0,84	0,04	0	0,84	0,04	0	0,84	0,04	0	0,84	0,04	0
<b>S_LOIS</b>	1.42	0,05	0	1.42	0,05	0	1.42	0,05	0	1.42	0,05	0
<b>F2</b>	BY			BY			BY			BY		
<b>S_RELA</b>	1.32	0,04	0	1.32	0,04	0	1.32	0,04	0	1.32	0,04	0
<b>S_RELF</b>	1.09	0,04	0	1.09	0,04	0	1.09	0,04	0	1.09	0,04	0
<b>F1</b>	WITH			WITH			WITH			WITH		
<b>F2</b>	0,84	0,06	0	0,69	0,04	0	0,69	0,04	0	0,72	0,05	0
<b>Means</b>												
<b>F1</b>	0,00	0,00	999	0,00	0,00	999	0,00	0,00	999	0,00	0,00	999
<b>F2</b>	0,00	0,00	999	0,00	0,00	999	0,00	0,00	999	0,00	0,00	999
<b>Intercepts</b>												
<b>S_TRAV</b>	7.19	0,03	0	7.03	0,03	0	7.16	0,03	0	7.29	0,03	0
<b>S_LOGT</b>	7.57	0,03	0	7.49	0,03	0	7.73	0,02	0	<b>7.92</b>	0,03	0
<b>S_LOIS</b>	<b>7.47</b>	0,03	0	<b>6.76</b>	0,03	0	<b>6.92</b>	0,03	0	<b>7.00</b>	0,04	0
<b>S_RELA</b>	<b>8.39</b>	0,02	0	8.07	0,03	0	8.11	0,02	0	8.09	0,03	0
<b>S_RELF</b>	8.29	0,03	0	8.04	0,03	0	8.02	0,03	0	8.14	0,03	0
<b>Variances</b>												
<b>F1</b>	1.00	0,00	999	1.00	0,00	999	1.00	0,00	999	1.00	0,00	999
<b>F2</b>	1.00	0,00	999	1.00	0,00	999	1.00	0,00	999	1.00	0,00	999
<b>Residual</b>	Variances			Variances			Variances			Variances		
<b>S_TRAV</b>	2.94	0,26	0	2.42	0,12	0	2.69	0,18	0	2.35	0,15	0
<b>S_LOGT</b>	2.23	0,18	0	1.88	0,15	0	1.63	0,13	0	1.81	0,15	0
<b>S_LOIS</b>	2.26	0,34	0	2.73	0,19	0	2.70	0,18	0	2.44	0,26	0
<b>S_RELA</b>	0,85	0,21	0	0,84	0,23	0	0,78	0,12	0	1.24	0,24	0
<b>S_RELF</b>	1.96	0,27	0	1.71	0,13	0	1.83	0,15	0	1.86	0,20	0

Concernant l'invariance scalaire, en ajoutant une contrainte d'égalité des intercepts entre les tranches d'âge, l'adéquation reste correcte (RMSEA=0,041 90%CI=[0,035 ; 0,047],  $p < 0,05 = 0,991$  ; CFI=0,944, TLI=0,952, SRMR=0,051) mais est significativement moins bonne que celle du modèle d'invariance métrique ( $p < 0,001$ ). Le niveau d'invariance scalaire n'est pas atteint selon l'âge. La recherche d'une invariance scalaire partielle selon les tranches d'âge s'est avérée infructueuse.

En étudiant les intercepts associés aux 5 indicateurs dans le tableau ci-dessus, il semble que les individus les plus jeunes, à même niveau de « satisfaction », répondent plus difficilement qu'ils sont satisfaits vis-à-vis des loisirs et des relations famille et amis que les plus âgés, et plus facilement concernant le logement. Ces potentielles différences d'interprétation de ces items soulignent certainement des différences de mode de vie qui s'installent avec l'âge. Il ne semble pas y avoir de telle différence d'interprétation concernant la satisfaction vis-à-vis du travail entre ces différentes classes d'âge. L'invariance scalaire n'est donc pas atteinte et la comparaison des moyennes des scores aux deux sous-dimensions du construit mesuré entre les âges doit en tenir compte.

## INVARIANCE SELON LE NIVEAU DE VIE

Les groupes ont été définis par les quintiles de niveau de vie (revenu disponible par unité de consommation), du plus modeste (Q1) au plus aisé (Q5). Les effectifs sont respectivement 906, 1326, 1486, 1664, 1592 (pour un total de 6974). L'invariance configurale est atteinte avec une bonne adéquation du modèle (RMSEA=0,042 90%CI=[0,033 ; 0,052], CFI=0,972). Cependant, pour le test du modèle emboîté pour l'invariance métrique (RMSEA=0,036 [0,029 ; 0,044]  $p < 0,05 = 0,998$ , CFI=0,967) est significatif :  $p = 0,0232$ . La recherche d'une invariance métrique partielle a été réalisée : la contrainte qui contribue le plus à la dégradation de l'adéquation du modèle est la charge associée aux relations amicales au sein du groupe quatrième quintile de niveau de vie, sans que l'on puisse en fournir une interprétation simple. Après relâchement de cette contrainte, l'invariance métrique partielle est retenue ( $p = 0,103$ ).

Tableau 7 : coefficients non standardisés du modèle d'invariance métrique partielle

	Q1			Q2			Q3			Q4			Q5		
	E	SD	P	E	SD	P	E	SD	P	E	SD	P	E	SD	P
<b>F1</b>	BY			BY			BY			BY			BY		
<b>S_TRAV</b>	0,80	0,04	0	0,80	0,04	0	0,80	0,04	0	0,80	0,04	0	0,80	0,04	0
<b>S_LOGT</b>	0,76	0,04	0	0,76	0,04	0	0,76	0,04	0	0,76	0,04	0	0,76	0,04	0
<b>S_LOIS</b>	1,35	0,05	0	1,35	0,05	0	1,35	0,05	0	1,35	0,05	0	1,35	0,05	0
<b>F2</b>	BY			BY			BY			BY			BY		
<b>S_RELA</b>	1,30	0,04	0	1,30	0,04	0	1,30	0,04	0	<b>1,07</b>	0,09	0	1,30	0,04	0
<b>S_RELF</b>	1,09	0,04	0	1,09	0,04	0	1,09	0,04	0	1,09	0,04	0	1,09	0,04	0
<b>F1</b>	WITH			WITH			WITH			WITH			WITH		
<b>F2</b>	0,74	0,10	0	<b>0,71</b>	0,06	0	0,72	0,04	0	0,75	0,05	0	<b>0,80</b>	0,04	0
<b>Means</b>															
<b>F1</b>	0	0	999	0	0	999	0	0	999	0	0	999	0	0	999
<b>F2</b>	0	0	999	0	0	999	0	0	999	0	0	999	0	0	999
<b>Interc</b>															
<b>S_TRAV</b>	6,99	0,03	0	6,91	0,03	0	7,24	0,03	0	7,14	0,03	0	7,30	0,03	0
<b>S_LOGT</b>	7,12	0,03	0	7,31	0,03	0	<b>7,71</b>	0,02	0	<b>7,81</b>	0,03	0	<b>7,94</b>	0,03	0
<b>S_LOIS</b>	<b>6,32</b>	0,04	0	6,68	0,04	0	<b>7,22</b>	0,03	0	<b>7,12</b>	0,03	0	<b>7,26</b>	0,03	0
<b>S_RELA</b>	7,70	0,03	0	8,07	0,03	0	<b>8,25</b>	0,03	0	<b>8,33</b>	0,02	0	8,19	0,02	0
<b>S_RELF</b>	7,91	0,03	0	7,97	0,03	0	<b>8,27</b>	0,03	0	<b>8,15</b>	0,03	0	8,11	0,03	0
<b>V</b>															
<b>F1</b>	1	0	999	1	0	999	1	0	999	1	0	999	1	0	999
<b>F2</b>	1	0	999	1	0	999	1	0	999	1	0	999	1	0	999
<b>Resid V</b>															
<b>S_TRAV</b>	3,05	0,29	0	2,87	0,22	0	2,44	0,16	0	2,60	0,20	0	2,27	0,18	0
<b>S_LOGT</b>	2,86	0,25	0	2,14	0,20	0	1,64	0,13	0	1,67	0,17	0	1,68	0,16	0
<b>S_LOIS</b>	3,79	0,37	0	3,49	0,30	0	2,47	0,22	0	2,21	0,22	0	2,01	0,22	0
<b>S_RELA</b>	2,37	0,31	0	1,00	0,19	0	0,74	0,36	0,039	0,85	0,18	0	0,50	0,10	0
<b>S_RELF</b>	2,41	0,21	0	2,14	0,21	0	1,55	0,18	0	1,69	0,21	0	1,47	0,13	0

## INVARIANCE SELON LA TAILLE D'UNITÉ URBAINE

La tranche d'unité urbaine (TUU) a été utilisée en 5 modalités : Rural (TUU1), agglomérations de moins de 50 000 habitants (TUU2) ; agglomérations de 50 000 à 200 000 habitants (TUU3) ; 200 000 à 2000 000 habitants (TUU4) ; Ile-de-France (TUU5). Les effectifs de répondants sont respectivement : 1943, 1183, 1282, 1737 et 829. Le modèle d'invariance configurale présente une très bonne adéquation avec les données (RMSEA=0,036 [0,027 ; 0,047],  $p < 0,08 = 0,981$  ; CFI=0,984) de même que le modèle d'invariance métrique (RMSEA=0,026 [0,017 ; 0,035],  $p < 0,05 = 1,0$  ; CFI=0,983) et le test des modèles emboîtés est non significatif ( $p = 0,383$ ). Le niveau d'invariance métrique est donc atteint. Pour l'invariance scalaire, l'adéquation est correcte (RMSEA=0,038 [0,031 ; 0,044], CFI=0,946) mais le test des modèles emboîtés est significatif ( $p < 0,001$ ) et la recherche d'une invariance scalaire partielle s'est avérée infructueuse. Ce sont surtout les aspects Loisirs et Logement qui posent problème.

Tableau 8 : coefficients non standardisés du modèle d'invariance métrique suivant la TUU

	TUU0			TUU1			TUU2			TUU3			TUU4		
	E	SE	P	E	SE	P	E	SE	P	E	SE	P	E	SE	P
<b>F1</b>	BY			BY			BY			BY			BY		
<b>S_TRAV</b>	0,82	0,04	0	0,82	0,04	0	0,82	0,04	0	0,82	0,04	0	0,82	0,04	0,82
<b>S_LOG</b>	0,80	0,03	0	0,80	0,03	0	0,80	0,03	0	0,80	0,03	0	0,80	0,03	0,80
<b>S_LOIS</b>	1,43	0,05	0	1,43	0,05	0	1,43	0,05	0	1,43	0,05	0	1,43	0,05	1,43
<b>F2</b>	BY			BY			BY			BY			BY		
<b>S_RELA</b>	1,29	0,04	0	1,29	0,04	0	1,29	0,04	0	1,29	0,04	0	1,29	0,04	1,29
<b>S_RELF</b>	1,08	0,04	0	1,08	0,04	0	1,08	0,04	0	1,08	0,04	0	1,08	0,04	1,08
<b>F1</b>	WITH			WITH			WITH			WITH			WITH		
<b>F2</b>	0,71	0,04	0	0,84	0,06	0	0,66	0,06	0	0,68	0,04	0	0,76	0,06	0,71
<b>Means</b>															
<b>F1</b>	0	0	999	0	0	999	0	0	999	0	0	999	0	0	999
<b>F2</b>	0	0	999	0	0	999	0	0	999	0	0	999	0	0	999
<b>Intercepts</b>															
<b>S_TRAV</b>	7,20	0,03	0	7,10	0,03	0	7,06	0,04	0	7,08	0,03	0	7,24	0,03	7,20
<b>S_LOG</b>	<b>7,91</b>	0,02	0	7,58	0,03	0	7,61	0,03	0	7,61	0,02	0	<b>7,34</b>	0,03	7,91
<b>S_LOIS</b>	7,02	0,03	0	6,91	0,04	0	7,02	0,04	0	7,09	0,03	0	<b>6,81</b>	0,04	7,02
<b>S_RELA</b>	8,25	0,02	0	8,18	0,03	0	8,09	0,03	0	8,15	0,02	0	8,04	0,02	8,25
<b>S_RELF</b>	8,16	0,03	0	8,14	0,03	0	8,04	0,03	0	8,09	0,03	0	8,06	0,02	8,16
<b>Variance</b>															
<b>F1</b>	1	0	999	1	0	999	1	0	999	1	0	999	1	0	999
<b>F2</b>	1	0	999	1	0	999	1	0	999	1	0	999	1	0	999
<b>Resid Var</b>															
<b>S_TRAV</b>	2,39	0,14	0	2,80	0,21	0	2,98	0,26	0	2,49	0,18	0	2,37	0,24	0
<b>S_LOG</b>	1,56	0,10	0	1,92	0,18	0	1,98	0,20	0	1,86	0,10	0	2,40	0,31	0
<b>S_LOIS</b>	2,65	0,20	0	2,72	0,24	0	2,39	0,30	0	2,30	0,22	0	2,87	0,37	0
<b>S_RELA</b>	0,82	0,14	0	0,90	0,18	0	1,10	0,42	0,009	0,93	0,16	0	0,88	0,18	0
<b>S_RELF</b>	1,73	0,15	0	1,91	0,27	0	1,99	0,22	0	1,81	0,17	0	1,59	0,19	0

### Synthèse de la troisième question :

Pour les groupes d'âge et la taille d'unité urbaine, on observe donc une invariance configurale et métrique, mais pas d'invariance scalaire. Pour le niveau de vie en quintiles, seule une invariance métrique partielle est atteinte (le groupe 4 se singularisant par une contribution plus grande de la satisfaction relative aux relations amicales).

L'invariance métrique observée pour les groupes d'âge et les tailles d'unité urbaine signifie que pour les sous-populations définies par ces critères, l'accroissement d'un point de facteur latent est exprimée de la même manière sur chacune des variables manifestes (items) de ce facteur (cf Eq 1). Par exemple, un point de plus sur le facteur latent matériel a le même effet sur les réponses données aux items satisfaction relative au travail, au logement et aux loisirs pour tous les groupes d'âge ; et il en va de même pour le facteur relationnel et les items concernant la satisfaction relative aux amis et à la famille. L'invariance métrique implique ainsi que l'on peut comparer les corrélations entre chacun des facteurs du construit et une autre variable dans différents groupes d'âge et différentes tailles d'unité urbaine.

Dans le cas du niveau de vie, l'invariance métrique n'est que partielle, ce qui signifie que l'accroissement d'un point sur le facteur latent est exprimée différemment sur au moins une de ses variables manifestes dans au moins un groupe de revenu. Cela implique que les corrélations entre un facteur latent et une variable ne peuvent pas, en toute rigueur, être comparées de manière fiable entre les groupes. En l'espèce, c'est le groupe défini par un niveau de vie compris entre le troisième et le quatrième quintile qui s'écarte des autres, car une augmentation d'un point du facteur latent relationnel y est exprimée par davantage de satisfaction relative aux relations amicales que dans les autres groupes de revenus.

Néanmoins, l'invariance scalaire n'est atteinte ni pour les groupes d'âge, ni pour les tailles d'unité urbaine, ni pour les quintiles de niveau de vie. Cela implique que la comparaison des moyennes des facteurs latents entre groupes est biaisée par une interprétation différente des items selon le groupe. En toute rigueur, cette importante limite implique qu'il est également difficile de comparer les niveaux moyens de chacun des items entre des sous-populations. En effet, conceptuellement, c'est le facteur latent qui prime et que l'on mesurerait si on le pouvait, alors que les items de satisfaction n'en sont qu'une manifestation partielle. Or si ces items sont valorisés différemment dans les groupes, les comparer devient très difficile, car ils ne représentent pas le concept (facteur) latent de la même manière entre les groupes. Cette restriction doit en toute rigueur s'étendre à la mesure de la satisfaction dans la vie en générale, qui est fortement corrélée au facteur matériel.

## Références

- Béland, S., D. Cousineau and N. Loyer (2017). "Utiliser le coefficient omega de McDonald à la place de l'alpha de Cronbach." Revue des sciences de l'éducation **52**(3): 791-804.
- Bourque, J., D. Doucet, J. LeBlanc, J. Dupuis and J. Nadeau (2019). "L'alpha de Cronbach est l'un des pires estimateurs de la consistance interne : une étude de simulation." Revue des sciences de l'éducation **45**(2): 78-99.
- Brown, T. A. (2015). Confirmatory factor analysis for applied research. New York, The Guilford Press.
- Cattell, R. (1966). "The scree test for the number of factors." Multivariate Behavioral Research(1): 245-276.
- Clerc, M., M. Gaini and D. Blanchet (2010). Les préconisations du rapport Stiglitz-Sen-Fitoussi: quelques illustrations. L'économie française, comptes et dossiers. Paris, Insee.
- Horn, J. and J. McArdle (1992). "A practical and theoretical guide to measurement invariance in aging research " Experimental Aging Research **18**(3-4): 117-144.
- Hu, L. and P. M. Bentler (1999). "Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives." Structural Equation Modeling **6**(1): 1-55.
- Martin, O. (1997). "Aux origines des idées factorielles." Histoire et mesure **12**(3-4): 197-249.
- McDonald, R. P. (1999). Test theory: A unified treatment, Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Navarro, D. and D. Foxcroft (2020). Apprentissage des statistiques avec Jamovi : un tutoriel pour les étudiants en psychologie et autres débutants. (Version 0,70,2). (J.M. Meunier, Trad.), Institut d'enseignement à distance Université Paris 8.
- Spearman, C. (1904). ""General Intelligence" objectively determined and measured." The american journal of psychology **15**(2): 201-292.
- Stiglitz, J., A. Sen and J.-P. Fitoussi (2009). Rapport de la Commission sur la mesure des performances économiques et du progrès social. Paris, Odile Jacob.

## Série des documents de travail de la DSDS

- F2021-01** : La nouvelle feuille de logement et la refonte de l'analyse Ménages-Familles en 2018 : Quels apports pour l'étude des structures familiales ? - Elisabeth Algava
- F2020-04** : La mortalité stagne à l'âge adulte pour les générations nées entre 1941 et 1955 - Méthode et résultats - Nathalie Blanpain
- F2020-03** : L'amélioration de la précision des enquêtes annuelles de recensement par la mobilisation de sources fiscales - Sébastien Hallépée, Pierre-Arnaud Pendoli et Olivia Sautory
- F2020-02** : Difficultés de logement ; les situations de logement appréciées selon les dimensions proposées par le Conseil national de l'information statistique - Catherine Rougerie
- F2020-01** : Effets des réformes 2018 de la fiscalité du capital des ménages sur les inégalités de niveau de vie en France : une évaluation par micro-simulation - Félix Paquier et Michaël Sicsic
- F1908** : Simulation des effets redistributifs de la transformation de l'ISF en IFI à l'aide du modèle Ines - Félix Paquier, Kevin Schmitt et Michaël Sicsic
- F1907** : Le projet Muse : 5 ans d'expérimentations pour préparer l'introduction d'Internet dans l'enquête Emploi - Marguerite Garnero
- F1906** : Enseignements sur les estimations d'emploi de l'appariement entre l'enquête Emploi et les bases administratives en 2012 – Claude Picart
- F1905** : Le revenu des ménages selon la comptabilité nationale et selon l'Enquête Revenus Fiscaux et Sociaux (ERFS) - Jérôme Accardo
- F1904** : Appariement entre l'enquête Emploi et le fichier Historique de Pôle emploi sur la période 2012-2017 - Méthode et premiers résultats - Alexis Hameau, Sylvain Larrieu, Anis Marrakchi, Alexis Montaut, Christophe Dixte, Yohan Coder et Sophie Hamman
- F1903-G2019/04** : L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ?  
Lorraine Aeberhardt, Florian Hatier, Marie Leclair, Benoît Pentinat et Jean-Denis Zafar
- F1902** : Les modèles de contrôle des effets de structure : comparaisons et application à une analyse de la disparité départementale des revenus non salariés moyens - Christophe Bertran et Laurianne Salembier
- F1901 - G2019/01** : Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation - Mathias André et Anne-Lise Biotteau
- F1808** : La construction d'un indice des prix des logements neufs - Thomas Balcone
- F1807** : Estimer les effectifs de couples de personnes de même sexe au recensement : expérimentation d'une solution de validation du sexe par le prénom - Elisabeth Algava et Sébastien Hallépée
- F1806** : L'effet d'une variation du montant de certains transferts du système socio-fiscal sur le niveau de vie : résultats sur 2016 à partir du modèle de microsimulation Ines (Cahier de variantes) - Maëlle Fontaine et Michaël Sicsic
- F1805** : Family, Firms and the Gender Wage Gap in France - Elise Coudin, Sophie Maillard et Maxime Tô

- F1804** : Mode de collecte et questionnaire, quels impacts sur les indicateurs européens de l'enquête Emploi ? - Klara Vinceneux  
How do the collection mode and questionnaire used affect the European indicators in the French Labour Force Survey ? - Klara Vinceneux
- F1803** : Trois versions du taux d'effort en matière de logement - Pascal Godefroy
- F1802** : Heterogeneous exposure to labor earnings risk - Pierre Pora et Lionel Wilner
- F1801** : L'espérance de vie par niveau de vie Méthode et principaux résultats - Nathalie Blanpain
- F1708** : Les données fiscales de l'EDP : une nouvelle source d'informations sur les couples et les familles ? - Vianney Costemalle
- F1707** : La situation matrimoniale dans le recensement : impact de la refonte du questionnaire de 2015. - Guillemette Buisson
- F1706** : Indices de prix à la consommation - Patrick Sillard
- F1705** : Effet d'un choc d'inflation sur le revenu disponible et ses composantes deux ans après : une approche par microsimulation - Anne-Lise Biotteau et Maëlle Fontaine
- F1704** : Scanner data and quality adjustment - Isabelle Léonard, Patrick Sillard, Gaëtan Varlet et Jean-Paul Zoyem
- F1703** : Les structures familiales en France : comparaison entre le recensement, l'enquête famille et logements et l'enquête emploi - Guillemette Buisson et Aude Lapinte
- F1702** : Projections de la population active à l'horizon 2070 - Malik Koubi et Anis Marrakchi
- F1701** : Les taux marginaux effectifs de prélèvement pour les personnes en emploi en France en 2014 - Juliette Fourcot et Michaël Sicsic
- F1606** : Projections de population 2013-2070 pour la France : méthode et principaux résultats - Nathalie Blanpain et Guillemette Buisson
- F1605** : Les durées passées en famille monoparentale - Méthode d'estimation des durées et résultats - Vianney Costemalle
- F1604** : ESeG = European Socio economic Groups - Nomenclature socio-économique européenne - Monique Meron, Michel Amar, Charline Babet, Milan Bouchet-Valat, Fanny Bugeja-Bloch, François Gleizes, Frédéric Lebaron, Cédric Huguée, Étienne Penissat et Alexis Spire
- F1603** : Catégorie sociale d'après les déclarations annuelles de données sociales et catégorie sociale d'après le recensement : quels effets sur les espérances de vie par catégorie sociale ? Comparaison entre les déclarations annuelles de données sociales et les recensements de la population. Comparaison de méthodes d'estimation des espérances de vie - Vianney Costemalle
- F1602** : L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme - Méthode et principaux résultats - Nathalie Blanpain
- F1601** : Échantillonnage des agglomérations de l'IPC pour la base 2015 - Laurence Jaluzot et Patrick Sillard

- F1508** : Worker-firm matching and the family pay gap: Evidence from linked employer-employee data - Lionel Wilner
- F1507** : Effet des nouvelles mesures sociales et fiscales sur le niveau de vie des ménages : méthodologie de chiffrage avec le modèle de microsimulation Ines - Mathias André, Marie-Cécile Cazenave, Maëlle Fontaine, Juliette Fourcot et Antoine Sireyjol
- F1506** : Nowcasting du taux de pauvreté par la micro-simulation - Maëlle Fontaine et Juliette Fourcot
- F1505/376-501** : Bilan du projet EDP++ - division Camap et division Enquêtes et études démographiques
- F1504** : Contrôles des rémunérations dans les déclarations annuelles de données sociales (DADS) - Une analyse exploratoire pour améliorer la détection des points atypiques - Claire Jacod
- F1503** : Précision de l'enquête Patrimoine 2010 - Pierre Lamarche et Laurianne Salembier
- F1502** : Pourquoi l'indicateur de pauvreté en conditions de vie baisse malgré la crise économique ouverte en 2008 ? Jean-Louis Pan ké shon
- F1501** : Évolution de la population de la France entre 1981 et 2011 : contributions de la fécondité, de la mortalité, du solde migratoire et de la structure de la pyramide des âges - Catherine Beaumel et Pascale Breuil-Genier
- F1410** : "Personal network" and retirement: Is retirement bad for friendship and good for family relationships ? Anne Laferrère
- F1409** : Retraités mais pas en retrait : La retraite pousse-t-elle à de nouvelles activités ? Anne Laferrère
- F1407** : Production "aval" de l'enquête emploi en continu EEC2 2013 - 20XX - Fabien Guggemos
- F1406 bis** : La constitution de l'échantillon démographique permanent de 1968 à 2012 - Stéphane Jugnot
- F1405 (tome 1)** : Hommes et femmes vivant en couple en 2009, 1999 et aux recensements précédents - Fabienne Daguet
- F1405 (tome 2)** : Hommes et femmes vivant en couple en 2009, 1999 et aux recensements précédents - Fabienne Daguet
- F1404** : L'addition est-elle moins salée ? La réponse des prix à la baisse de TVA dans la restauration en France - Quentin Lafféter et Patrick Sillard
- F1403** : Estimer les flux d'entrées sur le territoire à partir des enquêtes annuelles de recensement - Chantal Brutel
- F1402** : Une rotation de la main d'œuvre presque quintuplée en 30 ans : plus qu'un essor des formes particulières d'emploi, un profond changement de leur usage - Claude Picart
- F1401** : Calculs statistiques de stock et de flux sur la révision électorale 2012-2013 - Christelle Rieg