
Le bien-être des adultes vivant en ménage monoparental est-il inférieur à celui des adultes évoluant en ménage biparental ?

Analyse sur base du bien-être subjectif et du revenu équivalent

Mémoire réalisé par
Sophie Maldague

Promoteur(s)
François Maniquet (UCL)

Lecteur(s)
Benoît Decerf (UNamur)

Année académique 2017 – 2018

En vue de l'obtention du titre académique de
**Master (120) en sciences économiques, orientation générale
à finalité spécialisée**

Avant-propos

Je tiens à remercier toutes les personnes qui ont contribué de près ou de loin à la réalisation de ce mémoire, en particulier :

Mon promoteur, François Maniquet, pour sa disponibilité, son accompagnement et ses conseils qui ont donné son impulsion et son orientation à ce mémoire.

Benoît Decerf, pour être le lecteur de cet ouvrage.

Yannik Schenk, Arno Baurin et Nathan Lachapelle pour le temps précieux qu'ils ont consacré à mon analyse économétrique et sa mise en application sur le programme informatique STATA.

Morgane Vermeesch, Anaïs Brucher et Marie Maldague pour leurs suggestions concernant la rédaction, leur relecture et leurs commentaires pertinents qui ont structuré et précisé mon travail.

Enfin, je remercie chaleureusement mes amis, sans qui ces années d'études n'auraient pas été les mêmes, et dont leurs encouragements et soutiens indéfectibles m'ont portée jusqu'ici. Mes remerciements s'adressent également à mes parents et à ma sœur, pour leur éternelle confiance.

Liste des graphiques

Graphique 3.1. : Types de ménage par classe d'âge en Belgique, 2015

Graphique 4.1. : Illustration du revenu équivalent

Graphique 5.1. : Pourcentage de réponses à la question de la satisfaction de vie s_i pour les individus à la tête de familles monoparentales ou biparentales

Graphique A-5.1 : Distribution des réponses de la caractéristique « critique, querelleur(-euse) »

Graphique A-5.2 : Distribution des réponses de la caractéristique « sympa, amical(e) »

Liste des tableaux

Tableau 7.1. : Portrait des personnes ayant le pire niveau de bien-être, selon les deux mesures (bas de l'échantillon, 7,27%)

Tableau A-5.1. : Nombre de ménages monoparentaux et biparentaux en fonction du nombre d'enfants

Tableau A-5.2. : Correspondance entre les niveaux d'éducation utilisés dans l'analyse et les niveaux de l'*International Standard Classification of Education* (ISCED 2011)

Tableau A-5.3. : Tableau descriptif des variables sociodémographiques en fonction du type de ménage

Tableau A-5.4. : Régression logistique ordonnée de la variable *SAH* sur les différents scores de santé

Tableau A-5.5. : Régression logistique ordonnée de la variable *Sjob* sur les différents scores de travail et le temps de déplacement

Tableau A-5.6. : Régression logistique ordonnée de la variable *Shouse* sur les différents scores de logement et types de logement

Tableau A-5.7. : Tableau descriptif des dimensions du bien-être des ménages monoparentaux et biparentaux

Tableau A-6.1. : Résultats de la commande *boxcox* appliquée à la régression de la satisfaction de vie sur les différentes dimensions du bien-être et les variables sociodémographiques

Tableau A-6.2. : Résultats des différentes régressions estimant les équations (7) et (8), dont la variable indépendante est la satisfaction de vie et les variables dépendantes sont les différentes dimensions du bien-être et variables sociodémographiques en colonnes (1) et (2), et incluant les termes d'interaction en colonnes (3) et (4)

Table des matières

Avant-propos	i
Liste des graphiques	ii
Liste des tableaux	ii
Table des matières	iii
1. Introduction	1
2. Revue de la littérature	4
2.1. Définitions utilisées dans cette analyse	4
2.1.1. Bien-être, satisfaction et bonheur	4
2.1.2. Structures familiales	5
2.2. Les familles monoparentales, pauvreté et bien-être	6
2.2.1. Revenu et bien-être	6
2.2.2. Bien-être des familles monoparentales	7
3. Importance et contribution	9
4. Mesures du bien-être	11
4.1. Bien-être subjectif	12
4.2. Revenu équivalent	16
5. Données utilisées	19
5.1. Satisfaction de vie	20
5.2. Variables sociodémographiques et de contrôle	21
5.2.1. Variables et base de données	21
5.2.2. Composition de la base de données	25
5.2.3. Prise en compte de la personnalité	26
5.3. Dimensions du bien-être	28
5.3.1. Revenu disponible	29
5.3.2. Santé	29
5.3.3. Situation professionnelle	31
5.3.4. Logement	33
5.3.5. État des lieux des familles monoparentales et biparentales	35
6. Implémentation du revenu équivalent	37
6.1. Estimation des cartes d'indifférence	37
6.2. Mise en application avec les données belges	40
6.3. Construction du revenu équivalent	45

7.	Comparaison empirique des deux mesures du bien-être	46
7.1.	Portrait des individus selon la mesure du bien-être subjectif	47
7.2.	Portrait des individus selon la mesure du revenu équivalent.....	49
7.2.1.	Caractéristiques obtenues selon la première méthode de construction des variables non monétaires	49
7.2.2.	Caractéristiques obtenues selon la deuxième méthode de construction des variables non monétaires	51
7.3.	Points communs.....	52
8.	Conclusion.....	55
	Bibliographie	59
	Annexes	64
	Graphiques	64
	Tableaux.....	65

“We need a revolution in government.
Happiness should become the goal of policy,
and the progress of national happiness should be
measured and analysed.”

Layard (2005, pp. 146-147)

1. Introduction

L'image que l'on se fait d'une famille traditionnelle se modifie avec l'apparition de nouveaux types de ménages et, parmi ceux-ci, les familles monoparentales. Ces dernières se retrouvent souvent au cœur de l'actualité du fait de leur situation précaire. Un article de la RTBF (2017) donne le ton : « les familles monoparentales ont toujours plus de mal à boucler les fins de mois ». Le fait de n'avoir qu'un salaire au sein du ménage, dans le contexte économique actuel, rend difficile l'accès aux loisirs, biens et autres services permettant d'élever le niveau de bien-être. De plus, plusieurs études montrent que les adultes évoluant dans des familles monoparentales tendent à performer moins bien dans divers domaines (revenu, santé, éducation, satisfaction ...) que ceux vivant dans des ménages biparentaux. Plusieurs psychologues et économistes ont d'ailleurs trouvé un effet significatif de la structure familiale sur le bien-être des individus. Cette mesure du bien-être est intéressante pour les gouvernements car elle permet de mieux cibler les politiques publiques et d'évaluer précisément les inégalités présentes dans la société. En Belgique, en 2015, les familles monoparentales représentaient 11% de l'ensemble des ménages et méritent dès lors une attention particulière.

Face à ce constat, la question suivante se pose naturellement : le bien-être des adultes vivant en ménage monoparental est-il inférieur à celui des adultes évoluant en ménage biparental ?

La question de la mesure bien-être est néanmoins controversée. Trop souvent, les décideurs publics utilisent des mesures économiques dans le but d'évaluer ce dernier. L'exemple le plus courant est l'usage du Produit Intérieur Brut (PIB). Cependant, ces dernières années, de nombreux économistes se sont attelés à la mission d'étudier le bien-être des individus et ont remis cette utilisation en cause. En effet, il y a maintenant un consensus quant au fait que le bien-être est un phénomène multidimensionnel, l'aspect du revenu uniquement n'étant pas suffisant pour appréhender entièrement cette notion. En réaction à ce constat, plusieurs mesures du bien-être se sont développées dans la littérature, notamment différents indices composites tels que l'Indice de Développement Humain, la mesure du bien-être subjectif ou encore l'approche du revenu équivalent.

Dans le but d'offrir une réflexion permettant aux gouvernements de se détacher des approches trop monétaires, la « Commission sur la mesure des performances économiques et du progrès social » a été initiée par le président Sarkozy en 2008. Cette commission, souvent dénommée Commission Stiglitz, a rassemblé de nombreux économistes, dont plusieurs Prix Nobel. Cet

exemple souligne donc la prise de conscience qui s'est effectuée à propos du changement de direction que les gouvernements doivent adopter.

Il devient clair que le revenu ne devrait plus être appréhendé comme une fin, mais bien comme un moyen permettant d'élever les niveaux de vie et de permettre aux individus d'accéder à un niveau de bien-être supérieur. Utiliser un outil plus adapté à la mesure du bien-être permettra ainsi d'obtenir des résultats cohérents, et donc des conclusions politiques plus adéquates.

Afin d'apporter une réponse complète, cette analyse commence premièrement par offrir une revue de la littérature à propos du bien-être des familles monoparentales. Tout d'abord, des définitions concernant les notions qui sont importantes dans cette recherche sont proposées : à propos, d'une part, des questions de bien-être, satisfaction et bonheur, qui sont trois notions distinctes trop souvent interchangeables ; d'autre part, des types de structures familiales étudiées. Ensuite, les conclusions de différentes études concernant le lien entre revenu et bien-être et le bien-être des familles monoparentales sont exposées.

Deuxièmement, une mise en contexte des familles monoparentales en Belgique est proposée, dans l'optique de souligner la contribution de cette analyse dans l'étude du cas des familles monoparentales, parallèlement à la contribution à l'économie du bien-être.

Troisièmement, un état des lieux des mesures du bien-être développées dans la littérature est présenté. Une attention particulière est portée sur deux alternatives aux mesures traditionnelles utilisées dans ce travail: la mesure du bien-être subjectif et la mesure du revenu équivalent. Plusieurs économistes argumentent pour leur utilisation, celles-ci capturant un maximum de dimensions du bien-être en fonction de ce qui est offert par la base de données utilisée, et délivrant des résultats fiables. Cette partie s'appuie sur le travail réalisé par Decancq & Neumann (2016), qui offre une revue récente des différentes mesures de bien-être développées dans la littérature, ainsi qu'une illustration empirique avec les données allemandes.

Quatrièmement, une explication détaillée de la base de données belge utilisée, Measuring Equivalent Incomes (MEqIn), est exposée. Tout d'abord, la variable liée à la satisfaction de vie, centrale pour la mesure du bien-être subjectif et essentielle pour dériver le revenu équivalent des individus, est expliquée. Ensuite, les différentes variables sociodémographiques et de contrôle utilisées dans cette analyse sont présentées, tout en argumentant les raisons de leur prise en compte. Enfin, les différentes dimensions du bien-être sont construites et analysées : le revenu disponible, la santé, le travail et enfin le logement. Les études sur ce sujet analysent

majoritairement l'aspect de la consommation (mesuré de différentes manières, dont le revenu disponible), la santé et le fait d'être au chômage. Contrairement à ces dernières, notre analyse vise uniquement les personnes en emploi et tente d'étudier l'effet de ses caractéristiques sur le bien-être de l'individu. De plus, notre étude inclut quatre dimensions du bien-être, ce qui est plus complet que ce qu'on peut trouver majoritairement dans la littérature.

Cinquièmement, ces variables permettent de construire la mesure du revenu équivalent. Dans un premier temps, il est nécessaire d'évaluer les préférences des individus appartenant à des groupes sociodémographiques différents par l'estimation des cartes d'indifférences. Dans un deuxième temps, leur mise en application avec les données belges est analysée, reflétant les poids différents que chaque groupe d'individus porte sur les différentes dimensions du bien-être et autres variables. Dans un troisième temps, sur base des résultats obtenus, il est possible de construire le revenu équivalent des individus, qui dépend des valeurs de référence choisies pour chaque dimension non monétaire, des scores individuels atteints sur chaque dimension et des poids accordés à ces derniers.

Sixièmement, une comparaison empirique des résultats obtenus selon les deux mesures utilisées est proposée. Celle-ci s'attèle à comparer les caractéristiques des individus moyens se trouvant au bas de l'échelle du bien-être, en fonction des différentes mesures.

Finalement, quelques conclusions méritent d'être relevées. La proportion d'individus provenant de familles monoparentales est plus importante dans les différents échantillons réduits, regroupant les personnes ayant les niveaux de bien-être les plus faibles, que dans l'échantillon global. Ceci indique que cette catégorie d'individus est donc plus vulnérable. En outre, la proportion de femmes est plus importante, ce qui est en lien avec les conclusions de la littérature. Enfin, une tendance en forme de U entre l'âge et le bien-être est également notable, et en lien avec la littérature également. Ces résultats montrent donc qu'il y a une tendance marquée au sein de la société belge quant aux groupes d'individus les plus vulnérables. Dès lors, les décideurs publics devraient en prendre compte afin d'améliorer leurs situations.

2. Revue de la littérature

2.1. Définitions utilisées dans cette analyse

La question posée dans ce travail, cherchant à comparer le bien-être des adultes provenant des familles monoparentales à celui des adultes évoluant dans des familles biparentales, demande une précision quant aux termes utilisés. Deux aspects sont à étudier ici, le premier faisant référence au domaine du bien-être, et le second étant lié aux structures familiales.

2.1.1. Bien-être, satisfaction et bonheur

D'une part, il est important de définir correctement ce qu'est le bien-être, et de le mettre en relation avec la satisfaction et le bonheur, termes qui vont être utilisés dans cette analyse. Dans le débat public, ces notions font souvent office de synonymes ; or il existe une distinction claire entre ces dernières. Premièrement, le bonheur fait référence au sentiment de bien se sentir, d'apprécier la vie et de vouloir que ce sentiment continue (Layard, 2005). Le dictionnaire Larousse le définit également comme étant un « état de complète satisfaction, de plénitude » (Larousse, 2018b).

Le bien-être, deuxièmement, se rapproche du bonheur, mais ne signifie pas la même chose. C'est une notion difficile à définir précisément. Le dictionnaire Larousse le définit comme étant un « état agréable résultant de la satisfaction des besoins du corps et du calme de l'esprit » (Larousse, 2018a). Une personne peut avoir un bien-être supérieur à une autre, ce qui ne signifie pas forcément que cette personne a un bonheur plus élevé. Le bonheur dépend des aspirations et des désirs des personnes (Decancq & Schokkaert, 2015). Une personne ayant peu d'argent, pas de maison et une mauvaise santé a un bien-être peu élevé, mais peut toujours connaître un bonheur élevé si elle a appris à avoir des désirs réalistes (Sen, 1985).

Troisièmement, la satisfaction est définie comme « contentement, joie résultant en particulier de l'accomplissement d'un désir, d'un souhait » (Larousse, 2018c). Pour les économistes traditionnels, la notion de satisfaction est liée à la consommation par une fonction d'utilité croissante. Seulement, cette vision a été remise en question par plusieurs autres économistes qui ont remarqué que la satisfaction de vie moyenne n'augmente pas nécessairement avec le PIB réel (Cassiers & Delain, 2006). Il est utile de dissocier la satisfaction, pouvant également être définie comme « votre bonheur au quotidien », de la satisfaction de vie, qui est un indicateur de bien-être basé sur une auto-évaluation des individus portée sur leur vie de manière globale

(souvent par une échelle allant de 0 à 10) (OECD Better Life Index, s.d.). En outre, la satisfaction fait appel à une réflexion plus cognitive.

Il est communément accepté dans la littérature qu'il existe trois aspects du sentiment de bonheur: le « bien-être cognitif/évaluatif », le « bien-être affectif/hédonique » et le « bien-être eudémonique ». Weimann, Knabe, & Schöb (2015) et Steptoe, Deaton, & Stone (2014) les expliquent de manière claire dans leurs travaux, synthétisés ci-après. Le premier aspect est celui mesuré par la notion de satisfaction de vie évoquée plus tôt. C'est aussi sur celui-ci que va porter cette analyse. Afin de répondre aux questions nous demandant d'évaluer notre satisfaction de vie (sur une échelle), nous devons passer par un processus cognitif. En effet, nous utilisons des comparaisons, des jugements et une vue globale de notre vie afin de formuler un résultat à propos de notre sentiment. Le deuxième aspect provient directement de nos émotions, sur lesquelles nous n'avons pas de contrôle. Il peut être impacté autant par des émotions positives (sentiment de bonheur, souvenir heureux ...) que par des émotions négatives (tristesse, stress, douleur). On y distingue donc ce que la Commission Stiglitz (2009) nomme les affects positifs et négatifs. Troisièmement, le bien-être eudémonique fait, lui, appel aux buts et sens donnés à la vie. Aristote a dit lui-même que le vrai bonheur doit se trouver dans les valeurs, en faisant donc ce qui vaut la peine d'être réalisé. Suivant cette logique, la réalisation de certains désirs pourrait ne pas mener au bien-être (Ryan & Deci, 2001; Weimann et al., 2015).

2.1.2. Structures familiales

D'autre part, il est utile de s'attarder sur les différentes structures familiales. Premièrement, FAMIFED¹ (2018) définit une famille monoparentale comme un ménage constitué d'un seul parent vivant avec un ou plusieurs enfants. Les enfants d'une famille monoparentale ne sont pas spécifiquement les enfants biologiques du parent célibataire : ils peuvent être les beaux-enfants du chef de famille, les petits-enfants, des enfants adoptés, ou encore les neveux ou nièces. Pour être plus précis, si un parent habite avec ses enfants et un autre membre de sa famille (père, sœur, tante ...), ce ménage est également considéré comme monoparental. Une famille monoparentale peut donc être composée soit d'un parent célibataire, soit d'un parent divorcé ou séparé de son (sa) conjoint(e) ou encore d'un parent ayant perdu son (sa) conjoint(e), et vivant seul, avec un ou plusieurs enfants à charge.

¹ FAMIFED est l'agence fédérale belge pour les allocations familiales.

Deuxièmement, cette catégorie de ménage est à différencier dans cette analyse des ménages « biparentaux », composés d'un couple marié avec enfants, ou de cohabitants avec enfants. Entrent également dans cette seconde catégorie les familles recomposées. Une famille recomposée peut être définie telle que suit : « Une famille recomposée comprend un couple d'adultes, mariés ou non, et au moins un enfant né d'une union précédente de l'un des conjoints » (INSEE, 2016).

2.2. Les familles monoparentales, pauvreté et bien-être

Les familles monoparentales sont une forme de structure familiale qui prend de plus en plus de place dans les pays de l'OCDE, au détriment des ménages traditionnels. De ce fait, un nombre croissant d'enfants grandit en partie au sein de ménages composés d'un seul parent (OCDE, 2011). Ces structures familiales suscitent un intérêt grandissant dans la littérature. Ceci peut être expliqué par le fait désormais connu que les structures familiales monoparentales sont associées à la pauvreté (Brady & Burroway, 2012; David & Séchet, 2004). Des études ont également montré que les divorces ou séparations peuvent pousser les ménages dans des situations précaires, et ce de manière plus marquée pour les ménages menés seulement par une femme (Duncan & Hoffman, 1985). De plus, les familles à parent célibataire doivent faire face à un risque de pauvreté plus élevé que des familles constituées de deux parents (Maldonado & Nieuwenhuis, 2015).

2.2.1. Revenu et bien-être

Le lien entre revenu et bien-être n'est pas un nouveau sujet dans la littérature. L'économiste Easterlin a mis en évidence un paradoxe : une relation positive entre revenu et bonheur au sein d'un pays peut exister, cependant l'existence d'une telle association positive entre les pays, à un moment donné et au travers du temps, est incertaine (Easterlin, 1974). Depuis ce constat, il est de notoriété publique qu'une hausse du PIB ne mène pas forcément à une hausse du bonheur. Le PIB est une mesure fréquemment utilisée en économie et en politique pour évaluer l'activité économique. Cependant, il faudrait veiller à ne pas confondre mesure de la production marchande et mesure du bien-être, ce qui est encore trop souvent le cas dans les débats aujourd'hui. Comme le souligne à juste titre le travail réalisé par la Commission Stiglitz en 2009, les mesures de production se rattachent à l'activité économique, tandis que ce sont les mesures de revenu ou de consommation qui sont utiles pour l'évaluation du bien-être d'un individu. Finalement, il est utile de rappeler que le PIB ne mesure pas le bien-être des membres

d'une société. Cependant, quelles que soient ses limitations, la mesure du PIB reste un outil fiable pour mesurer le développement économique.

Néanmoins, la question du revenu est un sujet fréquemment abordé dans les débats à propos du bien-être. Il a été montré qu'au sein d'un pays développé, un revenu plus élevé participe légèrement au bonheur des personnes (Diener, Sandvik, Seidlitz, & Diener, 1993; Oswald, 1997). Au niveau macro-économique, il a été démontré qu'il existe une relation de long-terme positive mais relativement petite entre la croissance des revenus et le bonheur. Ceci est d'autant plus vrai si le pays concerné part d'un PIB peu élevé (Beja, 2014; Frijters, Haisken-DeNew, & Shields, 2004). En d'autres mots, le document de réflexion rédigé par De Vos (2011) souligne le fait qu'au-delà un certain seuil, déjà atteint par presque tous les pays développés, une croissance plus élevée ne produit pas plus de bien-être. Au niveau micro-économique, il a également été montré empiriquement que le revenu affecte de manière mineure les personnes ayant une satisfaction élevée, mais qu'il a un effet significatif sur la réduction de l'insatisfaction des personnes expérimentant une hausse de revenu (Boes & Winkelmann, 2010). Il a aussi été montré que plus le revenu disponible d'un ménage est élevé, plus les membres du ménage connaissent un sentiment de bonheur ou une satisfaction de la vie élevée (Frey, 2008; Helliwell, Layard, & Sachs, 2012; Langlois, 2014). En utilisant des mesures de bien-être sur une échelle allant de 10 à 100, Layard (2005, p.65) trouve qu'une réduction du revenu d'un tiers entraîne une diminution du bien-être de 2 points sur l'échelle du bien-être. Cependant, le lien est plus complexe. Par exemple, les comparaisons sociales, les inégalités, l'augmentation des aspirations et le phénomène d'adaptation complexifient le lien entre revenu et bien-être. (Cassiers & Delain, 2006; A. E. Clark, Frijters, & Shields, 2006; Layard, 2005). Enfin, Kahneman & Deaton (2010) ont étudié les liens entre revenu et notions de bien-être cognitif et affectif. Par une analyse de 450 000 observations, ils arrivent à la conclusion qu'une addition de revenu augmente le niveau de satisfaction de vie. Cependant, concernant la relation avec le bien-être affectif, ils montrent qu'il existe une relation positive entre augmentation de revenu et bien-être affectif, mais seulement jusqu'à un revenu maximum. Au-delà de cette limite, le revenu n'aurait plus d'impact sur les sentiments.

2.2.2. Bien-être des familles monoparentales

Face à ces constats, la question du bien-être des membres des familles monoparentales peut être posée. De nombreux auteurs se sont intéressés à cette problématique et ont dégagé quelques conclusions. Que ce soit concernant le bien-être des enfants ou des adultes, plusieurs études

montrent que la structure familiale peut jouer un rôle dans la construction du bien-être des personnes, mais que l'impact de la structure familiale est moins significatif que la communication et la manière de fonctionner au sein des familles (Lansford, Ceballo, Abbey, & Stewart, 2001; Levin, Dallago, & Currie, 2012).

Une grande partie des psychologues et économistes ont toutefois trouvé un effet significatif de la structure familiale sur le bien-être. Certains avancent même que la satisfaction procurée par une augmentation du revenu serait moins durable que celle procurée par une vie de couple heureuse (Davoine, 2009; Layard, 2005). Quand on s'intéresse plus particulièrement aux enfants et adolescents, il en ressort que des enfants élevés dans des ménages monoparentaux ont moins de chances de devenir des adultes qui réussissent bien dans la vie d'un point de vue du revenu. En effet, la majorité des femmes à la tête de familles monoparentales qui sont aidées par le système social n'obtiennent pas de revenus suffisamment élevés que pour sortir de la pauvreté, et ce même en travaillant à plein temps (Garfinkel & McLanahan, 1986). Les enfants grandissant dans des familles dont les parents ont divorcé ou sont célibataires atteignent des résultats plus faibles dans diverses catégories (bien-être, santé, école ...) comparés à des enfants grandissant dans des familles où les parents sont restés mariés (Amato, 2001; Amato & Keith, 1991b). Spencer (2005) trouve également que les adultes à la tête de familles monoparentales reportent pour leurs enfants un niveau de santé moyen à médiocre (avec des maladies et problèmes de santé de longue durée), et rencontreraient des difficultés scolaires ainsi que des problèmes de comportements antisociaux. Ensuite, les adultes qui ont vécu un divorce de leurs parents montrent un niveau de bien-être moins élevé que celui des adultes dont les parents sont restés mariés, et cet effet est plus important pour ceux ayant grandi dans des structures monoparentales (Amato & Keith, 1991a). Il est à noter que dans ces précédentes études, le cas des cohabitants légaux n'est pas étudié. Cependant, d'autres auteurs ont mis en évidence le fait que les enfants grandissant dans des familles avec mère célibataire ne diffèrent pas des enfants des autres structures familiales en termes de bien-être (Lansford et al., 2001). Les économistes ne partagent donc pas un avis unanime sur cette question. Il est intéressant de noter que les auteurs n'utilisent pas les mêmes méthodologies : les premiers appliquent des méta-analyses² de plusieurs dizaines d'études, Spencer (2005) utilise des analyses secondaires d'enquêtes transversales sur un échantillon représentatif des ménages britanniques, tandis que Lansford et al. (2001) étudient le lien entre la structure familiale et le bien-être par des questionnaires de

² Une méta-analyse consiste à combiner les résultats de plusieurs études différentes traitant d'un sujet commun, et ce afin de pouvoir faire le point sur le sujet étudié.

bien-être reporté sur un échantillon représentatif des adultes vivant aux États-Unis. Les populations étudiées et les méthodologies ne sont donc pas les mêmes, ce qui peut expliquer les différences de résultats. Il est donc intéressant de creuser à nouveau la question en utilisant des données belges directement, et de comparer les résultats de plusieurs méthodes. Enfin, des auteurs ont également étudié le bien-être des parents célibataires. Certains ont pu également mettre en évidence le fait que les parents célibataires, divorcés ou séparés sont significativement moins satisfaits et réussissent moins dans diverses catégories (santé, éducation ...) que les adultes mariés ou remariés (Fine, Donnelly, & Voydanoff, 1986; Lansford et al., 2001; Layard, 2005).

La littérature indique donc que les individus vivant dans des ménages monoparentaux tendent à avoir moins de succès dans divers domaines (bien-être, revenu, santé ...) que ceux venant de ménages biparentaux. Il existe déjà une grande littérature sur la question des enfants. Dans notre analyse, comme il sera expliqué dans la section 5, la question des enfants est plus difficile à étudier, étant donné que les données disponibles viennent des évaluations faites par les parents et non directement des enfants. Afin d'éviter des résultats biaisés, seules les observations concernant directement les adultes sont analysées.

La question de l'étude du bien-être semble donc pertinente dans le contexte actuel, où crises économiques et sociales se développent. De plus, il n'y a pas d'étude aujourd'hui qui compare le bien-être des adultes des familles monoparentales à celui du bien-être des adultes des familles biparentales en Belgique.

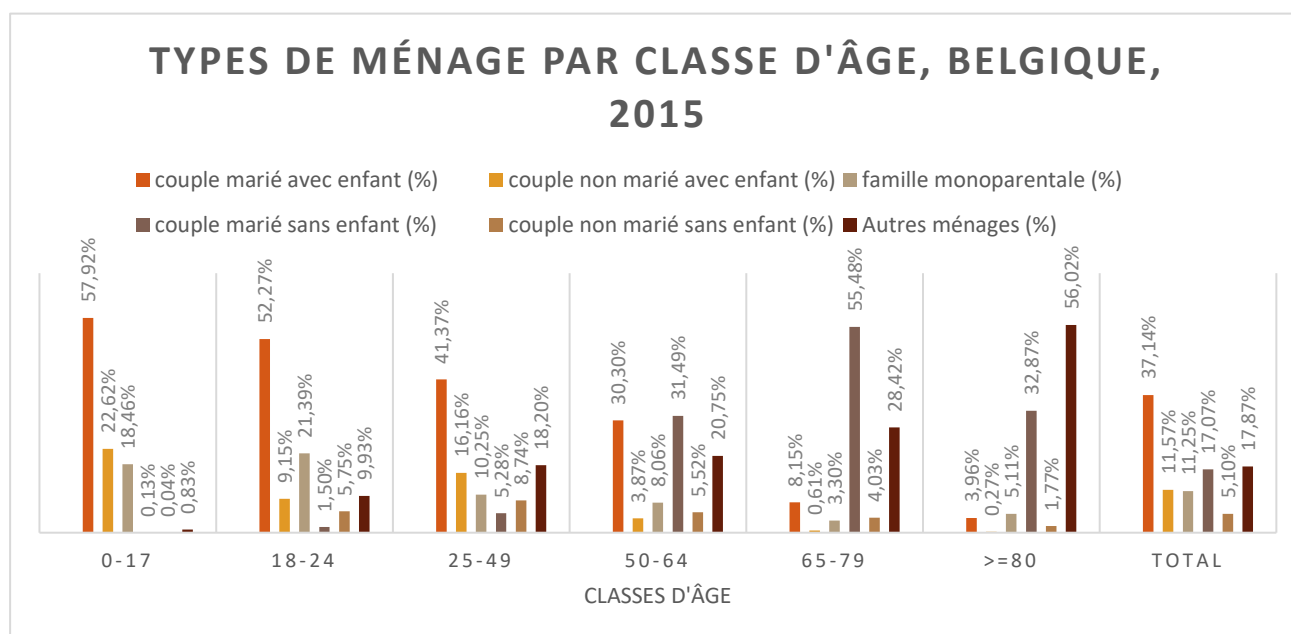
3. Importance et contribution

En 2015, en Belgique, les ménages monoparentaux représentaient 11% de l'ensemble des ménages, ce qui est semblable à la représentation des « couples non mariés avec enfant » (cf. Graphique 3.1.). À noter qu'un ménage appartient à la catégorie « famille monoparentale » selon la Banque Carrefour de la Sécurité Sociale (BCSS) si la personne de référence est âgée de 15 ans ou plus, si le chef de ménage n'a pas de conjoint et qu'aucun partenaire potentiel ne peut être présent dans le ménage et enfin, si les enfants du ménage ont moins de 18 ans (BCSS, 2018b). On remarque que les familles monoparentales sont plus présentes dans la classe d'âge 18-24 ans. Seulement, ceci pourrait simplement refléter le fait qu'à cet âge, il est possible que la mère ou le père soit resté domicilié(e) chez ses propres parents en raison de ses études, ou autres, tout en gardant sa relation de couple avec le deuxième parent de l'enfant. Jusqu'à 50

ans, les Belges vivent majoritairement dans des ménages avec parents mariés, et les ménages sans enfants sont plutôt rares jusqu'à cette catégorie d'âge (Fig.3.1). Aussi, le Bureau Fédéral du Plan indique dans son rapport de 2018 que la part des ménages mariés va diminuer à l'horizon 2070 au profit des ménages de cohabitants et des ménages monoparentaux si on poursuit les tendances actuelles (Bureau Fédéral du Plan, 2018).

Le fait que les familles monoparentales soient aussi présentes en Belgique est important d'un point de vue politique. Il n'est pas étonnant de voir que la proportion des familles monoparentales diffère à travers les groupes d'âge (cf. Graphique 3.1). Il semble donc intéressant de comparer le bien-être des familles monoparentales des différentes classes d'âge. Il serait pertinent que les politiciens prennent en compte ces divergences lors de l'attribution des bénéfices octroyés à ces familles. Les résultats pourraient aider les décideurs politiques à mieux comprendre le contexte des ménages monoparentaux et à adapter les politiques publiques afin d'améliorer le bien-être de ces familles. De ce fait, le but de cette analyse est de délivrer plus d'informations à ce sujet.

Graphique 3.1. : Types de ménage par classe d'âge en Belgique, 2015



Note: La catégorie « autres ménages » regroupe les données concernant les différents types de ménages suivants: ménage constitué d'une seule personne, autres ménages/inconnu, ménage collectif.

Source: BCSS (2018). Propres calculs.

Ensuite, il est évident que cette analyse contribue à l'économie du bien-être et à ses mesures. La section suivante propose une brève revue des différentes mesures du bien-être fréquemment

utilisées, étudiant plus précisément les mesures du bien-être subjectif et le revenu équivalent, mesures utiles à cette contribution. Dans la section suivante, nous verrons que ces mesures se rattachent à la notion du bien-être cognitif, définie à la section 2.1. Les politiques publiques se basent entre autres sur le niveau de PIB du pays. Or, celui-ci ne reflète pas le niveau de bien-être des individus et devrait plutôt être envisagé comme un moyen pour atteindre l'objectif final qui est justement le bien-être des individus. Il est important de savoir ce qu'un indicateur mesure exactement et de le comprendre afin de pouvoir interpréter au mieux ses résultats. Aussi, l'utilisation de mesures du bien-être plus adaptées devrait permettre aux politiciens de mieux appréhender la notion complexe de bien-être et d'en tirer des solutions plus aptes à améliorer le bien-être de tous (Stiglitz, Sen, & Fitoussi, 2009). Mais les bénéfices potentiels de mesures pertinentes du bien-être sont plus nombreux. En plus d'informer les décisions politiques, les évaluations du bien-être peuvent améliorer « les analyses coût-bénéfice, les comparaisons internationales, les mesures de croissance et les études d'inégalité » (Fleurbaey, 2009, p. 1030, notre traduction).

4. Mesures du bien-être

Mesurer le bien-être est une préoccupation croissante dans la littérature. L'approche standard pour le mesurer est d'utiliser le revenu comme proxy. Cependant, il est facilement accepté qu'utiliser le revenu n'est pas assez complet que pour évaluer le bien-être d'une personne (cf. section 2.2.1.). Par exemple, la même somme d'argent peut amener à différents niveaux de bien-être pour des personnes avec des caractéristiques et des besoins différents. Sen illustre déjà cette idée en argumentant pour le *Principe de Différence*, en disant que :

[Le Principe de Différence] évite la caractéristique très critiquée du leximin qui consiste à donner plus de revenus à des gens qui sont difficiles à satisfaire et qui doivent être inondés de champagne et enterrés dans du caviar pour les amener à un niveau d'utilité normal, ce que vous et moi obtenons d'un sandwich et d'une bière. Sen (1979, p.214, notre traduction)

Il semble donc y avoir un consensus sur le fait que les mesures de bien-être devraient inclure plus d'informations sur les dimensions non monétaires de la vie (Decancq et al., 2015; Stiglitz, Sen, & Fitoussi, 2009).

Ensuite, une attention particulière s'est portée sur les indices composites de bien-être. Le plus connu de tous est sans aucun doute l'Indice de Développement Humain (IDH) créé par le

Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD) en 1990. Il permet d'évaluer le bien-être à travers trois dimensions : le niveau de vie, la santé et l'éducation. D'autres indices multidimensionnels agrégeant plusieurs dimensions de la vie en un seul indice ont vu le jour depuis, tels que celui nommé Happy Planet Index. Seulement, ces types de mesures rencontrent deux limites non négligeables : le fait qu'une quantité importante d'informations soit perdue dans le processus de consolidation et la nécessité de décider de manière arbitraire des composantes à inclure, ainsi que leurs poids (Weimann et al., 2015).

Pour ces raisons, deux alternatives sont utilisées dans cette analyse : l'utilisation du bien-être subjectif dans un premier temps, et le revenu équivalent, mesurant un bien-être plus objectif, dans un deuxième temps.

Concernant les données nécessaires pour l'estimation du bien-être des personnes, les spécifications utilisées dans l'étude réalisée par Decancq & Neumann (2016) vont être suivies³. En effet, ils offrent une comparaison de cinq mesures de bien-être développées dans la littérature, dont les deux qui vont être utilisées dans cette analyse : celle basée uniquement sur le revenu, les indices composites de bien-être, le bien-être subjectif, le revenu équivalent et l'utilité de Von Neumann-Morgenstern. Chaque mesure de bien-être (WB) de l'individu i est définie par un quadruplet de vecteurs : les aspects de la vie l_i , l'ordre de préférence R_i , une fonction d'utilité Von Neumann-Morgenstern (vNM) V_i et une fonction de satisfaction S_i reliant les scores de satisfaction des individus s_i à chaque vecteur d'aspects de la vie l_i : WB (l_i , R_i , V_i , S_i). L'ordre de préférence R_i représente le jugement de l'individu i concernant ce qui est bien ou non dans la vie. De manière générale, on peut écrire $l_i R_i l'_i$ si l'individu i préfère faiblement la vie décrite par les aspects l_i à ceux décrits par l'_i . Similairement $l_i P_i l'_i$ représente les préférences strictes entre les deux aspects de la vie, et $l_i I_i l'_i$ représente l'indifférence. Il est à noter que, pour les mesures utilisées dans cette analyse, la fonction d'utilité vNM ne sera pas nécessaire.

4.1. Bien-être subjectif

Les psychologues ont utilisé des questionnaires de bien-être reporté pour étudier le bonheur, et les économistes ont commencé à faire de même récemment, en utilisant des données subjectives

³ Leur travail offre une revue récente des différentes mesures du bien-être utilisées dans la littérature, ainsi qu'une illustration empirique de ces dernières. En effet, de manière similaire à ce travail, ils mesurent le bien-être des individus au sein d'un même pays (l'Allemagne) et comparent les résultats de ces cinq mesures. Dans notre analyse, nous proposons une comparaison des mesures du bien-être subjectif et du revenu équivalent, mesures qui nous paraissent plus pertinentes pour l'évaluation du bien-être, comme expliqué dans la section 4. Enfin, leurs spécifications s'appliquent parfaitement à nos données et à la conception du bien-être choisie dans cette analyse.

à propos du bien-être ressenti que les individus reportent. Au départ, les économistes se sont basés sur les mesures utilitaristes, dépendant presque exclusivement du revenu et des préférences, pour mesurer le bien-être. Dans une nouvelle vague, les économistes se sont concentrés sur les mesures de bien-être subjectif pouvant être utilisées comme proxy pour mesurer l'utilité des personnes, reflétant leur bien-être (Weimann et al., 2015). Le bien-être subjectif repose sur l'hypothèse selon laquelle chaque personne est la personne la mieux placée pour évaluer son propre niveau de bonheur (A. S. Clark, 2009; Stiglitz et al., 2009). Étudier le bien-être des individus par l'auto-évaluation faite par les individus concernés se rattache donc à la première approche conceptuelle développée par la Commission Stiglitz (2009). L'étude du bien-être subjectif utilise des notions plus larges de bien-être, intégrant entre autres des fonctions d'utilité plus complexes et des influences rationnelles et non rationnelles. De ce fait, « l'économie du bonheur » mesurée par les données de bien-être subjectif procure une alternative valable des mesures de bien-être plus communes, et cette technique a été utilisée dans des domaines variés (A. E. Clark et al., 2006; Graham, 2016). La littérature sur ce sujet atteint la conclusion que les résultats obtenus grâce aux mesures subjectives sont reproductibles et permettent de prévoir les comportements des individus (Stiglitz et al., 2009). Elle permettrait également de rester neutre, sans impliquer les propres préférences et valeurs de l'observateur, tout en respectant les préférences de l'individu (Davoine, 2009).

Pour que les mesures de bien-être subjectif reporté servent de proxy pour le bien-être des individus, il y a une importante hypothèse à prendre en compte: « les normes qui sont à la base des jugements des personnes sont celles que l'individu voudrait poursuivre dans sa réalisation de son idéal de la belle vie » (Frey & Stutzer, 2010, p. 559, notre traduction).

En se basant sur le travail réalisé par Decancq & Neumann (2016), la fonction du bien-être subjectif requiert donc des informations à propos du bien-être reporté à propos de la satisfaction de vie S_i . Suivant cette idée, la fonction peut s'écrire telle que :

$$(1) \quad WB^1(l_i, R_i, V_i, S_i) = S_i(l_i)$$

Pour que les enquêtes de bien-être subjectif délivrent des informations quant aux préférences des individus, il faut que l'hypothèse de cohérence soit respectée : $S_i(l_i) \geq S_i(l'_i)$ si et seulement si $l_i R_i l'_i$. En d'autres mots, il faut qu'il y ait une cohérence entre les jugements de satisfaction et les préférences (Decancq, Fleurbaey, & Schokkaert, 2015a). Si tel est le cas, l'approche subjective de bien-être satisfait le *principe des préférences personnelles*, qui est une version faible du *principe de souveraineté individuel*, principe selon lequel « l'évaluation du bien-être

d'un individu devrait respecter ses propres préférences à propos de ce qui procure une bonne vie » (Decancq et al., 2015a, p.1082, notre traduction). Aussi, le principe de souveraineté implique, sur base d'un jugement normatif, la priorité des préférences sur les niveaux de satisfactions. Autrement dit, avoir moins d'argent ou une plus mauvaise santé devrait mener à un niveau de bien-être plus faible, même si la satisfaction de la vie n'est pas affectée (Decancq et al., 2015a, 2015b). De manière plus synthétique, le principe des préférences personnelles, respecté par l'approche subjective, entraîne par conséquence que l'ordre de préférence soit respecté lors de comparaisons concernant le même individu (Fleurbaey, Schokkaert, & Decancq, 2009).

Ce type de mesure du bien-être n'est cependant pas parfait. En effet, il est sujet à plusieurs limites. Tout d'abord, un problème notable des évaluations subjectives consiste en ce que les questions posées peuvent être interprétées de manière différente par chaque personne. En effet, le point de référence du bien-être est propre à chaque individu et dépend de sa situation personnelle ainsi que de ses caractéristiques (Groot, 2000). Ainsi, lorsqu'on veut établir des comparaisons entre individus ayant les mêmes ordres de préférence, et préférant tous deux la même situation, il se peut que cette méthode ne respecte pas leurs préférences⁴. Ce biais serait donc dû au fait que les individus ne calibrent pas de la même manière leurs bien-être subjectifs (Decancq & Neumann, 2016). Ceci est aussi appelé dans la littérature « différences entre facteurs d'échelle ». Fleurbaey et al., (2009), sur base d'un raisonnement similaire, concluent donc que ces mesures ne respectent pas le *principe des mêmes préférences* : quand deux individus ont le même ordre d'évaluation, si les aspects de la vie du premier individu sont préférés à ceux du deuxième, alors l'évaluation faite par les deux individus de cette vie décrite par ces premiers aspects devrait être plus élevée que l'évaluation réalisée sur la vie du deuxième individu. De ce fait, utiliser les mesures de bien-être subjectif pour comparer le bien-être de différents individus requiert l'acceptation d'un point de vue normatif que les calibrations personnelles réalisées par les individus au moment de répondre aux questions sont adéquates (Decancq et al., 2015a), ce qui est une hypothèse forte.

Après ceci se pose la question des comparaisons du bien-être entre individus dont les préférences diffèrent. À nouveau, Decancq et al. (2015a) offrent une solution. Le principe de souveraineté individuel doit s'adapter. Afin de pouvoir classer les aspects de la vie d'individus avec des préférences différentes, le *principe de dominance* pourrait être un point de départ.

⁴ Voir Decancq et al., 2015a, p. 1087 pour des exemples de recherches sur ce sujet

Celui-ci établit que si une situation l' est préférée à l'' pour tous les ordres de préférence des individus, alors la personne connaissant la situation l' peut être considérée comme étant dans une meilleure situation que la personne étant dans celle l'' . Le problème est que ceci est en contradiction avec le principe des préférences personnelles⁵. Dès lors, un des deux principes doit être relâché pour permettre d'aller plus loin. Si on établit un principe de dominance plus faible, en prenant en compte une mesure du revenu et un vecteur de dimensions non monétaires, combiné au principe des préférences personnelles, on rejoint un ordre de préférence caractérisant celui du revenu équivalent⁶ (cf. section 4.2.).

Ensuite, il est possible que les individus changent eux-mêmes leur échelle de satisfaction de vie. En effet, étant donné que les personnes s'habituent facilement à de nouvelles situations, l'échelle utilisée avant un événement important, tel que le fait de se marier ou d'avoir des enfants, peut changer par rapport à celle utilisée après ce même événement. Ceci est dû au fait que les individus peuvent à tout moment reconsidérer ce qu'ils pensent être leur idéal, et modifier leur échelle de satisfaction en fonction. Cependant, cette limite n'est présente que dans les comparaisons des niveaux de satisfaction d'un même individu à des moments différents, ce qui n'est pas le cas de ce travail où il est appliqué une comparaison transversale (Weimann et al., 2015).

De plus, certains chercheurs ont également trouvé un effet significatif concernant l'ordre des questions sur les mesures de bien-être subjectif (OCDE, 2013; Weimann et al., 2015). Cependant, la base de données utilisée dans cette analyse a été construite grâce à des questionnaires similaires pour tous les individus, avec les mêmes questions posées à tous les participants, et ce dans le même ordre, permettant d'avoir des résultats comparables.

Par ailleurs, l'OCDE (2013) montre à travers une synthèse de plusieurs travaux que les mesures subjectives ont un ratio signal-bruit relativement élevé. En effet, les résultats peuvent être sensibles aux événements annuels touchant une majorité de personnes tels que la Saint-Valentin, ou à des concours de circonstances plus personnels. De manière générale, les mesures de bien-être subjectif peuvent donc être impactées par le jour de la semaine, par la saison et par la météo, qui ont un effet sur l'humeur des individus. Il est à noter que les résultats obtenus sur ces sujets sont mixtes, d'autres auteurs trouvant des effets non significatifs⁷. Weimann et al. (2015) expliquent que l'humeur joue un rôle important dans le processus cognitif d'évaluation

⁵ Pour une démonstration, *ibid.*, p. 1088

⁶ *Ibid.*, pp.1089-1090

⁷ Pour plus de détails, voir Weimann et al. (2015), pp. 91-100

du bien-être, car celle-ci est une tâche complexe. De ce fait, les individus essaient de simplifier cette tâche en se basant sur leur humeur comme indicateur de satisfaction de la vie. Cependant, ces deux études argumentent que les effets dus aux facteurs de court-terme, comme l'humeur de l'individu, peuvent être réduits en utilisant une construction de questionnaires appropriée⁸. De plus, Weimann et al. (2015) expliquent que dans le cas où l'humeur aurait un effet sur les résultats, les erreurs de mesures pourraient être réparties de manière aléatoire dans la population, avec un équilibre entre mauvaises et bonnes humeurs, ce qui ne biaiserait pas les résultats.

Cependant, il a été montré que les résultats obtenus sont fiables (OCDE, 2013). Comme mentionné dans la deuxième section, trois catégories de bien-être subjectif peuvent être mesurées et évaluées : le bien-être cognitif, le bien-être hédonique et le bien-être eudémonique. Cette analyse se concentre uniquement sur l'évaluation du bien-être cognitif. En effet, les mesures de bien-être cognitif seraient les plus fiables. Des test-retest ont été appliqués aux différentes mesures, et la fiabilité des échelles de satisfaction de la vie a été évaluée comme suffisante. Ensuite, la mesure des affects semble être moins fiable étant donné que les humeurs sont plus facilement affectées par les aléas de la vie (tels qu'un mauvais temps ou une mauvaise nouvelle) et changent donc plus souvent. Cependant, ces deux types de mesures sont importantes pour comprendre pleinement le bien-être, étant donné que les fréquentes variations d'humeur permettent d'étudier des schémas quotidiens (Helliwell & Barrington-Leigh, 2010). Par contre, il n'existe que peu de preuves quant à la fiabilité des mesures du bien-être eudémonique. Enfin, il existe un ensemble d'arguments dans la littérature en faveur du fait que les mesures d'évaluation de la vie capturent des informations valides, et que malgré l'existence de certaines limites, on ne peut pas rejeter le fait que ces mesures sont adaptées à l'objectif de mesure du bien-être.

4.2. Revenu équivalent

Une mesure du bien-être individuel qui a été développée récemment est celle basée sur la notion du bien-être équivalent. Cette dernière est construite selon trois caractéristiques (Measuring Equivalent Incomes, s.d.). Premièrement, les dimensions externes et internes du bien-être individuel sont prises en compte (elle prend en compte les dimensions monétaires et non monétaires du bien-être). Deuxièmement, cette mesure offre un compromis entre les approches

⁸ Voir Weimann et al. (2015), p. 96 et OCDE (2013), chapitre 2 "Methodological considerations in the measurement of subjective well-being".

objectives traditionnelles du bien-être et les approches subjectives. En effet, les mesures objectives traditionnelles telles que les indices composites peuvent être trop paternalistes, tandis que les mesures de bien-être subjectif ne respectent pas nécessairement les préférences unanimes des individus concernés lors de comparaisons interpersonnelles, là où le revenu équivalent le permet (Decancq & Neumann, 2016). De plus, seule la mesure du bien-être utilisant le revenu équivalent satisfait le principe fort des mêmes préférences, renforçant celui des préférences personnelles discuté plus tôt, et permettant le respect des préférences lors de comparaisons interpersonnelles (Fleurbaey et al., 2009). Ce principe permet de négliger les différences de facteurs d'échelle lors de la construction de la mesure. (Decancq et al., 2015a, 2015b). Troisièmement, le revenu équivalent permet d'étudier le bien-être des personnes au niveau individuel et non au niveau du ménage uniquement.

Pourquoi revenir à une mesure plus « monétaire » ? Celles-ci délivrent une mesure cardinale et opérationnelle du bien-être. Il est dès lors plus facile de comparer le bien-être des individus d'une manière plus directe (Decancq et al., 2015b).

Decancq & Schokkaert (2015) nous procurent deux intuitions qui peuvent être suivies pour comprendre ce qu'est exactement le revenu équivalent. Premièrement, en respectant les idées des personnes à propos de ce qu'est une bonne vie, deux situations qui sont évaluées par un individu comme également bonnes correspondent aussi au même niveau de bien-être pour l'analyse de politiques. Deuxièmement, si tous les individus obtiennent leur situation préférée dans une dimension non monétaire, le poids accordé à cette dimension ne devrait pas influencer le classement de leur bien-être. En acceptant ces intuitions, il en découle une définition du revenu équivalent: « le revenu équivalent d'un individu i est le revenu hypothétique y_i^* qui, si combiné avec une valeur de référence $\tilde{x}$ sur toutes les dimensions non monétaires placerait l'individu dans une situation qu'il trouve aussi bien que sa situation actuelle » (Decancq & Neumann, 2016, p. 561). Le revenu équivalent dépend donc de la vision des individus de ce qu'est une bonne vie. À noter que la différence entre le revenu équivalent et le revenu actuel d'un individu reflète la diminution du bien-être due à la non-atteinte de la valeur de référence sur les dimensions non monétaires, mesurée en termes monétaires (Decancq & Schokkaert, 2015). En d'autres mots, la différence entre les niveaux actuels atteints sur les dimensions non monétaires et leurs valeurs de référence peut être mesurée en utilisant la volonté personnelle de payer, qui est la différence entre le revenu équivalent et le revenu actuel (Decancq & Neumann, 2016).

La fonction du bien-être peut donc être écrite formellement suivant les spécifications de Decancq & Neumann (2016) comme suit :

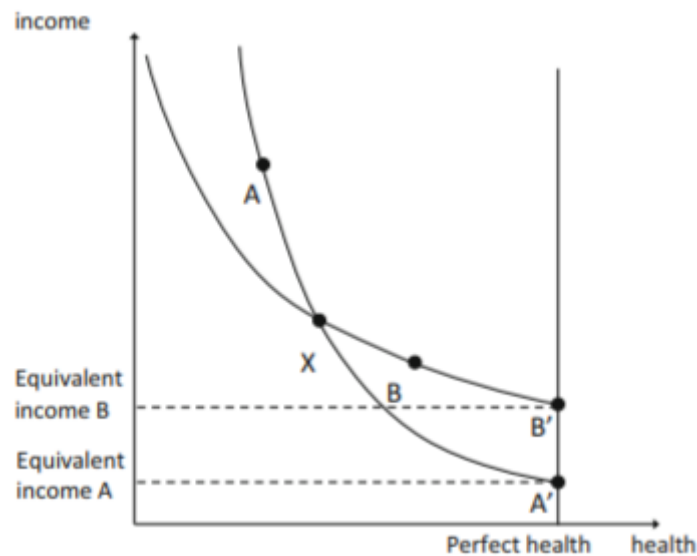
$$(2) \quad WB^2(l_i, R_i, V_i, S_i) = y_i^* \text{ tel que } (y_i, x_i) I_i (y_i^*, \tilde{x}),$$

où I_i dénote, pour rappel, l'indifférence de l'individu entre les deux options.

Avant d'aller plus loin, il semble utile d'illustrer le concept de revenu équivalent, avec seulement deux aspects de la vie : le revenu et la santé. Cet exemple est tiré du travail réalisé par Decancq & Schokkaert (2015). Le graphique 4.1. montre des courbes d'indifférence de deux individus reflétant des préférences différentes à propos de ce qu'ils considèrent comme étant une « bonne vie », ce qui se voit facilement par le croisement des courbes. L'individu 1 a son vecteur des aspects de la vie en A et l'individu 2 en B. On voit que l'individu 1 est plus riche que l'autre individu, mais est également en moins bonne santé. La courbe d'indifférence de l'individu 1, plus pentue que celle de l'individu 2, montre que cette personne se soucie plus de sa santé. Dès lors, si les deux individus étaient dans la même situation X, avec le même revenu et le même niveau de santé, l'individu 1 aurait tout de même un bien-être plus faible que l'autre individu étant donné qu'il aimerait céder plus de revenus pour obtenir une meilleure santé.

Ensuite, la ligne verticale représente le niveau de référence concernant la dimension santé, $\tilde{x}$. Si maintenant les individus 1 et 2 se trouvent respectivement dans les situations A' et B', avec non seulement un niveau de santé égal, mais aussi le meilleur niveau de santé possible, alors dans ce cas la personne avec un revenu plus élevé peut être considérée comme ayant un bien-être supérieur (la personne 2 dans ce cas de figure). Le revenu équivalent y_i^* de chaque individu peut donc être aperçu au niveau du revenu quand le niveau de référence de la dimension non monétaire est atteint. Ces revenus équivalents mesurent le bien-être de chaque personne. On remarque à travers cet exemple que la mesure du revenu équivalent dépend donc du niveau de référence choisi $\tilde{x}$ sur les dimensions non monétaires et ne dépend donc pas des préférences.

Graphique 4.1. : Illustration du revenu équivalent



Source : Decancq & Schokkaert (2015)

La méthode du revenu équivalent trouve donc sa logique dans le principe de respect des préférences des individus. Suivant ce principe, un individu qui atteint des scores plus élevés dans chaque dimension du bien-être peut toujours être considéré comme ayant un niveau de bien-être moins élevé qu'une personne réussissant moins bien dans une ou plusieurs dimensions à cause de préférences divergentes et de poids accordés différemment. Ceci peut donc entrer à nouveau en contradiction avec le principe de dominance. De ce fait, en fonction du point de vue de chacun, si l'on adhère plutôt au second principe, des mesures plus classiques du bien-être, telles que les indices de bien-être composites, peuvent paraître plus pertinentes pour atteindre l'objectif de mesure du bien-être (Decancq & Neumann, 2016).

Cette analyse cherche dans les sections suivantes à mesurer le bien-être des adultes vivant dans des familles monoparentales et biparentales et offre une comparaison des résultats obtenus à l'aide de ces deux mesures.

5. Données utilisées

Cette analyse vise à évaluer le bien-être, dans sa multidimensionnalité, des parents à la tête de familles monoparentales, comparé à celui des parents d'une famille biparentale. *Measuring Equivalent Income* (MEqIn) est une base de données belge créée dans le but d'étudier la pauvreté et le bien-être à travers des mesures tenant compte du caractère multidimensionnel de ces derniers. Le document décrivant la méthode d'échantillonnage définit la population cible comme suit : « toutes les personnes âgées de 18 ans et plus et résidant en Belgique, sans tenir

compte de leur lieu de naissance, de leur nationalité ou d'autres caractéristiques » (Capéau, Decancq, Nys, Ramaekers, & Bosch, 2015, p.2, notre traduction). Cependant, ce document précise que les résidents belges non repris dans le Registre National ne sont pas inclus dans la population étudiée (sans-abris, immigrants illégaux ...). Cette base de données contient des informations récoltées auprès de 3 404 répondants résidant en Belgique, vivant dans 2 098 ménages. La phase de récolte des données a été mise en place entre octobre 2015 et mars 2016. Notons finalement que les personnes ayant créé cette base de données ont fait en sorte de représenter au mieux la population belge, qui est la population cible, tout en gardant un nombre suffisant de sous-groupes principaux pour leur analyse (individus âgés et pauvres).

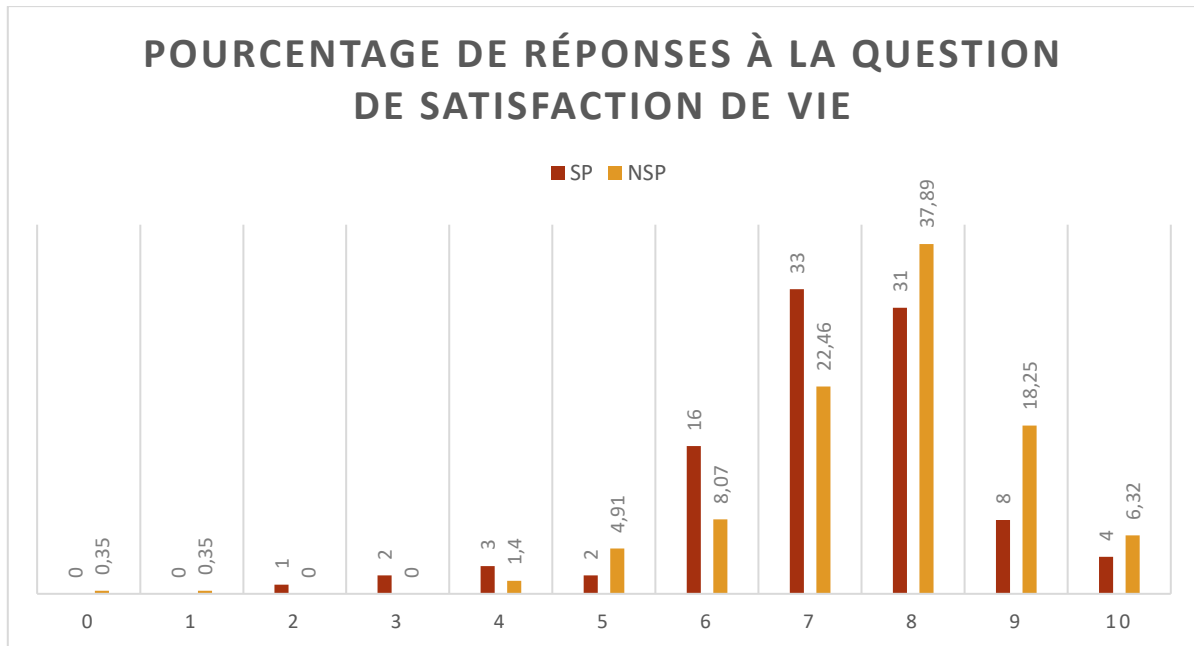
Un avantage de ces données est qu'elles permettent de créer des mesures au niveau des membres d'un ménage. Elles permettent donc d'aller plus loin que l'approche micro-économique classique qui suppose que le revenu soit partagé de manière équitable entre tous les membres du ménage et qui reste donc à ce niveau, hypothèse contre laquelle plusieurs preuves empiriques ont été apportées. En d'autres mots, cette base de données trouve ses fondements dans la théorie des modèles collectifs, prenant en compte le fait qu'il y ait plusieurs membres au sein des ménages en reconnaissant les préférences individuelles de ses membres, et se concentre donc au niveau individuel (Measuring Equivalent Incomes, s.d.).

Cependant, le désavantage majeur de cette base de données est que les enfants ne sont pas directement interrogés. La base de données contient des questions à propos des enfants, mais ce sont les parents qui doivent évaluer les réponses à la place de leurs enfants. Dès lors, cette analyse ne prend pas en compte ces questions car nous estimons que ces réponses ne peuvent qu'être biaisées.

5.1. Satisfaction de vie

La variable satisfaction de vie s_i est mesurée par la question suivante dans la base de données MEqIn : « *Dans l'ensemble, dans quelle mesure êtes-vous satisfait(e) de votre vie actuelle ?* ». Les personnes interrogées répondent à cette question par un score allant de 0 « *tout à fait insatisfait(e)* » à 10 « *tout à fait satisfait(e)* ». On remarque donc ici que la manière dont est formulée cette question invite à réaliser une évaluation cognitive de sa vie, ce qui permet de mesurer le bien-être cognitif des individus.

Graphique 5.1. : Pourcentage de réponses à la question de la satisfaction de vie si pour les individus à la tête de familles monoparentales ou biparentales



Note : les chiffres proviennent de l'échantillon utilisé pour l'analyse, comprenant 100 adultes à la tête d'un ménage monoparental (SP) et 285 adultes vivant dans un ménage biparental avec enfant (NSP).

Le graphique 5.1. nous montre qu'il y a plus d'individus provenant de familles biparentales qui reportent un niveau de satisfaction élevé (≥ 8) que des individus provenant de familles monoparentales, 62,46% contre 43 % seulement. Si on se concentre sur le bas de l'échelle, de 0 à 4, on remarque également qu'on peut trouver plus d'individus célibataires (6%) comparé aux individus en couple (2,1%). Dès lors, cet histogramme nous montre que sur base de la mesure de bien-être subjectif, les individus provenant de familles monoparentales ont tendance à reporter un niveau de satisfaction plus faible que les individus provenant de familles biparentales.

5.2. Variables sociodémographiques et de contrôle

5.2.1. Variables et base de données

Situation familiale

Un résultat important et robuste dans la littérature est que les personnes mariées sont plus heureuses que les personnes non mariées. Diener, Gohm, Suh, & Oishi (2000) montrent plus spécifiquement que les individus mariés déclarent une satisfaction de vie ou des émotions positives plus élevées que ceux qui vivent en cohabitation, ou qui sont séparés ou divorcés. De plus, selon leurs résultats, les variables culturelles n'auraient qu'un faible effet sur ces relations.

Layard (2005) pointe le fait qu'il puisse exister un biais de causalité inverse : il se peut que les personnes plus heureuses soient celles qui se marient, et que les gens divorcent ou se séparent parce qu'ils sont malheureux. Pour contrer ce biais, ils utilisent des données de panel allemandes. Les résultats corroborent les précédents : le mariage rend les gens plus heureux. Pour le cas du divorce, le bonheur des personnes diminue les années précédant le divorce, avec l'année du divorce qui engendre la plus grande diminution du bonheur.

Monoparental/non monoparental

Tout d'abord, la base de données contient différents types de ménages. Une première distinction est réalisée entre les ménages dans lesquels vit au moins une personne âgée de 60 ans ou plus, et les autres ménages. C'est cette dernière catégorie qui nous intéresse. En effet, dans le cas où aucun membre du ménage n'est âgé de 60 ans ou plus, une distinction est exécutée entre les ménages avec parent célibataire (SP) ou ménages avec parent non célibataire (NSP). Cette variable est la reconstruction de la division faite entre SP ou NSP sur base des informations du Registre National, en accord avec les informations tirées de la liste des ménages. Afin d'être précis, voici la définition retenue d'un ménage monoparental par les personnes ayant créé cette base de données :

Ménage composé d'un parent célibataire et d'un ou plusieurs enfants dépendants, où les enfants dépendants sont définis tels que : membres du ménage âgés de 17 ans ou moins, et membres du ménage d'entre 18 et 24 ans ; inactifs économiquement et vivants avec au moins un parent (Capéau et al., 2015, p.18, notre traduction).

Dans la base de données globale, 13% des ménages sont monoparentaux, tandis que 87% sont des familles avec parent non célibataire. Ces chiffres sont représentatifs de la population belge, étant donné qu'ils sont proches des chiffres réels de 2015 déclarés en partie 3 de cette analyse. Dans l'échantillon utilisé, cependant, 26% des ménages sont monoparentaux, pour 74% biparentaux (cf. Tableau A-5.1.).

État civil

Les répondants à ce questionnaire se sont vu poser la question : « *Quel est votre état civil actuel?* » Les différentes réponses proposées sont les suivantes : « *célibataire* », « *marié(e) (légalement)* », « *cohabitant(e) – enregistré(e) légalement* », « *cohabitant(e) – non enregistré(e) légalement* », « *légalement séparé(e)* » ou « *veuf ou veuve* ».

Notons que ce n'est pas parce qu'un individu a déclaré qu'il était célibataire, légalement séparé ou veuf qu'il est catégorisé comme vivant dans un ménage monoparental. Une condition supplémentaire est qu'il doit y avoir la présence d'un ou plusieurs enfants à charge dans le ménage.

Pour éviter un biais de multicollinéarité entre ces deux variables, nous avons construit les variables « *célibataire* », « *séparé* » et « *veuf* » qui prennent la valeur de 1 dans le cas où la personne vit dans un ménage monoparental comme défini plus tôt, et a déclaré être respectivement célibataire, légalement séparée ou veuve. De manière similaire, les variables « *marié* » et « *cohabitant* » prennent la valeur de 1 si la personne est considérée comme vivant dans un ménage non monoparental, et a déclaré être respectivement marié ou en cohabitation (enregistré ou non). Ces variables nous permettront de comparer le bien-être des individus en fonction de leur situation familiale de manière plus précise. Notons que notre analyse est donc réduite aux individus âgés entre 18 ans et 60 ans.

Dans notre échantillon, le tableau A-5.1. montre que, au sein des ménages monoparentaux, 12% des individus sont des parents célibataires, 12% des individus sont séparés de leur partenaire et seulement 2% d'entre eux sont veufs. Concernant les ménages biparentaux avec enfants, 55% des individus sont mariés, et 19% habitent en cohabitation.

Nombre d'enfants

Cette étude vise à analyser le bien-être des familles monoparentales et biparentales. Dès lors, intégrer le nombre d'enfants vivant dans un ménage dans cette analyse est pertinent. Afin d'être cohérent avec la définition d'un ménage monoparental, seuls les ménages avec enfants sont inclus dans cette analyse.

Dans l'échantillon de ménages utilisé, nous pouvons trouver de un à trois enfants maximum dans les ménages monoparentaux. Le nombre d'enfants par ménage est similaire entre les individus célibataires et séparés. La majorité des ménages monoparentaux, 55 sur 100, n'ont qu'un enfant au sein du ménage. Les ménages dont les parents sont mariés dans cet échantillon ont de 1 à 5 enfants, contre 1 à 4 enfants pour les cohabitants, ce qui est plus élevé que les ménages monoparentaux dans les deux cas. Contrairement aux ménages monoparentaux, nous trouvons en majorité deux enfants dans les ménages biparentaux, ce qui représente 132 ménages biparentaux sur 285 (cf. Tableau A-5.1.).

Âge

La littérature économique montre que la relation entre bien-être subjectif et âge serait en forme de U. Stone, Schwartz, Broderick, & Deaton (2010) ont soulevé un résultat important : les jeunes ont une satisfaction de vie élevée, puis en prenant de plus en plus de responsabilités en entrant dans la vie active, leur satisfaction de vie diminue, pour augmenter à nouveau aux alentours de la cinquantaine. L'intuition est simple : les individus comparent leur situation actuelle à celle à laquelle ils ont aspiré par le passé, et sur base de cette comparaison, ils reportent leur satisfaction de vie. Cependant, vers la quarantaine ou cinquantaine, le milieu de leur vie d'adulte, ils pourraient ajuster leurs niveaux d'aspiration de façon plus réaliste, ce qui les aiderait à reporter une satisfaction de vie plus élevée pour les mêmes vecteurs de vie plus tard (Decancq & Neumann, 2016). Le niveau de satisfaction de vie ressentie entre 18 et 21 ans serait récupéré lorsqu'on atteint 70 ans, pour ensuite continuer à s'améliorer. Ce résultat est d'autant plus intéressant en raison de son contraste avec le niveau de revenus possédé par ces catégories de personnes (Stiglitz et al., 2009). Cependant, il faut veiller à distinguer le revenu et le capital des ménages, qui varient également avec l'âge. En effet, si les différentes sources de revenus varient au cours de la vie, les types de dépenses diffèrent également : une personne dans sa vie active gagnera un revenu plus élevé que le montant de pension auquel il aura droit à la retraite, mais doit payer en moyenne un loyer, qui est remboursé en arrivant à la retraite par exemple. Dès lors, il serait plus intéressant de s'attarder sur les revenus disponibles de ces catégories d'âge. Il est donc pertinent d'inclure la catégorie d'âge age_i dans l'évaluation du bien-être.

Genre

Les femmes et les hommes diffèrent dans leur auto-évaluation de leur satisfaction de vie. En effet, l'analyse de Helliwell et al. (2012) montre que dans les pays développés, les femmes reportent une satisfaction de vie plus élevée que les hommes, et ce indépendamment de la base de données utilisée. Cependant, cette différence est réduite quand on s'attarde seulement sur les États-Unis et l'Europe, et cette tendance pourrait même s'être inversée. Stevenson & Wolfers (2009) introduisent le paradoxe suivant : aux États-Unis, la vie des femmes s'est fortement améliorée selon des mesures objectives, cependant, les mesures de bien-être objectif montrent une diminution de bien-être chez les femmes comparée à l'évolution du bien-être des hommes entre 1972 et 2006. Ceci peut être dû à diverses forces socioéconomiques, et notamment au fait que les femmes reportent un état de santé mentale plus faible que les hommes (Helliwell et al., 2012; Stevenson & Wolfers, 2009). À la suite de ce constat, il est important de contrôler pour le genre des individus grâce à la variable sex_i .

Éducation

Il est important par la suite de tenir compte du niveau d'éducation d'un individu pour évaluer son bien-être. De manière indirecte, l'éducation procure du bonheur. En effet, outre la hausse de revenu qu'engrange généralement un niveau d'éducation plus élevé, l'éducation d'un individu est également liée à sa situation sociale et à sa position dans la société (Weimann et al., 2015). Aussi, il semblerait que les personnes plus éduquées jouiraient en outre d'une meilleure santé, de relations sociales plus nombreuses et d'un engagement plus prononcé dans la vie civique et politique. De plus, elles souffriraient moins du chômage (Stiglitz et al., 2009). Cependant, le niveau d'éducation peut jouer comme facteur d'échelle par le fait qu'un niveau d'éducation plus élevé peut entraîner un ajustement des aspirations vers un niveau plus élevé, et par ce fait réduire la satisfaction de vie pour des vecteurs de vie similaires ou meilleurs (Decancq & Neumann, 2016).

La base de données MEqIn contient une variable pour le niveau d'éducation *educ_i*, divisée en trois catégories : *bas*, si l'individu n'a pas obtenu de diplôme du niveau secondaire, *moyen*, si l'individu a un diplôme du niveau secondaire au moins, mais pas plus élevé, et *haut*, si la personne a obtenu un diplôme supérieur à celui du secondaire. Pour permettre une classification, nous pouvons rapporter ces catégories à la classification de référence qui est l'International Standard Classification of Education (ISCED), et plus précisément la classification ISCED 2011 (cf. Tableau A-5.2) (eurostat - Statistics Explained, 2016).

Notons pour la suite de l'analyse que seront reprises sous le terme de variables sociodémographiques les variables suivantes : la situation familiale, le genre, l'éducation et la catégorie d'âge de l'individu.

5.2.2. Composition de la base de données

Il est intéressant d'étudier la situation de chaque type de ménage en fonction des différentes variables sociodémographiques qui viennent d'être présentées. Le tableau A-5.3. détaille le nombre d'individus qu'il y a dans l'échantillon d'individus utilisé dans cette analyse par rapport à la variable étudiée et au type de ménage auquel il appartient (monoparental ou biparental), ainsi que la proportion que ce nombre représente en fonction du nombre d'individus total et en fonction du nombre d'individus vivant dans des ménages monoparentaux ou biparentaux.

On remarque premièrement que, dans les ménages biparentaux, on retrouve une répartition presque égale entre hommes et femmes (56% et 44% respectivement). À l'inverse, on trouve

une grande majorité de femmes parmi les familles monoparentales comparé au nombre d'hommes (86% contre 14%).

Deuxièmement, on peut trouver une représentation similaire entre familles monoparentales et biparentales pour les différentes catégories d'âge. Il n'y a que peu d'individus âgés de 18 à 29 ans avec des enfants, ce nombre d'individus dans cette catégorie représente 4% des ménages monoparentaux, et 4% également des ménages biparentaux. Au sein de chaque type de ménage, on trouve entre 40% et 45% d'individus dans les catégories d'âge de 30-39 ans et de 40-49 ans. Les proportions diminuent ensuite pour atteindre 14% et 10% au sein des ménages monoparentaux et biparentaux respectivement. Les deux types de ménage sont donc représentés d'une manière similaire à travers les différentes classes d'âge.

Troisièmement, les individus des deux types de ménages se répartissent de manière similaire à travers les différents niveaux d'éducation. 9% des individus célibataires ont un bas niveau d'éducation, contre 11% pour les individus provenant de familles biparentales. 41% des individus célibataires ont accédé à un niveau moyen d'éducation contre 34% pour les individus en couple. Finalement, 50% des individus des familles monoparentales ont atteint un niveau d'éducation élevé, contre 54% pour les individus de familles biparentales.

En conclusion, il existe des différences de représentation entre les individus provenant des ménages monoparentaux et biparentaux. Par exemple, les individus célibataires tendent à avoir moins d'enfants que les individus en couple. De plus, alors qu'on retrouve une proportion similaire de femmes et d'hommes dans les ménages biparentaux, on trouve six fois plus de femmes célibataires que d'hommes. Cependant, les deux groupes de ménage sont représentés de manière similaire à travers les différentes classes d'âge et les différents niveaux d'éducation.

5.2.3. Prise en compte de la personnalité

De manière raisonnable, on peut penser que les traits de caractère d'une personne peuvent influencer la satisfaction d'une personne à propos de sa vie. En effet, la personnalité d'une personne peut impacter la manière dont elle interprète les questions et les événements de sa vie qui vont l'aider à évaluer sa satisfaction. D'ailleurs, il a déjà été démontré que les traits de caractère forment une part importante de l'hétérogénéité entre individus, et qu'ils peuvent déterminer de manière significative la satisfaction de la vie (Decancq & Neumann, 2016; Fleurbaey et al., 2009; Weimann et al., 2015). Sur base de ce constat, il est commun d'utiliser des données de panel pour inclure les effets fixes individuels dans les différentes régressions afin de contrôler pour les caractéristiques qui ne varient pas à travers le temps, en ce compris

la personnalité d'une personne (Decancq & Neumann, 2016; Fleurbaey et al., 2009). Cependant, comme la base de données utilisée dans cette analyse ne nous donne accès qu'à des données transversales, il est donc important d'inclure les traits de caractère dans les variables sociodémographiques afin de contrôler pour ce potentiel biais.

Sur base de ce qui se trouve dans la base de données, on peut inclure dix variables reflétant la personnalité des individus. Ceux-ci ont dû évaluer sur une échelle allant de 1 (*absolument pas d'accord*) à 7 (*absolument d'accord*) le fait que les traits de caractère suivants leur correspondent :

- Extraverti(e), enthousiaste
- Critique, querelleur (-euse)
- Rigoureux (-euse), discipliné(e)
- Anxieux (-e), perd facilement contenance
- Ouvert(e) aux nouvelles expériences, imagination vivace
- Réservé(e), calme
- Sympathique, amical(e)
- Paresseux (-se), cherche la facilité
- Calme, stable émotionnellement
- Faible intérêt artistique, peu créatif (-ve)

Aussi, une variable mesurant le niveau de croyance religieuse de l'individu est incluse, allant de 0 (*pas du tout croyant*) à 10 (*très croyant*).

Notons cependant que cette évaluation de la personnalité peut être biaisée. En effet, d'une part, nos réponses peuvent varier avec notre humeur et notre état émotionnel du moment. D'autre part, l'évaluation est totalement subjective et dépend donc de la manière dont se perçoit le répondant lui-même. Prenons deux exemples : être critique ou querelleur, caractéristique qui peut être perçue comme négative et le fait d'être sympathique ou amical, caractéristique qui peut au contraire être perçue comme positive. Les graphiques A-5.1. et A-5.2. montrent clairement que la majorité des personnes s'évaluent à un niveau de 2 sur une échelle de 7 pour l'aspect critique, querelleur, tandis que la majorité des personnes a tendance à s'évaluer à un niveau de 6 sur l'échelle de 7. Cependant, on peut noter que les évaluations faites sur le premier aspect sont assez dispersées sur l'échelle, tandis que la distribution concernant la deuxième caractéristique est plus centrée sur la partie droite de l'échelle, reflétant un possible biais d'autoperception.

En conclusion, il est important de prendre en compte la personnalité des individus dans notre analyse, mais la manière dont elle est mesurée dans cette base de données rencontre des limites.

5.3. Dimensions du bien-être

Il y a un consensus quant au fait que le bien-être est une notion pluridimensionnelle. Ce qui est plus difficile à définir, ce sont les dimensions précises à inclure dans sa définition. Sur base des travaux de Stiglitz et al. (2009) et de Weimann et al. (2015), ainsi que des informations fournies par la base de données, voici les dimensions pouvant être incluses dans la définition du bien-être dans ce travail : le revenu disponible, la santé, la situation professionnelle et le logement.

Concernant les trois dernières dimensions, deux méthodes sont utilisées pour construire des variables les représentant au mieux. Ces deux méthodes ont chacune leurs avantages et inconvénients, et les comparer permettra d'établir un test de robustesse des résultats obtenus. Pour chaque dimension, la base de données offre des scores construits plus « objectifs », qui ont été créés sur base de réponses à différentes questions et suivant un système précis de pondération. Une explication plus détaillée de ces scores, en fonction de chaque dimension, est fournie dans les paragraphes correspondants.

La première méthode se base sur des indices objectifs. Ces indices objectifs sont construits par la régression logistique ordonnée de la satisfaction en santé, au travail ou par rapport au logement, sur les variables objectives respectives⁹. Un premier avantage offert par cette méthode est qu'elle permet de réduire le biais d'endogénéité qu'il peut exister quand on utilise exclusivement des variables subjectives pour expliquer la satisfaction de vie (Ferrer-i-Carbonell & Frijters, 2004). En effet, il peut exister un grand nombre de variables non observées corrélées avec la satisfaction de vie et le niveau de santé reporté par exemple. Un exemple est la classe sociale à laquelle on appartient. Borg & Kristensen (2000) montrent qu'il existe une association entre classe sociale et niveau de santé reporté : plus la classe sociale est basse, plus la proportion de personnes reportant un état de santé bas est élevée. De plus, il est facilement acceptable de penser que la classe sociale de l'individu peut influencer sa satisfaction de vie globale. Utiliser des variables objectives pour expliquer le niveau de santé reporté permet donc de réduire ce biais, car, étant moins subjectives, elles devraient être moins corrélées aux variables non observées. Cette mesure de la satisfaction en santé estimée n'est pas parfaite étant donné que la satisfaction reportée d'une dimension n'est pas totalement instrumentalisée. Le biais dû à

⁹ Cette méthode est notamment utilisée par Decancq & Neumann (2016), sur base d'une comparaison d'indices de santé réalisée par Van Doorslaer & Jones (2003).

l'endogénéité est réduit, mais peut encore être présent. La réflexion est similaire concernant les autres dimensions du bien-être. Un deuxième avantage de cette méthode, en comparaison avec l'utilisation directe des données objectives, est qu'elle permet à la personne elle-même d'agrèger les différentes dimensions objectives de la santé.

La deuxième méthode consiste donc à agréger directement les résultats individuels des scores atteints sur chaque score ou variables utiles à l'appréciation de la dimension étudiée, en en faisant la moyenne. L'avantage de cette méthode, contrairement à la précédente, est qu'elle est basée sur des variables les plus objectives possible par rapport à cette base de données, et que celles-ci ne devraient donc pas être corrélées à la satisfaction de vie. Cependant, utiliser cette méthode signifie que les individus accordent un poids égal à chaque variable d'une dimension, ce qui constitue une hypothèse forte.

5.3.1. Revenu disponible

Le revenu disponible, y_i , est mesuré par le revenu mensuel équivalent disponible. Cette variable est construite à partir des données disponibles. En d'autres termes, cette mesure du revenu est construite sur base du revenu net mensuel déclaré par les répondants. Ceux-ci ont pu répondre à la question suivante : « *Quel revenu net percevez-vous mensuellement avec votre (vos) emploi(s) en tant que salarié ?* ». Ensuite, sur base de ce revenu déclaré, on y ajoute les différentes sources de revenus personnels (pensions et allocations) et autres sources de revenus que le ménage peut recevoir (travail indépendant, biens immobiliers et autres allocations familiales). Après avoir réalisé la somme de toutes ces sources de revenus, on en déduit les charges mensuelles afin d'obtenir un revenu disponible aussi précis que possible¹⁰. Ensuite, on divise ce revenu du ménage disponible par l'échelle d'équivalence de l'OCDE. Celle-ci donne la valeur de 1 au premier adulte du ménage, 0.5 à chaque adulte additionnel appartenant au même ménage, et 0.3 à chaque enfant. Ce revenu disponible est donc corrigé pour tenir compte de la taille du ménage. Le revenu disponible permet de refléter le niveau de consommation disponible du ménage.

5.3.2. Santé

Pour mesurer la santé h_i d'un individu, une stratégie utilisée dans la littérature est de construire un indice de santé objectif. On trouve dans la base de données la variable de santé reportée *SAH*

¹⁰ La base de données MEqIn contient également des informations quant aux dépenses mensuelles concernant le loyer ou les prêts hypothécaires des individus. Cependant, pour raison d'un nombre d'observations insuffisant, nous avons décidé de ne pas inclure ces dépenses dans notre calcul pour l'obtention d'un revenu disponible.

mesurée par la question suivante : « *Dans l'ensemble, pensez-vous que votre santé est ?* », avec cinq possibilités de réponses, où 1 correspond à « *Mauvaise* » et 5 correspond à « *Excellente* ». Layard (2005) relève l'importance de l'évaluation subjective faite par un individu de sa santé. En effet, il semblerait que ce soit cette évaluation subjective qui impacte le sentiment de bonheur de la personne, et non la santé objective décrite par un médecin. De ce fait, des personnes souffrant d'hypertension sont objectivement en moins bonne santé que des personnes ne souffrant pas de ce problème, en maintenant toutes les autres caractéristiques constantes. Cependant, ces personnes peuvent ne pas reporter leur réel état de santé, car elles l'évaluent autrement que l'avis objectif (Cutler & Richardson, 1997). Dès lors, la construction de l'indice de santé permet d'offrir un compromis entre ces deux options et de réduire la possibilité de biais.

Cet indice est construit en appliquant un modèle de régression logistique ordonnée. La variable de santé reportée *SAH* est la variable dépendante et les différents scores de santé sont les variables explicatives, tout en contrôlant pour la situation familiale, l'âge, le genre, le niveau d'éducation, les traits de caractère l'individu et le nombre d'enfants de l'individu. Une régression logistique est préférée à une régression probabiliste afin de pouvoir interpréter les odds ratio (Long & Freese, 2014). La manière d'interpréter les odds ratios est la suivante : « pour une augmentation d'une unité de x_k , la probabilité d'un résultat plus faible par rapport à un résultat plus élevé est modifiée par le facteur $\exp(-\beta_k)$, toutes les autres variables restant constantes » (Long & Freese, 2014, p. 335, notre traduction). Notre but est donc de dériver une variable qui regroupe les avantages des données subjectives, tout en essayant de les rendre plus comparables et de réduire la possibilité de biais grâce à une régression sur des scores plus « objectifs ». Ces scores sont les suivants : « santé générale », « absence d'invalidité », « absence de troubles chroniques » et « bien-être physique ». Le score « bien-être émotionnel » était également disponible. Cependant, la satisfaction de vie et cette variable sont fortement corrélées (0.4711), dès lors nous avons décidé de l'exclure de notre analyse. L'inconvénient de ces scores est qu'ils ont été construits sur base des réponses des individus interrogés, et qu'ils peuvent donc ne pas être totalement fiables. Cependant, en l'absence de données médicales précises, c'est la meilleure solution trouvée pour dériver des variables « objectives ». Plus la valeur du score est élevée, plus celui-ci reflète un meilleur état de santé. La régression prend donc la forme suivante :

$$(3) \quad SAH_i = \beta_1 \text{santégénérale}_i + \beta_2 \text{invalidite}_i + \beta_3 \text{troubleschroniques}_i + \beta_4 \text{bienêtrephysique}_i + \delta z_i + \varepsilon_i,$$

Où SAH_i est la santé reportée de l'individu i , les différents β_i sont les coefficients ou les odds ratio à estimer (en fonction de la spécification choisie) des différents scores de santé, δ est le coefficient à estimer des variables de contrôle et ε_i est le terme d'erreur.

Les résultats de la régression (3) (cf. Tableau A-5.4.) montrent que trois scores sur les quatre ont un effet statistiquement significatif au moins au seuil de 5% sur le score de santé reportée par les individus (tous, sauf l'absence d'invalidité). Plus spécifiquement : pour une augmentation d'une unité du score de santé générale, les chances de reporter un niveau de santé plus élevé sont 1.111 fois plus grandes, en maintenant les autres variables constantes. Le score qui, suite à une augmentation d'une unité, augmente les chances de reporter un niveau de santé plus élevé de la plus faible ampleur est l'absence de troubles chroniques : les chances sont de 1.009, tout en maintenant les autres variables constantes. Même si ces ratios sont statistiquement significatifs, il est pertinent de souligner que les valeurs sont faibles et que ces scores de santé n'ont pas un impact important sur le niveau de santé reporté des individus. De plus, le pseudo R^2 de cette régression s'élève à 0,374, indiquant qu'il reste des variables non observées importantes qui expliquent la variation de la variable SAH . Aussi, les traits de caractère sont tous non significatifs. Pour des raisons pratiques, les résultats concernant les traits de caractère ne sont donc pas présentés dans le tableau.

Ensuite, on multiplie les prédictions de chaque catégorie de réponse par 1 en cas de très mauvaise santé, jusqu'à la valeur 5 en cas d'excellente santé. Enfin, on additionne chaque prédiction qui a été multipliée, pour normaliser la valeur de la somme afin d'obtenir un score de santé h allant de 0 à 100. Si un individu obtient un score de 100, cela signifie que sa santé est parfaite.

Parallèlement, le score moyen est calculé en agrégeant les résultats de ces quatre scores en une seule variable H_i . Ce score est également normalisé de 0 à 100.

5.3.3. Situation professionnelle

Tout d'abord, le travail d'une personne influence non seulement le revenu qu'il gagne, mais également la reconnaissance sociale et son autoperception, tous deux ayant un impact sur son propre sentiment de bien-être (Weimann et al., 2015). Un résultat important et valide mondialement est le fait que le chômage réduise la satisfaction de vie de manière importante. Selon A. E. Clark & Oswald (1994), perdre son emploi causerait une perte d'utilité plus importante que subir un divorce ou une séparation. Cette réduction de satisfaction ne s'explique pas uniquement par la perte de salaire. Les personnes sans emploi auraient une satisfaction de

vie moins élevée que les personnes au travail, et ce même en contrôlant pour l'effet de la diminution de revenu. De plus, le chômage cause des effets de long terme sur le bien-être des individus (Stiglitz et al., 2009; Weimann et al., 2015).

Le statut sur le marché du travail semble déterminer de manière significative le bien-être des personnes. Une distinction semble cependant importante à noter. Celle-ci est faite entre les personnes sans emploi de manière involontaire ou volontaire, selon une définition propre à cette analyse. Il semble évident qu'une personne qui ne travaille pas de manière volontaire retire plus de satisfaction de cette situation qu'une personne qui n'a pas choisi d'être sans emploi. Dans ce cas-ci, on définira une personne sans emploi de manière involontaire s'il n'est pas en situation d'emploi rémunéré, et s'il a expliqué le fait qu'il ne travaillait pas soit par « *Je n'ai pas encore travaillé, je suis à la recherche d'un premier emploi, mais je n'ai pas encore trouvé de travail* », soit par « *J'ai perdu mon emploi précédent et je n'ai pas encore retrouvé de travail* ».

Ensuite, concernant les personnes en emploi, il a été montré que la satisfaction retirée de son travail peut avoir un effet important sur le bien-être d'une personne (Stiglitz et al., 2009). La variable S_{job_i} reprend les réponses des individus à la question suivant : « *Dans l'ensemble, dans quelle mesure êtes-vous satisfait(e) de votre travail actuel ?* » Ceux-ci peuvent évaluer leur satisfaction sur une échelle allant de 0 « *tout à fait insatisfait(e)* » à 10 « *tout à fait satisfait(e)* ».

Étudier ces deux aspects simultanément cause un problème de multicollinéarité : si l'individu est au chômage de manière involontaire, sa satisfaction au travail est nulle. De plus, dans la base de données, seuls 6,87% des individus sont au chômage de manière involontaire. Finalement, étant donné que la question de la situation professionnelle est moins souvent étudiée dans la littérature, cette analyse se concentre uniquement sur cet aspect. En d'autres mots, l'étude se focalise uniquement sur les personnes en emploi.

D'une part, un indice de travail objectif normalisé de 0 à 100 job_i peut être construit, de manière analogue à l'indice de santé objectif. Les différents scores pour évaluer la qualité du travail sont les suivants : « travail qui offre des défis et qui a du sens », « travail physiquement exigeant » (plus la valeur de ce score est élevée, moins le travail est pénible), « autonomie dans le travail », et « effort de réflexion ». Ces scores ont également été construits sur base de réponses subjectives, et présentent donc le désavantage de ne pas être totalement objectifs. Une variable a de plus été créée pour mesurer le temps de déplacement entre le lieu de résidence de l'individu et son lieu de travail. Toutes les variables sociodémographiques ont été incluses comme

variables de contrôle. Cependant, pour des raisons pratiques et étant donné les résultats non significatifs des différents traits de personnalité, outre le fait d'être critique ou querelleur, les résultats concernant la personnalité des individus n'ont pas été reportés dans le tableau. La régression prend donc la forme suivante :

$$(4) \quad Sjob_i = \beta_1 \text{déplacement}_i + \beta_2 \text{Def}_i + \beta_3 \text{difficilephysiquement}_i + \beta_4 \text{autonomie}_i + \beta_5 \text{difficileréflexion}_i + \delta z_i + \varepsilon_i,$$

Où $Sjob_i$ est la satisfaction reportée du travail de l'individu i , les différents β_i sont les coefficients ou les odds ratio à estimer (en fonction de la spécification choisie) du temps de déplacement ou des différents scores de travail, δ est le coefficient à estimer des variables de contrôle et ε_i est le terme d'erreur.

Les résultats de la régression (4) sont donc reportés dans le tableau A-5.5. On remarque notamment que les quatre scores évaluant la qualité du travail ont tous un impact positif et sur la satisfaction du travail de l'individu. Le fait que le travail offre des défis et ait du sens, l'autonomie dans le travail et l'effort de réflexion sont tous statistiquement significatifs au minimum au seuil de 1%. Cependant, les augmentations de chance vont de 1.011 (pour un travail physiquement exigeant) à 1.046 (travail qui offre des défis et qui a du sens), ce qui ne constitue pas des impacts importants en termes d'ampleur. Notons également que le signe du coefficient de la variable reflétant un travail physiquement exigeant n'est pas celui attendu : on a plus facilement tendance à croire qu'un travail demandant un effort physique important aurait un effet négatif sur la satisfaction du travail actuel. Enfin, le temps de déplacement a un effet non significativement différent de zéro sur la satisfaction au travail, et n'est pas significatif statistiquement. Le pseudo R^2 de cette régression est plus faible que le précédent, 0,117, indiquant que des progrès sont encore à réaliser quant à l'identification des facteurs influençant la satisfaction au travail.

D'autre part, le score moyen est calculé en agrégeant les résultats individuels obtenus sur ces cinq variables en une seule variable JOB_i . Ce score moyen est également normalisé de 0 à 100.

5.3.4. Logement

Avoir un bon logement se trouve dans les premiers besoins de la hiérarchie des besoins humains (Burns & Grebler, 1986). En effet, posséder un logement permet aux individus d'être à l'abri des intempéries, et leur procure également un espace intime ainsi qu'un sentiment de sécurité (Balestra & Sultan, 2013; Helliwell et al., 2012). Balestra & Sultan (2013) ont montré de plus

que les conditions de logement influencent fortement la qualité de vie des individus. En utilisant les enquêtes de ménage EU-SILC et le Gallup World Poll, ils ont pu dégager quatre facteurs qui peuvent prédire la satisfaction des individus vis-à-vis de leur logement : le fait d'être propriétaire ou non, les caractéristiques techniques du logement, le coût financier et le niveau de criminalité perçu dans le voisinage.

Dès lors, afin d'obtenir une variable reflétant au mieux le niveau de satisfaction du logement, il est utile de construire un indice de logement, de manière similaire à celui construit pour la variable santé ou de travail. On arrive finalement à un indice objectif de logement $house_i$ normalisé de 0 à 100.

Les individus répondent sur une échelle allant de 0 « *tout à fait insatisfait(e)* » à 10 « *tout à fait satisfait(e)* » à la question suivante : « *Dans l'ensemble, dans quelle mesure êtes-vous satisfait de votre situation de logement actuelle ?* ». Une régression logistique ordonnée de la réponse à cette question en tant que variable dépendante, sur les différentes variables explicatives est donc réalisée. Les différentes variables explicatives sont les suivantes : le fait d'être propriétaire du logement, d'être locataire ou d'avoir accès à un logement gratuit, et les différents scores de logement, « qualité du logement », « taille du logement », « qualité de l'environnement immédiat du logement », « aménagements dans l'environnement immédiat du logement » et « les relations sociales ». De manière semblable aux scores de santé et de la qualité du travail, ces scores ont été construits sur base de réponses subjectives, et présentent donc le désavantage de ne pas être totalement objectifs.

La régression prend la forme suivante :

$$(5) \quad Shouse_i = \beta_1 propri\acute{e}t\acute{e}_i + \beta_2 qualit\acute{e}logement_i + \beta_3 taillelogement_i + \beta_4 qualit\acute{e}envir_i + \beta_5 am\acute{e}nagementenvir_i + \delta z_i + \varepsilon_i,$$

Où $Shouse_i$ est la satisfaction reportée par rapport au logement de l'individu i , les différents β_i sont les coefficients ou les odds ratio à estimer (en fonction de la spécification choisie) du fait d'être propriétaire ou non de son logement ou des différents scores de travail, δ est le coefficient à estimer des variables de contrôle et ε_i est le terme d'erreur.

Les résultats de la régression (5) montrent que ces cinq scores sont tous statistiquement significatifs au seuil de 0.1% et ont un impact positif sur la satisfaction reportée par rapport à son propre logement. Cependant, la magnitude de l'impact de chaque score n'est à nouveau pas élevée. Ensuite, le fait d'être locataire de son logement comparé au fait d'être propriétaire réduit

les chances d'augmentation de satisfaction de presque de moitié, alors que le fait d'avoir accès à un logement gratuit a le signe positif, signe attendu, mais n'est pas statistiquement significatif. Ceci est dû au fait que 4 personnes seulement ont accès à un logement gratuit dans la base de données. Enfin, le pseudo R^2 de cette régression reste faible, 0,172, suggérant à nouveau qu'il existe d'autres facteurs non observés ayant un impact sur la satisfaction du logement (cf. Tableau A-5.6.).

5.3.5. État des lieux des familles monoparentales et biparentales

Sur base de la littérature, il n'est pas surprenant de constater que les familles monoparentales et biparentales peuvent atteindre des niveaux moyens, minimums et maximums qui diffèrent dans les différentes dimensions du bien-être. Ces résultats sont exposés dans le tableau A-5.7. Une comparaison est réalisée entre les chiffres obtenus par la première méthode, la régression des satisfactions de santé, du travail et de logement sur les différentes variables objectives, et la deuxième méthode, l'agrégation des différentes variables en un score moyen individuel.

De manière générale, les scores moyens des familles biparentales sont supérieurs à ceux des familles monoparentales dans chaque dimension, excepté quand la deuxième méthode est utilisée pour mesurer la qualité du logement. Les résultats moyens des familles monoparentales sont également toujours plus faibles que les moyennes de l'échantillon global, à l'exception de la dimension logement, tandis que ceux des familles biparentales sont à chaque fois plus élevés que les moyennes de l'échantillon global, à l'exception de la qualité du logement et de la dimension santé lorsqu'elles sont mesurées par la méthode de l'agrégation moyenne des variables. Néanmoins, la valeur minimale au sein des familles monoparentales est toujours plus élevée que celle des familles biparentales, à l'exception à nouveau de la dimension logement. Concernant les scores maximaux, ils sont assez proches, quelle que soit la méthode suivie.

On remarque également que la différence entre les revenus mensuels disponibles les plus faibles des familles monoparentales et biparentales approche seulement 88,69 €, en faveur des familles biparentales, alors que la différence entre les valeurs maximales est importante : 1 661,13 € en faveur des familles biparentales. Notons également que les revenus disponibles minimaux sont relativement faibles : 320,80 pour les ménages biparentaux contre 409,49 pour les ménages monoparentaux.

Ensuite, les moyennes des résultats pour la dimension santé entre les deux groupes sont proches, ne variant que de maximum 4 points: les moyennes varient entre 64,97 et 68,32 quand la première méthode est utilisée, alors qu'elles varient entre 77,57 et 80,51 lorsque la deuxième

méthode est suivie. Des différences plus importantes existent entre les scores minimums lorsque la méthode du score moyen est suivie : alors que le score minimum pour les individus des familles biparentales est de 11,25 (comparé à 5,76 en suivant la méthode de la satisfaction), le score minimum atteint dans les familles monoparentales est de 20,75 (comparé à 10,13 via la première méthode). Le score maximal atteint par la première méthode dans les familles monoparentales est de 97,12, atteint par un individu seulement, alors qu'il y a un individu vivant dans une famille biparentale atteignant un score maximal de santé. Cependant, lorsque la deuxième méthode est suivie, un adulte provenant des familles biparentales atteint un score maximal, tandis que trois adultes provenant d'une famille monoparentale atteignent ce score maximal. Notons finalement que les scores de santé moyens pour les familles biparentales et monoparentales sont plus élevés lorsqu'on suit la méthode de l'agrégation des scores que lorsqu'on utilise la méthode de la satisfaction.

Les différences entre les résultats moyens concernant la qualité du travail des familles monoparentales, biparentales ou de l'échantillon complet lorsqu'on compare les deux méthodes sont d'ampleur similaire que celles pour la santé, mais dans le sens opposé : en effet, la méthode de la satisfaction délivre des résultats moyens plus élevés que la méthode du score moyen. On peut noter également que les moyennes ne varient même pas d'un point entre les deux types de ménages, quelle que soit la méthode utilisée : pour la première méthode, les moyennes sont proches de 79, tandis que pour la deuxième méthode, les moyennes sont proches de 65. Les résultats minimums sont à nouveau plus élevés lorsque la méthode du score moyen est suivie : le minimum est 26,17 dans les ménages biparentaux, comparé à 11,37 en utilisant la première méthode, contre un minimum de 35,96 pour les familles biparentales, comparé à 23 en suivant la première méthode. Notons que ces valeurs minimales sont relativement élevées. Enfin, les valeurs maximales sont plus élevées lorsque la méthode de la satisfaction est suivie : 4% des individus célibataires atteignent un score de 94, et le plus élevé est 94,88 (comparé à 84 en suivant la deuxième méthode), alors que 3,86% des individus en couples atteignent un score de 94 au moins, dont une personne atteignant le score maximal de 100 (comparé à 83,88 en utilisant la deuxième méthode).

Enfin, concernant la qualité du logement, les moyennes atteintes par type de ménage varient entre 76,87 pour les ménages monoparentaux et 78,84 pour les ménages biparentaux lorsque la première méthode est suivie, et respectivement entre 62,73 et 59,29 lorsque la deuxième méthode est suivie. Ces moyennes sont les plus faibles comparées aux deux précédentes dimensions. De plus, les valeurs minimales sont plus faibles lorsque la méthode du score moyen

est utilisée pour les deux types de ménages, tandis que pour les valeurs maximales, la méthode de la satisfaction délivre un score maximal de 100 pour un individu issu d'un ménage monoparental, contre 99,01 pour un individu issu d'un ménage biparental, comparé respectivement à 97,26 et 100 lorsque la deuxième méthode est appliquée.

Cet état des lieux suggère donc que les individus évoluant dans des familles monoparentales ont tendance à performer en moyenne moins bien que les individus vivant dans des familles biparentales dans les différentes dimensions du bien-être. Cependant, le poids accordé à chaque dimension pour établir le bien-être d'un individu varie entre les différentes personnes. Dès lors, ces chiffres, qui ne sont que purement descriptifs, ne nous permettent pas encore de tirer de conclusion définitive quant au bien-être des individus. De plus, la liste de dimensions de la vie reprises dans cette analyse est non-exhaustive. Les activités personnelles, autres que le travail, la participation à la vie politique, les rapports sociaux, l'environnement ou encore l'insécurité (économique ou physique) sont d'autres dimensions qui peuvent avoir un impact important sur le bien-être également (Stiglitz et al., 2009), mais à propos desquelles la base de données n'offre pas d'observations.

6. Implémentation du revenu équivalent

Afin de pouvoir calculer la mesure de bien-être du revenu équivalent, il est nécessaire de compléter les informations offertes par la base de données MEqIn. En effet, il nous faut des informations à propos des préférences des différents individus, estimées à travers les cartes d'indifférences dans le point suivant. Par une régression des différentes dimensions du bien-être et autres variables de contrôle sur la satisfaction de vie, il sera possible de retirer les préférences des groupes d'individus partageant des caractéristiques sociodémographiques similaires quant aux différentes dimensions du bien-être, et de leurs poids respectifs. Enfin, sur base de cette information et des valeurs de références choisies pour les différentes dimensions du bien-être, le revenu équivalent individuel pourra être construit.

6.1. Estimation des cartes d'indifférence

Il est possible d'obtenir des informations à propos des préférences des individus de trois manières différentes (Decancq et al., 2015a; Decancq & Neumann, 2016).

La première approche est celle des préférences révélées. À partir des comportements et choix observés faits par les individus, il est possible d'en retirer leurs préférences. Dès lors, il est difficile d'utiliser cette approche étant donné qu'on peut l'appliquer seulement à des dimensions

à propos desquelles les individus doivent réaliser des choix, ce qui n'est pas applicable à notre base de données. De plus, cette approche peut inclure des erreurs de décision résultant en erreurs de mesures des préférences des individus.

La deuxième approche est celle dite des *préférences déclarées*. Le principe est d'interroger directement les individus à propos des arbitrages qu'ils pourraient faire entre les différentes dimensions non monétaires et monétaires du bien-être. La base de données utilisée contient d'ailleurs des questions à ce sujet afin d'en dériver directement les différentes volontés individuelles à payer pour chaque dimension non monétaire (santé, logement et travail). La question de base posée aux individus est la suivante :

Ce à quoi je m'intéresse maintenant, c'est une nouvelle situation imaginaire qui soit équivalente, pour vous, à votre situation actuelle. Dans cette nouvelle situation, vous avez une santé parfaite / un logement sans problème/ un emploi présentant toutes les caractéristiques que vous jugez souhaitables durant les douze mois à venir. Pour être équivalente à votre situation actuelle, vous devez diminuer votre consommation mensuelle. De combien devriez-vous diminuer votre consommation mensuelle pendant ces douze mois pour que la nouvelle situation avec un logement sans problème soit équivalente, pour vous, à votre situation actuelle ?

On remarque facilement que ce type de question fait appel à un exercice cognitif qui peut se révéler difficile pour certains individus, ce qui constitue une faiblesse de cette approche.

La troisième méthode utilise *les satisfactions de la vie reportées par les individus* et est la plus aisée à mettre en application. Decancq et al. (2015a) mettent en évidence le fait que si on accepte l'hypothèse de cohérence évoquée plus tôt, et qu'on fait l'hypothèse que les réponses de satisfactions reflètent en effet les jugements de satisfactions à propos des aspects de la vie $S_i(l_i)$, alors il est possible de retirer des informations à propos de l'ordre de préférence directement des enquêtes de satisfactions de la vie. C'est cette troisième approche qui est plus régulièrement utilisée dans la littérature¹¹. La manière la plus commune d'utiliser les satisfactions de vie reportées par les individus est d'utiliser une régression avec cette même variable s_i comme variable dépendante, ainsi que plusieurs variables explicatives, dont les différentes dimensions du bien-être (Decancq et al., 2015a; Decancq & Neumann, 2016; Fleurbaey et al., 2009) :

¹¹ Voir le travail de Decancq & Neumann (2016), p. 568 pour avoir une liste non exhaustive d'études utilisant cette approche.

$$(6) \quad s_i = \alpha + \beta_1 y_i + \beta_2 h_i + \beta_3 job_i + \beta_4 house_i + \delta z_i + \varepsilon_i,$$

où α , δ et les β_j sont les coefficients à estimer et ε_i est le terme d'erreur. s_i est la variable de satisfaction de vie pour l'individu i , y_i est le revenu mensuel disponible, h_i est la variable construite de santé, job_i est la variable mesurant la qualité du travail (et vaut 0 en cas de chômage), $house_i$ est la variable mesurant la qualité du logement et z_i est l'ensemble des variables sociodémographiques : la situation familiale, le genre, l'âge, le niveau d'éducation, le nombre d'enfants au sein du ménage et les traits de caractère. Cette régression est à estimer deux fois, premièrement avec les dimensions de santé, travail et logement construites suite à l'application de la régression de satisfaction de la dimension sur les différentes variables objectives, deuxièmement avec les dimensions construites sur base l'agrégation des différentes variables objectives. On remarque aisément que les coefficients β_i mesurent les différents arbitrages entre les dimensions qui nous intéressent.

Utiliser une régression linéaire signifie qu'on suppose que les courbes d'indifférence sont linéaires et que les individus font les mêmes arbitrages entre chaque dimension. Afin de rendre le modèle plus réaliste, il est nécessaire de l'améliorer sur ces deux aspects. Ceci peut-être fait en suivant l'exemple de Decancq & Neumann (2016).

D'une part, les taux marginaux de substitution entre les différentes dimensions du bien-être devraient pouvoir varier entre les individus. Appliquer une transformation Box-Cox aux différentes dimensions du bien-être permet de résoudre ce problème. Celle-ci prend la forme suivante : $f_\eta(x) = \frac{x^\lambda - 1}{\lambda}$. Si le paramètre $\lambda=1$, la transformation est linéaire, si $\lambda=0$, la transformation devient logarithmique, et pour $\lambda < 1$, la fonction devient concave. Plus le paramètre λ est élevé en valeur absolue, plus la fonction est concave. De ce fait, ce paramètre mesure la concavité de la fonction de transformation.

L'application de la commande *Boxcox* sur STATA indique que la transformation optimale est la spécification logarithmique. En effet, premièrement, λ est statistiquement non significatif. De plus, on note dans la troisième partie du tableau que le modèle rejette la spécification linéaire ($\lambda=1$) au seuil de 0,1% et le modèle multiplicatifs inverses ($\lambda=-1$), au seuil de 5%. Cependant il ne rejette pas la spécification logarithmique ($\lambda=0$) (cf. Tableau A-6.1.). Dès lors, la forme logarithmique est appliquée aux différentes dimensions du bien-être, pour permettre aux taux marginaux de substitution de varier entre les individus :

$$(7) \quad s_i = \alpha + \beta_1 \ln y_i + \beta_2 \ln h_i + \beta_3 \ln job_i + \beta_4 \ln house_i + \delta z_i + \varepsilon_i,$$

D'autre part, l'introduction de variables d'interaction entre les différentes dimensions du bien-être et les variables sociodémographiques permet de faire en sorte que les coefficients des dimensions varient entre différents groupes d'individus.

$$(8) \quad s_i = \alpha + \beta_1 \ln y_i + \beta_2 \ln h_i + \beta_3 \ln job_i + \beta_4 \ln house_i + \delta z_i + \tau z_i * \ln y_i + \theta_1 z_i * \ln h_i + \theta_2 z_i * \ln job_i + \theta_3 z_i * \ln house_i + \varepsilon_i,$$

Où β_j et δ sont les coefficients mesurant l'effet direct des variables, et τ et θ_j sont les matrices reprenant les effets d'interaction, entre les variables de contrôle et avec respectivement le revenu et les différentes dimensions du bien-être, à mesurer. Cette spécification permet que chaque groupe d'individus avec les mêmes bases sociodémographiques, ou dit autrement pour qui z_i prend les mêmes valeurs, ait un taux de substitution entre le revenu et les autres dimensions de la vie différent. On fait dès lors l'hypothèse que les individus appartenant à un même groupe sociodémographique, donc avec les mêmes valeurs pour z_i , aient des préférences identiques (Decancq et al., 2015a).

6.2. Mise en application avec les données belges

Deux méthodes peuvent être utilisées pour mesurer cette régression. Tout d'abord, comme la variable indépendante est une variable catégorielle, un modèle de régression linéaire ordonnée peut être utilisé. Cependant, étant donné que la variable s_i comprend 11 réponses possibles, de 0 à 10 compris, une régression OLS peut se justifier dans ce cas-ci. Le tableau A-6.2. reprend les résultats des différentes régressions. Les résultats diffèrent premièrement selon le fait que les dimensions du bien-être aient été construites sur base de la première ou deuxième méthode. Les colonnes (1) et (2) reprennent les résultats de l'équation (7) estimée respectivement sur base d'une régression logistique ordonnée ou d'une régression par moindres carrés ordinaire (OLS). De manière similaire, les colonnes (3) et (4) reprennent les résultats de l'équation (8), incluant les différents termes d'interaction. La première partie montre les coefficients de l'effet direct des dimensions du bien-être et des variables sociodémographiques. La deuxième partie montre les coefficients des effets d'interaction des spécifications (3) et (4). La troisième partie expose les coefficients des constantes estimées lors des régressions OLS. La quatrième partie du tableau expose les valeurs des différents cuts mesurés lors des régressions logistiques ordonnées et la cinquième partie met en avant le nombre d'observations, le R^2 ajusté dans le cas d'une régression OLS et le Pseudo R^2 dans le cas d'une régression logistique ordonnée.

L'échantillon final de notre base de données contient 385 individus, dont 100 individus provenant de ménages monoparentaux et 285 de ménages biparentaux. Cet échantillon final n'est donc pas représentatif de la société belge, qui selon la section 3, ne comprend que 11% de ménages monoparentaux.

Tout d'abord, lorsqu'on se concentre sur les modèles (1) et (2), on remarque que les coefficients sont proches, et ce même lorsque les différentes dimensions sont construites sur base de la deuxième méthode. Également, les niveaux de significativité restent les mêmes à travers ces quatre spécifications. Plus spécifiquement, malgré le fait que les différents coefficients du revenu ne soient pas significatifs, leur signe positif est celui attendu et leurs valeurs, variant entre 0,207 et 0,294 selon les spécifications, sont proches de celles trouvées dans la littérature¹². Si on se concentre sur la spécification OLS (2) de la première méthode, il en ressort qu'une augmentation de 10% du revenu mensuel équivalent disponible entraîne une augmentation de la satisfaction de 0,022 point, toutes choses égales par ailleurs, ce qui est faible et donc en lien avec la littérature développée à ce propos. Le coefficient en lien avec la santé n'est pas significatif lorsqu'on utilise une régression logistique ordonnée, mais l'est au seuil de 1% quand la régression OLS est utilisée. Les valeurs du coefficient sont respectivement 0,596 et 0,506 lorsque la dimension est définie sur base de la régression de satisfaction, et respectivement 0,668 et 0,751 lorsque la dimension est construite sur base de la deuxième méthode. À nouveau, ces valeurs sont en lien avec ce qui a pu être trouvé dans la littérature¹³. Ensuite, le coefficient reflétant la qualité du travail est significatif au seuil de 0,1% à travers les 2x2 colonnes (1) et (2). Son coefficient est compris entre 1,387 et 2,218 ; ces valeurs sont plus élevées que pour les deux précédentes dimensions. Contrairement aux autres dimensions du bien-être, celle-ci est moins souvent étudiée dans la littérature, l'aspect du chômage étant préféré. Lorsqu'on se concentre sur la deuxième spécification du premier tableau, une augmentation de 10% sur la dimension de la qualité du travail devrait entraîner, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 0,14 point de la satisfaction de vie. Enfin, la dernière dimension étudiée est celle du logement. Celle-ci est également significative au seuil de 0,01% à travers les deux types de régressions utilisés. Les coefficients sont plus élevés lorsque la régression logistique

¹² Decancq & Neumann (2016) trouvent un coefficient de 0,150 en utilisant une transformation Box-Cox; Decancq, Fleurbaey & Schokkaert (2015) trouvent un coefficient de 0,314 en prenant la forme logarithmique du revenu ; Decancq & Schokkaert (2015) trouvent un coefficient de 0,375 en prenant également la forme logarithmique du revenu.

¹³ Decancq & Neumann (2016) trouvent un coefficient de 0,674 en appliquant une transformation Box-Cox à la variable ; Decancq, Fleurbaey & Schokkaert (2015) trouvent un coefficient de 0,432, sans transformation de la variable ; Decancq & Schokkaert (2015) trouvent un coefficient de 1.010 en appliquant une transformation Box-Cox à la variable.

est utilisée : les valeurs varient entre 3,355 et 4,172 en fonction de la méthode utilisée pour construire la variable, et respectivement entre 2,212 et 2,882 lorsque la spécification OLS est utilisée. Cependant, ces valeurs sont au moins 10 fois plus élevées que ce que Decancq, Fleurbaey & Schokkaert (2015) ont trouvé (0,284). À noter que ces derniers n'ont pas appliqué de transformation logarithmique à cette variable. En se concentrant sur la spécification OLS (2), une augmentation de 10% sur la variable du logement devrait entraîner, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 0,22 point de la satisfaction de vie, ce qui est 10 fois plus élevé que l'effet du revenu. Notons le fait que lorsque les termes d'interaction sont inclus dans les modèles (3) et (4), et ce pour les quatre spécifications, les différentes dimensions du bien-être deviennent statistiquement non significatives, ce qui s'explique par le fait que leur effet sur la satisfaction existe également à travers les différents termes d'interaction.

Ensuite, concernant les variables sociodémographiques, peu sont significatives au seuil minimum de 5%. Premièrement, analysons la situation familiale. L'effet direct d'être marié, comparé au fait d'être célibataire, est significatif au moins au seuil de 5% pour les quatre spécifications de la première méthode de construction des dimensions du bien-être, et est significatif pour trois spécifications sur quatre lorsque la deuxième méthode est utilisée (la spécification (3) ne délivrant pas de coefficient significatif pour l'effet direct de la situation familiale sur la satisfaction. Comme pour les dimensions du bien-être, lorsque les spécifications incluent les termes d'interaction, la valeur des coefficients augmente fortement. Cependant, les coefficients sont similaires modèle par modèle à travers les deux méthodes de construction des dimensions. Si on se concentre sur la spécification (2) de la première méthode, qui délivre l'effet direct le plus faible, on remarque qu'une personne mariée aurait une satisfaction de vie plus élevée de 0,51 point en comparaison à une personne célibataire, toutes choses restant égales par ailleurs. Remarquons de plus que le fait de vivre en cohabitation, comparé au fait d'être célibataire, a également le signe attendu positif. Les effets directs de cette variable sont significatifs uniquement lorsque les termes d'interaction sont inclus dans le modèle. Être séparé de son partenaire, par rapport à la catégorie de référence, a un signe positif, mais un coefficient faible, dans les spécifications (1) et (2) de la première méthode, mais un signe négatif selon la deuxième méthode. Étant donné que les valeurs des différents coefficients sont faibles et non significatives, on ne peut pas rejeter l'hypothèse selon laquelle le coefficient n'est pas différent de zéro. Néanmoins, lorsque les termes d'interaction sont inclus, lorsque la première méthode est suivie, les coefficients sont positifs et significatifs au seuil de 5%. En d'autres mots, l'effet direct d'être un individu séparé de son partenaire augmente la satisfaction de vie, comparé au

fait d'être un individu célibataire. Finalement, le coefficient de la variable reflétant le fait d'être veuf est non significatif pour toutes les spécifications, mais son signe est chaque fois négatif, ce qui était également attendu : perdre son partenaire diminue la satisfaction de vie d'un individu.

Deuxièmement, le genre des individus n'a d'effet statistiquement significatif pour aucune des spécifications. Cependant, son signe est positif, suggérant que, toutes choses égales par ailleurs, une femme a plus de chances de déclarer une satisfaction de vie plus élevée qu'un homme, en lien avec les conclusions d'Helliwell et al. (2012).

Troisièmement, les variables dummy pour la catégorie d'âge à laquelle un individu appartient, en comparaison au fait d'appartenir à la catégorie des 18-29 ans, ne sont également pas statistiquement significatives. Notons toutefois le signe négatif du coefficient de la catégorie d'âge 40-49 ans, en comparaison à celle des 18-29 ans, ainsi que signe positif de la catégorie d'âge suivante selon les spécifications (1) et (2), qui suggèrent que la relation en forme de U entre l'âge et la satisfaction de vie discutée dans la section 5.2.2. est vérifiée avec ces données.

Quatrièmement, le fait d'avoir un niveau d'éducation moyen comparé à un niveau d'éducation faible est positif et statistiquement significatif, excepté lorsque la spécification (1) de la première méthode est appliquée, tandis que le fait d'avoir un niveau d'éducation élevé, comparé au fait d'avoir un niveau d'éducation faible, a le signe positif attendu, mais n'est pas statistiquement significatif. Ces constats suggèrent qu'avoir un niveau d'éducation plus élevé apporte une satisfaction de vie supérieure. Notons cependant que l'effet direct du niveau d'éducation est difficile à séparer de l'effet induit par le fait que l'éducation peut jouer le rôle de facteur d'échelle, en ajustant les aspirations des individus à la hausse pour un niveau d'éducation plus élevé.

Cinquièmement, le nombre d'enfants n'a pas d'effet statistiquement significatif sur la satisfaction de vie d'un individu. Notons que dans le cas de notre analyse, nous n'étudions pas le fait d'avoir un enfant en comparaison au fait de ne pas en avoir, étant donné que tous les ménages doivent au moins avoir un enfant par construction.

Sixièmement, seul un trait de caractère a un effet significatif sur la satisfaction de vie à travers toutes les spécifications. Le fait d'être calme ou stable émotionnellement a un effet positif et statistiquement significatif aux seuils de 5% et 1% selon le modèle suivi. Le coefficient varie entre 0,120 et 0,243 : en moyenne, le fait de s'être déclaré calme ou stable émotionnellement

un niveau plus haut sur l'échelle de 1 à 7 augmente la satisfaction de vie d'environ 0,2 points, toutes choses étant égales par ailleurs.

Ensuite, peu de termes d'interaction sont statistiquement significatifs. Premièrement, en suivant la deuxième méthode de construction des dimensions du bien-être, les interactions entre le niveau d'éducation et le revenu sont significatives au seuil de 5%. Le fait d'avoir un niveau d'éducation moyen, ou élevé, en comparaison avec le fait d'avoir un niveau d'éducation faible, diminue l'effet d'une augmentation du revenu disponible sur la satisfaction de vie. Ceci peut s'interpréter par le fait qu'un individu avec un niveau d'éducation faible a, en moyenne, accès à un emploi à plus faible revenu, et dès lors, l'effet d'une augmentation de revenu serait plus important. Deuxièmement, dans les deux tableaux, le fait d'être une femme, en interaction avec le score de santé est significatif au seuil de 5% et a un impact négatif sur la satisfaction de vie. Dès lors, en suivant le modèle OLS (4) avec la première méthode, si la santé d'une femme célibataire augmente de 10%, toutes choses égales par ailleurs, sa satisfaction de vie augmentera de 0,059 point, tandis que similairement, pour un homme célibataire, la satisfaction de vie augmenterait de 0,15 point. Ensuite, le fait de vivre en cohabitation avec son partenaire, en interaction avec le score du travail est significatif au seuil de 5% uniquement dans le cas où les dimensions ont été construites sur base de la méthode de satisfaction, et a également un effet négatif sur la satisfaction de vie. Les autres termes d'interaction ne sont pas significatifs, ce qui signifie qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse selon laquelle les individus ont des préférences identiques. Troisièmement, si les dimensions du bien-être ont été construites sur base de la première méthode, le terme d'interaction entre le fait d'être cohabitant et la qualité du travail est négatif et statistiquement significatif.

Par ailleurs, notons que ces régressions ont été réalisées sur 385 observations. Étant donné que ce nombre est relativement peu élevé, il est possible que certaines variables qui sont statistiquement non significatives le deviennent avec un nombre plus élevé d'observations. Il serait donc intéressant d'étudier à nouveau cette question avec une base de données plus puissante. Enfin, lorsqu'on se concentre sur les R^2 , on remarque que dans les deux tableaux, et pour les deux modèles, inclure les termes d'interaction augmente le pouvoir explicatif du modèle. Cependant, ces valeurs semblent toujours faibles, mais plus élevées que ce qui peut être trouvé dans la littérature¹⁴. Ces valeurs faibles indiquent qu'il reste des variables non observées qui pourraient influencer de manière importante les préférences des individus. Une

¹⁴ Decancq, Fleurbaey & Schokkaert (2015) trouvent un pseudo R^2 de 0,082 ; Decancq & Schokkaert (2015) atteignent un pseudo R^2 de 0,085 ; Decancq & Neumann (2016) exposent un pseudo R^2 de 0,1007

dernière remarque est que le R^2 ajusté des modèles OLS procure un pouvoir explicatif plus élevé que les pseudo R^2 des modèles logarithmiques ordonnés. Dès lors, la spécification (4) de chaque méthode est gardée pour mesurer ensuite les revenus équivalents de chaque individu, sur base de ces cartes d'indifférences.

Une remarque finale doit être faite à propos des deux méthodes de construction des dimensions non monétaires du bien-être. Celles-ci permettent d'obtenir des coefficients qui, majoritairement, sont statistiquement significatifs à des niveaux égaux de significativité, et offrent des coefficients dont les signes et l'ampleur sont similaires dans la majorité des cas. Cependant, les différences de signe et les différentes valeurs des coefficients vont amener à des portraits différents des individus atteignant les plus bas niveaux de bien-être dans l'échantillon, comme décrit dans la section 7.

6.3. Construction du revenu équivalent

Afin d'implémenter le revenu équivalent pour chaque individu, il reste à résoudre l'équation (2) définie à la section 4.2. Il est donc nécessaire de déterminer les valeurs de référence à utiliser pour les dimensions non monétaires $\tilde{x}$. Il est communément accepté dans la littérature d'utiliser la valeur maximale possible, ce qui paraît également intuitif : le niveau maximal, reflétant l'absence de problème sur la dimension, est le niveau que les individus espèrent atteindre en principe. Dès lors, la valeur maximale de chaque dimension, 100, est choisie comme valeur de référence.

Pour résoudre l'équation (2), il faut que le niveau de satisfaction s_i reste inchangé entre la situation décrite par les dimensions du bien-être de chaque individu, et la situation décrite par les valeurs de références dans les dimensions non monétaires du bien-être ($\tilde{h}, \tilde{job}, \tilde{house}$) et le revenu équivalent y_i^* :

$$\begin{aligned} s_i &= \alpha + \beta_1 \ln y_i + \beta_2 \ln h_i + \beta_3 \ln job_i + \beta_4 \ln house_i + \delta z_i + \tau z_i * \ln y_i + \theta_1 z_i * \\ &\ln h_i + \theta_2 z_i * \ln job_i + \theta_3 z_i * \ln house_i + \varepsilon_i \\ &= \alpha + \beta_1 \ln y_i^* + \beta_2 \ln \tilde{h} + \beta_3 \ln \tilde{job} + \beta_4 \ln \tilde{house} + \delta z_i + \tau z_i * \ln y_i^* + \theta_1 z_i * \\ &\ln \tilde{h} + \theta_2 z_i * \ln \tilde{job} + \theta_3 z_i * \ln \tilde{house} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Dès lors, le revenu équivalent y_i^* peut être calculé par :

$$(9) \ y_i^* = y_i \exp\left(\frac{(\beta_2 + \theta_1 z_i)(\ln h_i - \ln \tilde{h}) + (\beta_3 + \theta_2 z_i)(\ln job_i - \ln \tilde{job}) + (\beta_4 + \theta_3 z_i)(\ln house_i - \ln \tilde{house})}{\beta_1 + \tau z_i}\right)$$

On remarque que l'effet direct des variables sociodémographiques et de contrôle, δ , n'intervient pas dans le calcul du revenu équivalent. Les caractéristiques personnelles interviennent exclusivement par leur effet sur l'importance relative accordée par les individus à chaque dimension. De plus, il est facile de remarquer que si un individu atteint les meilleures valeurs possible sur chaque dimension, qui sont donc égales à 100, le revenu équivalent est alors égal au revenu actuel de l'individu (Decancq & Schokkaert, 2015).

7. Comparaison empirique des deux mesures du bien-être

Cette section vise à comparer le bien-être des individus selon les deux méthodes utilisées : le bien-être subjectif et le revenu équivalent. Le bien-être des individus est important d'un point de vue politique. Comme expliqué brièvement dans la section 3, les familles monoparentales divergent selon différentes caractéristiques, et il serait pertinent de connaître les caractéristiques des individus qui se situent au plus bas de l'échelle du bien-être, afin de pouvoir élaborer des politiques plus ciblées et plus efficaces.

Il est nécessaire de définir la taille du groupe composé des individus les moins bien lotis en termes de bien-être. La difficulté réside dans le dilemme suivant : choisir un nombre d'individus qui ne soit pas trop restreint afin que l'analyse ait du sens empiriquement, tout en limitant la taille pour capturer réellement les caractéristiques des personnes se trouvant dans le bas de l'échelle du bien-être. Dès lors, se concentrer sur le pourcentage de personne ayant reporté un niveau de satisfaction plus bas ou égal à 5 (sur une échelle allant de 0 à 10) semble être un bon compromis. En effet, se concentrer uniquement sur les personnes ayant déclaré le niveau de satisfaction 4 ou moins permet d'étudier les caractéristiques de 3,12% des individus de l'échantillon seulement. Le niveau 5 a été choisi comme limite car il inclut 7,27% des individus de l'échantillon, et les niveaux plus élevés correspondent à des niveaux de bien-être plus élevés que la moitié, les inclure dans notre groupe des moins bien lotis en termes de bien-être ne serait pas cohérent avec le but de notre analyse dans cette section.

La taille du groupe composé des individus se situant dans le bas de l'échelle du bien-être est donc de 7,27%. Toutefois, les 7,27% des individus qui sont analysés comme atteignant les niveaux de bien-être les moins élevés vont différer entre ceux identifiés selon la mesure du bien-être subjectif ou selon le revenu équivalent. Dans le premier cas, ils sont identifiés selon la méthode expliquée à l'instant, tandis que dans le deuxième cas, le groupe sera constitué des 7,27% des individus qui ont le revenu équivalent le plus faible. Les caractéristiques de

l'individu moyen de ces groupes identifiés selon ces deux mesures seront différentes, ce qui est analysé plus en détail dans les sous-sections suivantes.

Le tableau 7.1. reprend les caractéristiques de l'individu moyen en fonction de la mesure du bien-être subjectif (*WB1*) ou du revenu équivalent (*WB2*). Les résultats sont à distinguer selon le fait que les dimensions du bien-être ont été construites sur base de la première méthode (1) (où la satisfaction reportée dans la dimension non monétaire est régressée sur les différentes variables objectives qui y sont liées) ou sur base de la deuxième méthode (2) (où les différentes variables objectives ont directement été agrégées en un score moyen). Les échantillons complets (*Echt.complet*) montrent les caractéristiques de l'individu moyen quand l'échantillon n'a pas encore été réduit aux individus ayant le pire niveau de bien-être, et font office de référence. Ceux-ci diffèrent uniquement sur les valeurs des différentes dimensions non monétaires du bien-être. Ensuite, le tableau comprend deux parties, en fonction de la mesure du bien-être étudiée. Dans chaque partie, une sous-division est réalisée permettant de distinguer les résultats obtenus avec la méthode de construction (1) ou avec la méthode (2). Les résultats de l'individu moyen sont exposés dans les colonnes nommées *Echt.réduit* et peuvent servir de référence à un niveau inférieur pour comparer les résultats obtenus lorsqu'on prend l'individu moyen provenant d'un ménage biparental ou d'un ménage monoparental, qu'on peut trouver dans des colonnes distinctes (nommées respectivement *biparent.* et *monoparent.*). Concernant les lignes, les cinq premières montrent la satisfaction de vie et les résultats des dimensions du bien-être, tandis que les lignes de la deuxième partie reportent les résultats sur les différentes variables sociodémographiques et de contrôle. Concernant les différentes traits de caractères, seuls sont qui se sont avérés statistiquement significatifs dans la section précédente ont été repris.

7.1. Portrait des individus selon la mesure du bien-être subjectif

La première mesure est basée sur le bien-être subjectif reporté par les individus eux-mêmes à propos de leur vie. Un premier commentaire à faire est que les seules différences qu'il existe entre les résultats obtenus par la méthode (1) ou la méthode (2) concernent les dimensions non monétaires du bien-être. Ceci est dû au fait que le niveau de satisfaction reporté n'est pas impacté directement par les dimensions du bien-être construites dans cette analyse.

De manière générale, les individus atteignant les pires niveaux de bien-être selon cette méthode sont plus pauvres que ceux de l'échantillon complet : l'individu moyen a un revenu disponible réduit de presque un tiers comparé au revenu de l'individu moyen de l'échantillon non réduit.

Lorsqu'on s'attarde plus spécifiquement sur le revenu disponible de l'individu moyen provenant d'une famille biparentale se trouvant dans le groupe de référence, on remarque que son revenu disponible est plus élevé que le revenu moyen de l'individu moyen provenant d'une famille monoparentale. Ensuite, les dimensions non monétaires, qui varient selon la méthode (1) ou (2) peuvent être analysées. On compare donc la première colonne et la deuxième colonne avec respectivement la première sous-division et la deuxième sous-division de la mesure WB¹. De manière générale, la moyenne de la différence entre le score de l'individu moyen de l'échantillon complet et celui de l'échantillon réduit est légèrement plus grande sur la dimension de la santé : 14 points de différence pour la méthode (1) et 13 points de différence pour la méthode (2). La différence de score la plus faible est celle de la dimension du travail de la deuxième méthode, seulement 8,8 points de différence. Plus spécifiquement, les individus moyens provenant respectivement d'un ménage biparental ou monoparental ont des scores de santé très proches, peu importe la méthode utilisée. Leurs scores concernant la dimension du logement sont également proches, ne variant que de maximum 5 points. Cependant, la différence est plus élevée concernant la dimension du travail, où l'individu moyen d'une famille monoparentale atteint un niveau plus élevé de 9 points en suivant la première méthode et de 4,5 en suivant la deuxième.

Ensuite, les caractéristiques sociodémographiques de l'individu moyen faisant partie du groupe de personnes ayant les niveaux de bien-être les plus faibles sont étudiées. Premièrement, celui-ci a en moyenne moins de chances d'être célibataire, veuf ou marié, mais plus de chances d'être séparé ou de vivre en cohabitation. Au total, on retrouve 2,5% d'individus supplémentaires vivant dans un ménage monoparental comparé à l'échantillon de référence, ce qui est relativement faible. Deuxièmement, en comparaison avec la première colonne, l'individu moyen a plus de chances d'être une femme. 100% des individus de l'échantillon réduit provenant d'une famille monoparentale sont des femmes, ce qui montre que les femmes sont plus vulnérables. Troisièmement, l'individu moyen de l'échantillon réduit a légèrement moins de chances de faire partie de la classe d'âge 18-29 ans ou de celle de 30-39 ans, et a également moins de chances de faire partie de la tranche d'âge 50-59 ans. Par contre, l'individu moyen a significativement plus de chances de faire partie de la tranche d'âge centrale : 40-49 ans, ce qui reflète à nouveau la possibilité de relation en forme de U entre satisfaction de vie et âge. Plus spécifiquement, d'une part, l'individu moyen d'un ménage biparental a une chance sur deux d'appartenir à la classe d'âge 40-49 ans, 45% de chances d'appartenir à celle des 30-39 ans et 5% de chances d'appartenir à celle des 50-59 ans, reflétant à nouveau cette forme en U plus

marquée. D'autre part, l'individu moyen provenant d'une famille monoparentale a également le plus de chances d'appartenir à la tranche d'âge 40-49 ans, a une chance sur 4, respectivement une chance sur 8, d'appartenir à la tranche d'âge des 30-39 ans ou des 18-29 ans. On remarque donc que la forme de U est toujours présente, mais moins prononcée. Quatrièmement, l'individu moyen du groupe réduit a plus de chances d'avoir un niveau d'éducation bas, et moins de chances d'avoir un niveau d'éducation moyen ou élevé, tendance plus marquée pour les individus des ménages monoparentaux. Cela suggère que l'effet direct de l'éducation jouerait un rôle plus important que son effet d'échelle. Cinquièmement, l'individu moyen a légèrement plus de chances d'avoir plus d'enfants au sein de son ménage, comparé à l'échantillon non réduit. Sixièmement, l'individu moyen du groupe ayant les niveaux de bien-être moins élevés selon la mesure de bien-être subjectif a plus tendance à se trouver sympathique ou amical, moins tendance à se caractériser comme calme ou stable émotionnellement et moins de chances de se trouver extraverti ou enthousiaste.

7.2. Portrait des individus selon la mesure du revenu équivalent

Ensuite, concentrons-nous sur les caractéristiques des 7,27% des individus ayant les niveaux de bien-être les moins élevés selon la mesure du revenu équivalent. Dans ce cas de figure, les portraits dépeints par les caractéristiques obtenues via la première méthode (1) ou deuxième méthode (2) de construction des dimensions du bien-être sont tout à fait différents, mettant donc en avant l'importance du choix de la méthode à utiliser. Dès lors, il est pertinent d'analyser les résultats de manière séparée.

7.2.1. Caractéristiques obtenues selon la première méthode de construction des variables non monétaires

En comparant les caractéristiques des échantillons réduits (1) des deux mesures du bien-être, on remarque premièrement que les individus les moins bien lotis en termes de bien-être selon la deuxième méthode ont tendance à reporter une satisfaction de vie plus élevée que ceux de l'échantillon réduit de la première mesure, même si ce niveau moyen est toujours plus faible que celui de l'échantillon complet. On remarque également rapidement que l'individu moyen de l'échantillon réduit (2) est plus riche que celui de l'échantillon (1), ce qui est également vrai pour les individus moyens des ménages biparentaux et monoparentaux de cet échantillon réduit, même si l'écart entre les revenus disponibles est plus creusé. Celui-ci atteint ensuite en moyenne un niveau de santé bien plus médiocre : 27,26 contre 69,04 ; alors que dans les deux autres dimensions non monétaires, l'individu moyen atteint des scores bien plus élevés dans le cas où il a été identifié selon le revenu équivalent, et ces valeurs sont proches des moyennes de

l'échantillon global. Ces résultats suggèrent que les individus au bas de l'échelle du bien-être portent beaucoup d'importance à leur niveau de santé, et que son niveau médiocre n'est pas totalement compensé par un revenu disponible ou des scores plus élevés dans les autres dimensions. Il est à noter que les individus moyens des ménages monoparentaux et biparentaux atteignent des scores similaires dans ces dimensions, contrairement aux résultats obtenus par la première méthode.

Ensuite, les autres caractéristiques des individus moyens se situant au plus bas sur l'échelle du bien-être sont abordées. Dans ce cas-ci, l'individu moyen de l'échantillon réduit (1) a plus de chances d'être célibataire, séparé ou vivre en cohabitation, et donc moins de chances d'être veuf ou d'être marié. Au total, on retrouve presque 40% d'individus provenant de ménages monoparentaux, contre 26 et 28,5 respectivement dans l'échantillon global ou dans l'échantillon réduit de la mesure WB¹. Ce constat montre donc que les adultes des ménages monoparentaux ont plus tendance à se retrouver au bas de l'échelle du bien-être, malgré le fait qu'ils partagent des scores similaires sur les dimensions non monétaires avec les individus des ménages biparentaux. Deuxièmement, l'individu moyen a plus de chances d'être une femme dans cet échantillon que dans l'échantillon complet ou le réduit sur base de la mesure du bien-être subjectif également. Cependant, l'individu moyen d'un ménage monoparental n'a plus que 90% de chances d'être une femme, comparé à 100% dans le premier cas. Troisièmement, la relation en forme de U entre l'âge et la satisfaction de vie peut encore être devinée ici, étant donné qu'il y a plus de chances de trouver des individus appartenant aux classes d'âge 30-39 ans que dans l'échantillon de référence, et aucune chance de trouver des individus de la tranche d'âge 18-29 ans, et ce même pour les individus provenant des ménages biparentaux et monoparentaux. Quatrièmement, l'individu a moins de chances que dans le cas précédent d'avoir un niveau d'éducation bas, mais plus que par rapport à l'échantillon complet, a plus de chances d'avoir un niveau d'éducation moyen par rapport aux deux autres situations et a exactement les mêmes chances d'avoir un niveau d'éducation élevé que dans le premier cas, mais moins que dans l'échantillon complet. Cinquièmement, l'individu moyen a tendance à avoir moins d'enfants que l'individu moyen de l'échantillon complet, et cette tendance est plus marquée pour l'individu moyen des familles monoparentales. Sixièmement, la tendance à propos des traits de caractère est similaire que celle du cas précédent. Spécifiquement, l'individu moyen provenant d'une famille monoparentale aura plus tendance à se caractériser comme sympathique ou amical que l'individu moyen d'une famille biparentale, tendance plus élevée que la moyenne de l'échantillon complet. Ensuite, les individus au bas de l'échelle du

bien-être, selon le revenu équivalent, ont moins tendance à se caractériser comme calmes ou stables émotionnellement, et cette tendance est plus marquée pour l'individu moyen provenant d'une famille biparentale. Enfin, l'individu moyen d'une famille monoparentale au bas de l'échelle du bien-être aura plus tendance à se trouver extraverti ou enthousiaste que l'individu moyen de l'échantillon complet ou que l'individu moyen provenant d'une famille biparentale au bas de l'échelle de bien-être.

7.2.2. Caractéristiques obtenues selon la deuxième méthode de construction des variables non monétaires

Les caractéristiques des individus moyens des échantillons réduits selon le revenu équivalent, pour la première méthode (1) et la deuxième méthode (2), sont vraiment différentes. Ceci souligne le fait que la manière dont sont construites les différentes dimensions non monétaires est importante pour l'identification des 7,27% des personnes atteignant les niveaux de bien-être les plus faibles. L'échantillon de référence dans ce cas-ci est l'échantillon complet (2), prenant en compte les dimensions non monétaires construites sur base de la méthode du score moyen.

Les niveaux de satisfaction de vie sont assez proches, et ce même pour les individus moyens des échantillons réduits, provenant des familles biparentales et monoparentales. Par contre, le revenu disponible de l'individu moyen est presque réduit de moitié comparé à celui de la première méthode. Il peut être relevé que, contrairement aux deux autres cas, un individu provenant d'une famille monoparentale a tendance à être plus riche qu'un individu provenant d'une famille biparentale, au sein de cet échantillon réduit. Le niveau de santé de l'individu moyen est plus de deux fois plus élevé que celui de l'échantillon défini selon la première méthode de construction, et légèrement plus élevé que celui de l'individu moyen de l'échantillon réduit sur base de la mesure du bien-être subjectif. Toutefois, ce score est situé 24 points plus bas que le score moyen de l'échantillon de référence. Les scores atteints par l'individu moyen dans cet échantillon réduit sur la dimension du travail ou du logement sont tous deux également bien plus faibles que ceux atteints dans le cas précédent. De plus, on peut noter une différence de plus grande ampleur entre les scores atteints par les individus moyens provenant d'une famille biparentale ou monoparentale en faveur du premier, excepté pour la dimension du logement.

Les individus moyens des deux échantillons réduits ont en revanche des caractéristiques sociodémographiques plus semblables. Premièrement, l'individu moyen de l'échantillon réduit (2), tout comme celui de l'échantillon réduit (1), a plus de chances d'être célibataire ou séparé,

moins de chances d'être marié ou de vivre en cohabitation. Au total, le revenu équivalent basé sur la méthode (2) de construction des dimensions non monétaires est la mesure du bien-être selon laquelle on trouve le plus d'individus provenant d'une famille monoparentale dans les 7,27% des personnes atteignant les niveaux de bien-être les plus faibles. Deuxièmement, c'est également l'échantillon dans lequel on trouve le plus de femmes, et de manière similaire à l'échantillon basé sur la mesure du bien-être subjectif, on remarque que les personnes provenant d'une famille monoparentale dans l'échantillon réduit sont toutes des femmes. Troisièmement, comparé au cas précédent, on retrouve moins d'individus appartenant à la tranche d'âge 30-39 ans, mais plus de personnes âgées entre 40 et 59 ans. Contrairement cas précédent, que ce soit pour l'individu moyen provenant d'une famille biparentale ou monoparentale, il a plus de 65% de chances d'appartenir à la tranche d'âge 40-49 ans, alors que la répartition était plus distribuée dans l'autre cas. Quatrièmement, la répartition des individus entre les différents niveaux d'éducation est plus égalitaire que celle dans l'échantillon complet (2) : l'individu moyen a plus de chances d'avoir un niveau d'éducation faible que par rapport au deuxième cas, mais moins de chances que l'individu moyen défini sur base de la mesure du bien-être subjectif. Parallèlement, celui-ci a moins de chances d'avoir obtenu un niveau d'éducation élevé comparé à l'échantillon de référence, mais cette probabilité est la même que ceux des autres échantillons réduits. L'individu moyen provenant d'une famille monoparentale aura plus de chances d'avoir un niveau d'éducation moyen, alors que l'individu moyen provenant d'une famille biparentale aura plus de chances d'avoir un niveau d'éducation élevé. Cinquièmement, l'individu moyen de l'échantillon réduit provenant d'une famille monoparentale, contrairement aux cas précédents, a tendance à avoir plus d'enfants que l'individu moyen provenant d'une famille biparentale. Cependant, dans tous les cas, l'individu moyen se trouvant dans cet échantillon réduit a tendance à avoir moins d'enfants que l'individu moyen de l'échantillon complet (2). Sixièmement, de manière analogue au cas précédent, l'individu moyen de l'échantillon réduit a tendance à s'évaluer comme plus sympathique ou amical, moins calme ou stable émotionnellement comparé à l'individu moyen de l'échantillon complet, par contre il a plus tendance à se trouver extraverti ou enthousiaste.

7.3. Points communs

Ces différentes méthodes d'évaluation du bien-être d'un individu ont donc mené à identifier des personnes avec des caractéristiques différentes se trouvant au bas de l'échelle du bien-être. Cependant, certaines caractéristiques sont présentes dans tous les cas, même si leur importance diffère selon la méthode suivie.

L'individu moyen se trouvant au bas de l'échelle du bien-être reporte un niveau de satisfaction moins élevé que l'individu moyen dans l'échantillon complet. De plus, l'individu provenant d'une famille monoparentale a tendance à déclarer un revenu disponible plus faible que l'individu provenant d'une famille biparentale, excepté quand il est identifié sur base du revenu équivalent (1). Similairement, le revenu disponible de l'individu moyen faisant partie de l'échantillon réduit est toujours plus faible et excepté dans le cas du revenu équivalent (2), cette tendance est davantage marquée pour les familles monoparentales. Peu importe la méthode choisie, les scores moyens sur les dimensions de la santé, du travail ou du logement sont également toujours plus faibles pour l'individu moyen. Par contre, le score moyen le plus faible n'est pas à chaque fois celui de l'individu provenant d'une famille monoparentale, celui-ci atteint quelques fois un score plus élevé que l'individu moyen provenant d'une famille biparentale.

On retrouve dans tous les cas une proportion plus importante d'adultes provenant de ménages monoparentaux dans l'échantillon réduit comparé à l'échantillon de référence. Ce résultat important confirme le fait que ces familles sont plus vulnérables que les familles biparentales. De plus, une proportion plus importante de femmes est présente dans ces échantillons réduits. On remarque également que les classes d'âge plus centrales, bien que plus présentes dans l'échantillon de référence, sont également plus représentées dans le groupe d'individus se trouvant au bas de l'échelle du bien-être, confirmant à nouveau le phénomène de relation en forme de U entre âge et bien-être (ou satisfaction). Ensuite, de manière générale, on retrouve plus d'individus avec des niveaux d'éducation plus faibles que dans l'échantillon complet. Cependant, contrairement à ce qui a déjà été observé, cette tendance n'est pas forcément plus marquée pour les familles monoparentales, en comparaison aux familles biparentales. De manière générale, les adultes qui se trouvent au bas de l'échelle du bien-être ont tendance à avoir moins d'enfants en comparaison aux individus de l'échantillon total. Enfin, ces individus moyens ont tendance à se caractériser comme plus sympathiques ou amicaux que la moyenne, tendance plus marquée chez les individus provenant de familles monoparentales, mais moins calmes ou stables émotionnellement. En revanche, concernant le dernier trait de caractère, la tendance varie en fonction de la méthode utilisée.

Tableau 7.1. : Portrait des personnes ayant le pire niveau de bien-être, selon les deux mesures (bas de l'échantillon, 7,27%)

	WB1								WB2							
	Echt.complet	Echt.complet	Echt.réduit	satisfaction (1)		Echt.réduit	satisfaction (2)		Echt.complet	Echt.complet	Echt.réduit	rev.équiv.(1)		Echt.réduit	rev.équiv. (2)	
	(1)	(2)	(1)	biparent.	monoparent.	(2)	biparent.	monoparent.	(1)	(2)	(1)	biparent.	monoparent.	(2)	biparent.	monoparent.
	N=385	N=385	7,27%	(71,43%)	(28,57%)	7,27%	(71,43%)	(28,57%)	N=385	N=385	7,27%	(60,71%)	(39,29%)	7,27%	(57,14%)	(42,86%)
satisfaction (0-10)	7,54	7,54	4,18	4,35	4,17	4,18	4,35	4,17	7,54	7,54	6,75	6,65	6,91	6,93	6,94	6,92
revenu	1525,59	1525,59	1036,47	1082,42	921,59	1036,47	1082,42	921,59	1525,59	1525,59	1220	1327,14	1054,74	671,82	630,54	726,86
santé (0-100)	67,44	82,02	53,01	53,79	51,07	69,04	69,29	68,41	67,44	82,02	27,26	26,68	28,15	57,73	61,28	53
travail (0-100)	79,42	65,69	67,77	65,23	74,11	56,9	55,65	60,05	79,42	65,69	79,14	78,76	79,73	59,94	62,34	56,74
logement (0-100)	78,33	60,18	66,8	68,15	63,43	49,11	48,46	50,73	78,33	60,18	70,44	71,53	68,75	67,26	66,29	68,55
célibataire (%)	11,95	11,95	10,71	.	37,5	10,71	.	37,5	11,95	11,95	17,86	.	45,45	14,29	.	33,33
séparé (%)	12,21	12,21	17,86	.	62,5	17,86	.	62,5	12,21	12,21	21,43	.	54,55	28,57	.	66,67
veuf (%)	1,82	1,82	0	.	0	0	.	0	1,82	1,82	0	.	0	0	.	0
marié (%)	54,55	54,55	46,43	65	.	46,43	65	.	54,55	54,55	32,14	52,94	.	50	87,5	.
cohabitant (%)	19,48	19,48	25	35	.	25	35	.	19,48	19,48	28,57	47,06	.	7,14	12,5	.
femme (%)	54,81	54,81	57,14	40	100	57,14	40	100	54,81	54,81	71,43	58,82	90,91	75	56,25	100
18-29 (%)	4,16	4,16	3,57	0	12,5	3,57	0	12,5	4,16	4,16	0	0	0	0	0	0
30-39 (%)	40,78	40,78	39,29	45	25	39,29	45	25	40,78	40,78	46,43	47,06	45,45	17,86	25	8,33
40-49 (%)	44,16	44,16	53,57	50	62,5	53,57	50	62,5	44,16	44,16	42,86	47,06	36,36	67,86	68,75	66,67
50-59 (%)	10,91	10,91	3,57	5	0	3,57	5	0	10,91	10,91	10,71	5,88	18,18	14,29	6,25	25
éducation bas (%)	10,65	10,65	39,29	35	50	39,29	35	50	10,65	10,65	21,43	23,53	18,18	28,57	31,25	25
éducation moyen (%)	36,1	36,1	28,57	35	12,5	28,57	35	12,5	36,1	36,1	46,43	47,06	45,45	39,29	31,25	50
éducation haut (%)	53,25	53,25	32,14	30	37,5	32,14	30	37,5	53,25	53,25	32,14	29,41	36,36	32,14	37,5	25
enfants (nombre)	1,75	1,75	1,78	1,85	1,63	1,78	1,85	1,63	1,75	1,75	1,61	1,76	1,36	1,46	1,38	1,58
sympathique_amical (1-7)	6,03	6,03	6,21	6,15	6,38	6,21	6,15	6,38	6,03	6,03	6,18	6,06	6,36	6,25	6,18	6,33
calme_stable (1-7)	5,23	5,23	4,36	4,8	3,25	4,36	4,8	3,25	5,23	5,23	4,32	4,12	4,64	4,89	5	4,75
extraverti_enthusiaste	5,21	5,21	4,93	4,7	5,5	4,93	4,7	5,5	5,21	5,21	5,11	4,76	5,64	5,61	5,38	5,92

Note : ce tableau reprend les caractéristiques de l'individu moyen repris dans chaque échantillon. Les échantillons complets (*Echt.complet*) échantillons réduits (*Echt.réduit*) varient en fonction de la méthode suivie pour construire les dimensions non monétaires du bien-être: la régression logistique ordonnée de la satisfaction sur les variables objectives (1) ou l'agrégation de ces variables en un score moyen (2). Chaque colonne représente un échantillon différent. WB1 fait référence à la mesure de bien-être subjectif, tandis que WB2 fait référence à la mesure du revenu équivalent. Les échantillons réduits reprennent à chaque fois les 7,27% des individus qui se situent au bas de l'échelle du bien-être en fonction de la méthode suivie. Ensuite, les colonnes cet échantillon est séparé à nouveau en prenant en compte uniquement les individus provenant d'une famille biparentale (*biparent.*) ou uniquement les individus provenant d'une famille monoparentale (*monoparent.*).

8. Conclusion

Le bien-être des individus est une notion cruciale pour les décideurs publics. Ceux-ci étant responsables de l'élaboration des politiques publiques, ils devraient être en mesure de cibler les personnes les plus vulnérables à l'aide des outils qui leur sont proposés. Cette analyse montre empiriquement l'importance de la mesure choisie, comme d'autres études l'ont déjà démontré. La thématique des familles monoparentales est au cœur de cette comparaison empirique. Cette catégorie d'individus est de plus en plus étudiée dans la littérature de par son lien avec la précarité. L'objectif de ce mémoire visait donc à vérifier si les individus provenant d'une famille monoparentale ont tendance à connaître un bien-être différent de ceux provenant des familles biparentales. Pour se faire, deux mesures du bien-être ont été utilisées : le bien-être subjectif et le revenu équivalent.

Cette analyse a commencé par une brève revue de la littérature, permettant de distinguer les trois aspects du bien-être, notamment le bien-être cognitif sur lequel cette analyse se concentre. La mise en relation de précédentes études a pu mettre en évidence le fait que le bien-être n'est pas défini exclusivement par le revenu, mais qu'il existe tout de même une relation positive entre ces deux notions, jusqu'à une certaine limite. La conclusion qui ressort de l'ensemble de cette littérature est que les individus provenant de familles monoparentales réussiraient moins bien dans la vie, et ce dans différents domaines tels que l'éducation ou la santé.

Par la suite, les différentes mesures de bien-être développées dans la littérature ont été exposées. Afin de prendre en compte le bien-être dans sa multidimensionnalité et d'éviter les choix d'arbitrage, seules les mesures du bien-être subjectif et du revenu équivalent sont précisées et analysées. Se concentrer sur ces deux mesures permet de comparer des résultats qui ont différents niveaux de subjectivité. En effet, la première mesure est basée exclusivement sur l'évaluation cognitive faite par les individus à propos de leur vie, tandis que la deuxième est obtenue par l'association de variables objectives, tout en respectant les préférences des individus.

Ensuite, les données et variables utilisées ont été présentées. Concernant les différentes dimensions du bien-être, la base de données MEqIn a permis de prendre en compte l'aspect de la consommation, de la santé, de la qualité du travail et de celle du logement. Deux méthodes de construction ont été utilisées pour évaluer les trois dernières dimensions. D'une part, régresser la satisfaction reportée, par rapport à la dimension étudiée, sur les différentes variables

objectives et les différents scores qui y sont liés permet de construire une mesure de la dimension respectant les poids accordés par chaque individu à chaque variable. D'autre part, l'agrégation directe de toutes ces variables explicatives en un score moyen évite la corrélation qu'il peut exister par la suite entre les variables de satisfaction à propos des dimensions non monétaires du bien-être et la variable de satisfaction globale. Diverses conclusions sont intéressantes. Premièrement, les pseudo R^2 , obtenus via les différentes régressions appliquées lors de la première méthode, sont compris entre 0,117 et 0,374, indiquant qu'il reste plusieurs facteurs non observés ayant un impact sur les diverses satisfactions et qui devraient dès lors être inclus. Pour évaluer au mieux le bien-être d'un individu, un travail à réaliser en amont est de récolter et d'identifier les éléments manquants permettant de construire de manière plus complète les différentes dimensions. Comme souligné par la Commission Stiglitz, la qualité de la base de données utilisée est importante pour pouvoir en tirer des conclusions plus précises et adéquates. Deuxièmement, les deux méthodes de construction délivrent des scores moyens, minimums et maximums qui peuvent être largement différents en fonction de la dimension étudiée. Troisièmement, il existe de nettes différences entre les scores moyens des individus provenant de familles monoparentales et de ceux provenant de familles biparentales. L'individu moyen appartenant au groupe d'adultes vivant dans une famille monoparentale aura tendance à performer moins bien sur chaque dimension que l'individu moyen d'une famille biparentale. Cependant, les scores les plus faibles, excepté pour la dimension du logement, se trouvent chez les individus provenant de familles biparentales.

Sur base de ces résultats, les préférences des individus doivent être estimées afin de calculer le revenu équivalent de chacun d'entre eux. Quatre spécifications ont été suivies pour les deux méthodes de construction des dimensions non monétaires, où la satisfaction de vie est la variable dépendante dans chacun des cas. La première est une régression logistique ordonnée, tandis que la deuxième prend la forme d'une régression OLS. Les troisième et quatrième spécifications ajoutent respectivement à ces deux précédents modèles les différentes variables d'interaction entre les variables sociodémographiques et les dimensions du bien-être. L'inclusion des variables d'interaction rend les coefficients des différentes dimensions non significatifs. Il est plus facile d'analyser leurs effets directs par les deux premières spécifications. L'effet du revenu est statistiquement non significatif, mais son coefficient est semblable à celui trouvé dans la littérature : une augmentation de 10% du revenu mensuel équivalent disponible entraîne une augmentation de la satisfaction de 0,022 point, toutes choses égales par ailleurs, selon la deuxième spécification de la première méthode de construction. Les

coefficients de la santé sont plus élevés, et significatifs au seuil de 1% lorsque la spécification OLS est appliquée. Une augmentation de 10% du score de la santé, toutes choses égales par ailleurs, entraîne en moyenne une augmentation de la satisfaction de 0,06 point. L'effet d'une augmentation de 10% sur le score de la qualité du travail entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de la satisfaction de vie de 0,14 point. Cet effet est le plus faible des quatre effets estimés à travers les deux premières spécifications des deux méthodes de construction. Enfin, la dimension du logement est celle qui, suite à une hausse de 10% de son score, entraîne l'augmentation de satisfaction de vie la plus importante : 0,22 point lorsque la spécification OLS et que la première méthode de construction sont suivies. Concernant les autres variables, un résultat qui ressort est qu'un individu marié aurait une satisfaction de vie plus élevée de 0,51 point en comparaison à une personne célibataire, toutes choses étant égales par ailleurs. Il est pertinent de souligner que les deux méthodes de construction de bien-être entraînent des résultats relativement différents.

Enfin, la dernière section présente les caractéristiques de l'individu moyen appartenant à l'échantillon complet, et de ceux appartenant aux groupes se trouvant au bas de l'échelle de bien-être en fonction des mesures suivies. Il n'est pas possible de tirer de conclusions univoques sur base de ces quatre modèles. Cependant, certaines tendances ressortent. Majoritairement, l'individu moyen provenant de l'échantillon réduit déclare avoir une satisfaction de vie plus faible que celle de l'individu moyen de l'échantillon complet. De plus, dans cet échantillon réduit, l'individu provenant d'une famille monoparentale a tendance à déclarer avoir une satisfaction de vie inférieure à celle de l'individu moyen provenant d'une famille biparentale. Dans la même lignée, le revenu disponible d'un individu moyen au bas de l'échelle est plus faible que dans l'échantillon complet et cette tendance est plus marquée généralement pour l'individu moyen provenant d'une famille monoparentale. Concernant les autres dimensions du bien-être, bien que l'individu moyen de l'échantillon réduit ait tendance à atteindre des scores plus faibles, la variabilité des résultats ne permet pas de tirer de conclusion générale quant à la comparaison des familles monoparentales et biparentales. Cependant, les résultats les plus marquants illustrent le fait qu'on retrouve une proportion plus importante d'individus provenant de familles monoparentales dans les échantillons réduits que dans l'échantillon complet, et que ceci est également vrai pour la proportion de femmes et pour les tranches d'âge 40-49 ans.

En conclusion, ces constats suggèrent que les adultes vivant dans les familles monoparentales sont donc plus vulnérables d'un point de vue de bien-être, et cela est encore plus marqué chez

les femmes et les personnes âgées de 40 à 49 ans. Ceci a été vérifié en utilisant deux mesures de bien-être différentes ainsi que deux méthodes de construction des dimensions du bien-être.

Finalement, cette analyse se concentre uniquement sur les réponses d'adultes belges à une date précise, et ne présente donc que la photo d'un moment passé. Mais qu'en est-il de l'effet à long terme de vivre dans un ménage monoparental ?-Le passage d'une famille biparentale à une famille monoparentale entraîne-t-il un effet différent entre les mois ou les années qui suivent ce changement ? Il est également important d'étudier la question de la « durabilité du bien-être », afin d'établir des politiques de long-terme, ce qui ne peut être analysé sur base de données transversales. Enfin, l'impact sur les enfants est au moins aussi important et devrait également pouvoir être mesuré. La récolte de données faites directement auprès de ces derniers, bien qu'éthiquement difficile à mettre en place, est une piste à creuser pour permettre cette analyse.

Bibliographie

- Amato, P. R. (2001). Children of Divorce in the 1990s : An Update of the. *Journal of Family Psychology*, 15(3), 355–370. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.15.3.355>
- Amato, P. R., & Keith, B. (1991a). Parental Divorce and Adult Well-Being: A Meta-Analysis. *Journal of Marriage and the Family*, 53(1), 43. <https://doi.org/10.2307/353132>
- Amato, P. R., & Keith, B. (1991b). Parental divorce and the well-being of children: a meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 110(1), 26–46. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.110.1.26>
- Balestra, C., & Sultan, J. (2013). Home Sweet home: The determinants of residential satisfaction and its relation with well-being. *OECD Statistics Working Papers*, 2013(5). Retrieved from <https://search.proquest.com/docview/1490972076?pq-origsite=gscholar>
- BCSS. (2018a). Application web chiffres globaux. Retrieved March 18, 2018, from https://dwh-live.bcss.fgov.be/fr/dwh/dwh_page/content/websites/datawarehouse/menu/application-web-chiffres-globaux.html
- BCSS. (2018b). Variable: Type de ménage. Retrieved March 18, 2018, from <https://dwh-live.bcss.fgov.be/fr/dwh/variabledetail/registre-national-et-registre-bcss/Variables/type-de-menage.html?filter=name&institution=&sources=&themes=>
- Beja, E. L. (2014). Income growth and happiness: reassessment of the Easterlin Paradox. *International Review of Economics*, 61(4), 329–346. <https://doi.org/10.1007/s12232-014-0211-y>
- Boes, S., & Winkelmann, R. (2010). The effect of income on general life satisfaction and dissatisfaction. *Social Indicators Research*, 95(1), 111–128. <https://doi.org/10.1007/s11205-009-9452-7>
- Borg, V., & Kristensen, T. S. (2000). Social class and self-rated health: can the gradient be explained by differences in life style or work environment? *Social Science & Medicine*, 51, 1019–1030. Retrieved from https://ac-els-cdn-com.proxy.bib.ucl.ac.be/2443/S0277953600000113/1-s2.0-S0277953600000113-main.pdf?_tid=e3bac14c-7558-4142-9224-4c855e20193f&acdnat=1531378862_13d63d868518013995616236f0a3c5e7
- Brady, D., & Burroway, R. (2012). Targeting, Universalism, and Single-Mother Poverty: A Multilevel Analysis Across 18 Affluent Democracies. *Demography*, 49(2), 719–746. <https://doi.org/10.1007/s13524-012-0094-z>
- Bureau Fédéral du Plan. (2018). *Perspectives démographiques 2017-2070, Population et ménages*. Retrieved from https://www.plan.be/admin/uploaded/201802221219560.FOR_POP1770_11621_F.pdf
- Burns, L., & Grebler, L. (1986). The Housing of the Future. In *The Future of Housing Markets* (pp. 137–191). Springer, Boston, MA. Retrieved from https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4684-5161-0_5
- Capéau, B., Decancq, K., Nys, A., Ramaekers, E., & Van den Bosch, K. (2015). *BRAIN* –

MEQIN questionnaire Sampling strategy and design. Unpublished document.

- Cassiers, I., & Delain, C. (2006). La croissance ne fait pas le bonheur: les économistes le savent-ils? *Regards Économiques*, (38). Retrieved from <https://sites.uclouvain.be/econ/Regards/Archives/RE038.pdf>
- Clark, A. E., Frijters, P., & Shields, M. (2006). Income and Happiness : Evidence , Explanations and Economic Implications. *PSE Working Papers n°2006-324*. Retrieved from <https://hal.archives-ouvertes.fr/halshs-00590436/>
- Clark, A. E., & Oswald, A. J. (1994). Unhappiness and Unemployment. *The Economic Journal*, 104(424), 648–659.
- Clark, A. S. (2009). Bruno S. Frey, Happiness: A Revolution in Economics. *Society*, 46, 297–299. <https://doi.org/10.1007/s12115-009-9211-z>
- Cutler, D. M., & Richardson, E. (1997). Measuring the health of the U . S . population. *Bookings Papers on Economic Activity*, 217–271.
- David, O., & Séchet, R. (2004). Les familles monoparentales : des familles comme les autres mais des parents vulnérables. In *Femmes et insertion professionnelle*. Retrieved from <https://www.researchgate.net/publication/>
- Davoine, L. (2009). L'économie du bonheur. Quel intérêt pour les politiques publiques? *Revue Économique*, 60(4), 905–926. <https://doi.org/10.3917/reco.604.0905>
- De Vos, M. (2011). Reclaiming Happiness from Politics. *ITINERA INSTITUTE Discussion Paper*, (1).
- Decancq, K., Fleurbaey, M., & Schokkaert, E. (2015a). Happiness, Equivalent Incomes and Respect for Individual Preferences. *Economica*, 82, 1082–1106. <https://doi.org/10.1111/ecca.12152>
- Decancq, K., Fleurbaey, M., & Schokkaert, E. (2015b). Inequality, income, and well-being. In *Handbook of Income Distribution* (1st ed., Vol. 2, pp. 67–140). Elsevier B.V. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59428-0.00003-5>
- Decancq, K., & Neumann, D. (2016). Does the Choice of Well-Being Measure Matter Empirically? An Illustration with German Data. In M. D. Adler & M. Fleurbaey (Eds.), *Oxford Handbook of Well-Being and Public Policy* (pp. 552–587). New York (N.Y.): Oxford university press.
- Decancq, K., & Schokkaert, E. (2015). Beyond GDP: Using Equivalent Incomes to Measure Well-Being in Europe. *Social Indicators Research*, 126(1), 21–55. <https://doi.org/10.1007/s11205-015-0885-x>
- Diener, E., Gohm, C. L., Suh, E., & Oishi, S. (2000). Similarity of the Relations between Marital Status and Subjective Well-Being Across Cultures. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 31(4), 419–436. Retrieved from <http://journals.sagepub.com.proxy.bib.ucl.ac.be/doi/abs/10.1177/0022022100031004001#articleCitationDownloadContainer>
- Diener, E., Sandvik, E., Seidlitz, L., & Diener, M. (1993). The Relationship between Income and Subjective Well-Being : Relative or Absolute ? *Social Indicators Research*, 28(3),

- 195–223. Retrieved from <https://www-jstor-org.proxy.bib.ucl.ac.be:2443/stable/27522671?pq-origsite=summon>
- Duncan, G. J., & Hoffman, S. D. (1985). A reconsideration of the economic consequences of marital dissolution. *Demography*, 22(4), 485–497. <https://doi.org/10.2307/2061584>
- Easterlin, R. A. (1974). Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence. In *Nations and Households in Economic Growth* (pp. 89–125). <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-205050-3.50008-7>
- eurostat - Statistics Explained. (2016). International Standard Classification of Education (ISCED). Retrieved July 13, 2018, from http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/International_Standard_Classification_of_Education_%28ISCED%29#Implementation_of_ISCED_2011_.28levels_of_education.29
- FAMIFED. (2018). Suppléments familles monoparentales. Retrieved April 2, 2018, from <http://wallonie.famifed.be/fr/familles/allocation-familiales-de-base-et-suppléments/suppléments-familles-monoparentales>
- Ferrer-i-Carbonell, A., & Frijters, P. (2004). How Important Is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness ? *The Economic Journal*, 114(497), 641–659. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/pdf/3590299.pdf?casa_token=PpXslMkFYZAAAAAA:0Y2zzyd8ciLp5L6ztqKvtLroqfZgGcZPRurW5s0bcRf69T2hRe-U5KkQTS7v3qgN7dzWK1j53pfTbtB2P5AsNzCzUefiP_4GePdIgICIOvrheQ_DcBwYIA
- Fine, M. A., Donnelly, B. W., & Voydanoff, P. (1986). Adjustment and Satisfaction of Parents. A comparison of Intact, Single-Parent and Stepparent Families. *Journal of Family Issues*, 7(4), 391–404.
- Fleurbaey, M. (2009). Beyond GDP: The Quest for a Measure of Social Welfare. *Journal of Economic Literature*, 47(4), 1029–1075. <https://doi.org/10.1257/jel.47.4.1029>
- Fleurbaey, M., Schokkaert, E., & Decancq, K. (2009). What good is happiness? *CORE Discussion Paper 2009/17*. Retrieved from http://www.ecore.be/DPs/dp_1238577455.pdf
- Frey, B. S. (2008). *Happiness: a revolution in economics*. MIT press.
- Frey, B. S., & Stutzer, A. (2010). Happiness and public choice. *Public Choice*, 144(3/4), 557–573. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/40835628>
- Frijters, P., Haisken-DeNew, J. P., & Shields, M. A. (2004). Money Does Matter ! Evidence from Increasing Real Income and Life Satisfaction in East Germany Following Reunification. *The American Economic Review*, 94(3), 730–740. Retrieved from <https://www-jstor-org.proxy.bib.ucl.ac.be:2443/stable/3592950?pq-origsite=summon>
- Garfinkel, I., & McLanahan, S. (1986). *Single mothers and their children : a new American dilemma*. Urban Institute Press Washington, D.C.
- Graham, C. (2016). Economics of Happiness. *Palgrave Macmillan (Eds) The New Palgrave Dictionary of Economics*. Retrieved from <http://link.springer.com/10.1057/978-1-349-95121-5>

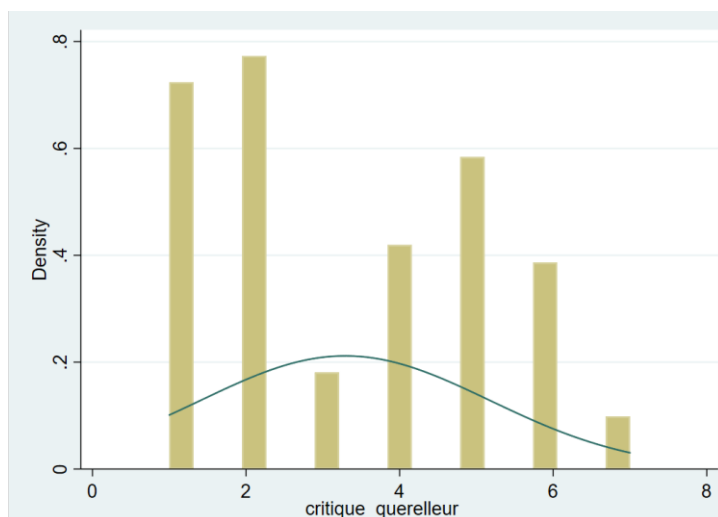
- Groot, W. (2000). Adaptation and scale of reference bias in self-assessments of quality of life. *Journal of Health Economics*, 19(3), 403–420. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(99\)00037-5](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(99)00037-5)
- Helliwell, J. F., & Barrington-Leigh, C. P. (2010). Measuring and understanding subjective well-being. *Canadian Journal Of Economics*, 43(3), 729–753. <https://doi.org/10.1111/j.1540-5982.2010.01592.x>
- Helliwell, J. F., Layard, R., & Sachs, J. (2012). *World Happiness Report*. New-York. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/978099732739.001.0001>
- INSEE. (2016). Famille recomposée. Retrieved May 5, 2018, from <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c1315>
- Kahneman, D., & Deaton, A. (2010). High income improves evaluation of life but not emotional well-being. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 107(38), 16489–16493. <https://doi.org/https://www.jstor.org/stable/pdf/20779694.pdf?r>
- Langlois, S. (2014). Bonheur, bien-être subjectif et sentiment de justice sociale au Québec. *L'Année Sociologique*, 64(2), 389–420. <https://doi.org/10.3917/anso.142.0389>
- Lansford, J. E., Ceballo, R., Abbey, A., & Stewart, A. J. (2001). Does Family Structure Matter ? A Comparison of Stepfather , and Stepmother Households. *Journal of Marriage and Family*, 63(August), 840–851. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2001.00840.x>
- Larousse. (2018a). Bien-être - définitions. Retrieved April 8, 2018, from <https://www.larousse.fr/dictionnaires/francais/bien-être/9159?q=bien+etre#9082>
- Larousse. (2018b). Bonheur - définitions. Retrieved April 8, 2018, from <https://www.larousse.fr/dictionnaires/francais/bonheur/10144>
- Larousse. (2018c). Satisfaction - définitions. Retrieved April 8, 2018, from <https://www.larousse.fr/dictionnaires/francais/satisfaction/71085>
- Layard, R. (2005). Happiness: lessons from a New Science. *New York: The Penguin Press*.
- Levin, K. A., Dallago, L., & Currie, C. (2012). The Association Between Adolescent Life Satisfaction, Family Structure, Family Affluence and Gender Differences in Parent-Child Communication. *Social Indicators Research*, 106(2), 287–305. <https://doi.org/10.1007/s11205-011-9804-y>
- Long, J. S., & Freese, J. (2014). *Regression models for categorical dependent variables using Stata*. Stata Press books.
- Maldonado, L. C., & Nieuwenhuis, R. (2015). Family policies and single parent poverty in 18 OECD countries, 1978–2008. *Community, Work and Family*, 18(4), 395–415. <https://doi.org/10.1080/13668803.2015.1080661>
- Measuring Equivalent Incomes. (n.d.). The Project. Retrieved April 4, 2018, from <https://sites.uclouvain.be/meqin/project.html>
- OCDE. (2011). Families Are Changing. *Doing Better for Families*, 17–53. Retrieved from <http://www.oecd.org/social/family/47701118.pdf>

- OCDE. (2013). *OECD Guidelines on Measuring Subjective Well-being*. Paris: OCDE. Retrieved from <http://www.oecd.org/statistics/oecd-guidelines-on-measuring-subjective-well-being-9789264191655-en.htm>
- OECD Better Life Index. (n.d.). Satisfaction. Retrieved April 28, 2018, from <http://www.oecdbetterlifeindex.org/fr/topics/satisfaction/>
- Oswald, A. J. (1997). Happiness and Economic Performance. *The Economic Journal*, 107(445), 1815–1831. Retrieved from <https://www-jstor-org.proxy.bib.ucl.ac.be:2443/stable/2957911?pq-origsite=summon>
- RTBF. (2017). Les familles monoparentales ont toujours plus de mal à boucler les fins de mois. Retrieved August 10, 2018, from https://www.rtb.be/info/societe/detail_famille-monoparentale-une-misere-rempante?id=9584987
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2001). On Happiness and Human Potentials : A Review of Research on Hedonic and Eudaimonic Well-Being. *Annual Review Of Psychology*, 52(1), 141–166. Retrieved from <http://web.b.ebscohost.com/ehost/pdfviewer/pdfviewer?vid=2&sid=232bd0c5-779e-4578-86ae-32e30f1a199b%40sessionmgr103>
- Sen, A. (1979). Equality of what? *Tanner Lectures on Human Values*, 1, 195–220. Retrieved from https://tannerlectures.utah.edu/_documents/a-to-z/s/sen80.pdf
- Sen, A. (1985). *Commodities and Capabilities*. North-Holland, Amsterdam.
- Spencer, N. (2005). Does material disadvantage explain the increased risk of adverse health, educational, and behavioural outcomes among children in lone parent households in Britain? A cross sectional study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 59(2), 152–157. <https://doi.org/10.1136/jech.2004.020248>
- Stephoe, A., Deaton, A., & Stone, A. A. (2014). Subjective wellbeing, health, and ageing. *Lancet*, 385, 640–648. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)61489-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)61489-0)
- Stevenson, B., & Wolfers, J. (2009). The Paradox of Declining Female Happiness Author. *American Economic Journal: Economic Policy*, 1(2), 190–225. Retrieved from <https://www-jstor-org.proxy.bib.ucl.ac.be:2443/stable/pdf/25760045.pdf>
- Stiglitz, J. E., Sen, A., & Fitoussi, J.-P. (2009). *Richesse des nations et bien-être des individus : Performances économiques et progrès social*. Odile Jacob.
- Stone, A. A., Schwartz, J. E., Broderick, J. E., & Deaton, A. (2010). A snapshot of the age distribution of psychological well-being in the United States. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(22), 9985–9990. <https://doi.org/10.1073/pnas.1003744107>
- Van Doorslaer, E., & Jones, A. M. (2003). Inequalities in self-reported health: Validation of a new approach to measurement. *Journal of Health Economics*, 22(1), 61–87. Retrieved from <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0167629602000802>
- Weimann, J., Knabe, A., & Schöb, R. (2015). *Measuring Happiness. The Economics of Well-Being*. MIT Press.

Annexes

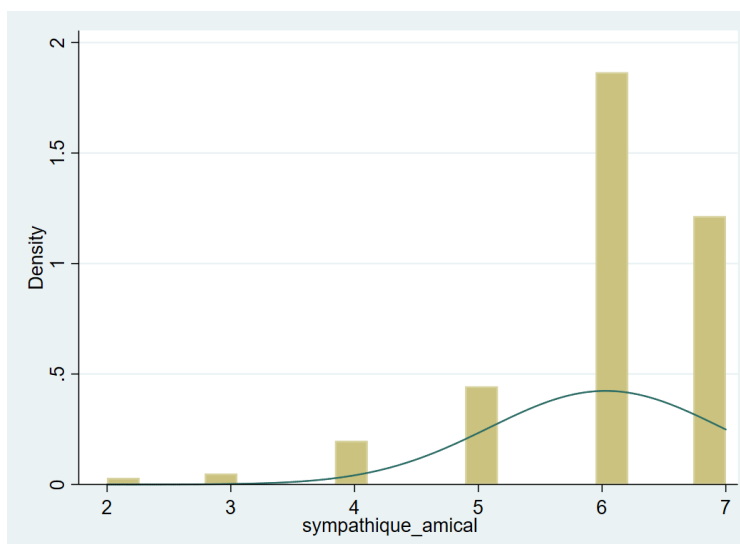
Graphiques

Graphique A-5.1 : Distribution des réponses de la caractéristique « critique, querelleur(-euse) »



Note : graphique résultant de la commande *histogram critique_querelleur, density normal* appliqué à la caractéristique critique, querelleur(-euse). L'évaluation subjective réalisée sur ce trait de caractère est faite sur une échelle allant de 1 (absolument pas d'accord) à 7 (absolument d'accord). Les barres jaunes montrent la densité, et la courbe verte est la densité suivant une loi normale.

Graphique A-5.2 : Distribution des réponses de la caractéristique « sympa, amical(e) »



Note : graphique résultant de la commande *histogram sympathique_amical, density normal* appliqué à la caractéristique sympathique, amical(e). L'évaluation subjective réalisée sur ce trait de caractère est faite sur une échelle allant de 1 (absolument pas d'accord) à 7 (absolument d'accord). Les barres jaunes montrent la densité, et la courbe verte est la densité suivant une loi normale.

Tableaux

Tableau A-5.1. : Nombre de ménages monoparentaux et biparentaux en fonction du nombre d'enfants

	Monoparental				Biparental			Total
nchild	célibataire	séparé	veuf	total	marié	cohabitant	total	
1	24	25	6	55	80	30	110	165
2	19	17	1	37	93	39	132	169
3	3	5	0	8	24	5	29	37
4	0	0	0	0	10	1	11	11
5	0	0	0	0	3	0	3	3
Total	46	47	7	100	210	75	285	385
%	12%	12%	2%	26%	55%	19%	74%	100%

Note : calculs réalisés sur base des données MEqIn

Tableau A-5.2. : Correspondance entre les niveaux d'éducation utilisés dans l'analyse et les niveaux de l'International Standard Classification of Education (ISCED 2011)

Niveaux d'éducation MEqIn	ISCED 2011
<i>Bas</i>	- ISCED 0 : enseignement maternel - ISCED 1 : enseignement primaire
<i>Moyen</i>	- ISCED 2 : enseignement secondaire inférieur - ISCED 3 : enseignement secondaire supérieur
<i>Haut</i>	- ISCED 4 : enseignement postsecondaire non tertiaire - ISCED 5 : enseignement supérieur de cycle court - ISCED 6 : baccalauréat ou niveau équivalent - ISCED 7 : master ou niveau équivalent - ISCED 8 : doctorat ou niveau équivalent

Source : eurostat - Statistics Explained (2016)

Tableau A-5.3. : Tableau descriptif des variables sociodémographiques en fonction du type de ménage

Type de ménage	Monoparental			Biparental			TOTAL
Variables socio-démographique	Nombre	% des ménages totaux	% des ménages monoparentaux	Nombre	% des ménages totaux	% des ménages biparentaux	
Sexe							
Homme	14	4%	14%	160	42%	56%	174
Femme	86	22%	86%	125	32%	44%	211
Total	100	26%	100%	285	74%	100%	385
Age							
18-29	4	1%	4%	12	3%	4%	16
30-39	40	10%	40%	117	30%	41%	157
40-49	42	11%	42%	128	33%	45%	170
50-59	14	4%	14%	28	7%	10%	42
Total	100	26%	100%	285	74%	100%	385
Education							
Bas	9	2%	9%	32	8%	11%	41
Moyen	41	11%	41%	98	25%	34%	139
Haut	50	13%	50%	155	40%	54%	205
Total	100	26%	100%	285	74%	100%	385

Note : chiffres provenant de la base de données MEqIn

Tableau A-5.4. : Régression logistique ordonnée de la variable SAH sur les différents scores de santé

	(1) SAH	(2) SAH
SAH		
sante_generale	0.106*** (0.00849)	1.111*** (0.00944)
invalidite	0.00887 (0.00920)	1.009 (0.00928)
troubles_chroniques	0.00945* (0.00418)	1.009* (0.00422)
bien_etre_physique	0.0126** (0.00483)	1.013** (0.00489)
Situation		
marié	0.0104 (0.300)	1.010 (0.304)
cohabitant	-0.0304 (0.335)	0.970 (0.325)
séparé	-0.146 (0.367)	0.864 (0.317)
veuf	0.272 (0.719)	1.313 (0.943)
sex		
Femme	-0.275 (0.214)	0.760 (0.163)
age		
30-39	-0.00490 (0.419)	0.995 (0.417)
40-49	0.0555 (0.423)	1.057 (0.447)
50-59	0.172 (0.492)	1.188 (0.585)
educ		

	Middle	0.0511 (0.292)	1.052 (0.307)
	High	0.715* (0.302)	2.045* (0.618)
nchild		-0.0979 (0.108)	0.907 (0.0977)
/			
cut1		2.904* (1.295)	2.904* (1.295)
cut2		7.003*** (1.338)	7.003*** (1.338)
cut3		11.32*** (1.424)	11.32*** (1.424)
cut4		14.68*** (1.474)	14.68*** (1.474)
N		522	522
pseudo R ²		0.374	0.374
Écart-types entre parenthèses			
*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001			

Note : résultats d'une régression logistique ordonnée, avec comme variable dépendante le niveau de santé reportée des individus, et comme variables indépendantes les différents scores de santé (« santé générale », « absence d'invalidité », « absence de troubles chroniques », et « bien-être physique »). La première spécification (1) reporte les coefficients de cette régression, tandis que la deuxième spécification (2) reporte les odds ratio de cette régression. Les variables de contrôles sont les variables catégorielles suivantes : la situation personnelle (*situation*), l'âge (*age*), le genre (*sex*), le niveau d'éducation (*educ*) et les traits de caractère. Le nombre d'enfant (*nchild*) est également une variable de contrôle. Leurs variables de référence sont respectivement le fait d'être célibataire, d'être un homme, d'appartenir à la tranche d'âge des 18-29 ans et d'avoir un niveau d'éducation bas. Les résultats des différents traits de caractère ne sont pas repris dans ce tableau étant donné qu'aucune de ces variables n'est significative. Base de données utilisée : MEqIn.

Tableau A-5.5. : Régression logistique ordonnée de la variable Sjob sur les différents scores de travail et le temps de déplacement

	(1) Sjob	(2) Sjob
Sjob		
déplacement	0.0000418 (0.000358)	1.000 (0.000358)
Defi	0.0453*** (0.00644)	1.046*** (0.00674)
Difficile_physique	0.0109 (0.00561)	1.011 (0.00568)
Autonomie	0.0223*** (0.00456)	1.023*** (0.00467)
Difficile_réflexion	0.0178** (0.00553)	1.018** (0.00563)
Situation		
marié	0.0285 (0.316)	1.029 (0.325)
cohabitant	-0.192 (0.344)	0.825 (0.284)
séparé	-0.173 (0.390)	0.841 (0.328)
veuf	-0.267 (0.699)	0.766 (0.535)
sex		
Femme	0.222 (0.208)	1.249 (0.259)
age		
30-39	-0.0101 (0.460)	0.990 (0.455)
40-49	0.129 (0.462)	1.138 (0.526)
50-59	-0.144 (0.520)	0.866 (0.450)

educ			
	Middle	0.0339 (0.321)	1.035 (0.333)
	High	-0.426 (0.321)	0.653 (0.210)
nchild		0.0420 (0.117)	1.043 (0.122)
/			
cut1		1438 (1.439)	1438 (1.439)
cut2		3.029* (1.322)	3.029* (1.322)
cut3		3.736** (1.314)	3.736** (1.314)
cut4		4.142** (1.314)	4.142** (1.314)
cut5		5.004*** (1.316)	5.004*** (1.316)
cut6		6.042*** (1.326)	6.042*** (1.326)
cut7		7.461*** (1.342)	7.461*** (1.342)
cut8		9.460*** (1.366)	9.460*** (1.366)
cut9		11.54*** (1.392)	11.54*** (1.392)
N		432	432
pseudo R ²		0.117	0.117
Écarts-types entre parenthèses			
*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001			

Note : résultats d'une régression logistique ordonnée, avec comme variable dépendante la satisfaction reportée des individus par rapport à leur travail, et comme variables indépendantes les différents scores reflétant la qualité du travail : « travail qui offre des défis et qui a du sens », « travail physiquement exigeant » (plus la valeur de ce score est élevée, moins le travail est pénible), « autonomie dans le travail », et « effort de réflexion ». La variable déplacement représente le temps de déplacement entre le domicile et le lieu de travail. La première spécification (1) reporte les coefficients de cette régression, tandis que la deuxième spécification (2) reporte les odds ratio de cette régression. Les variables de contrôles sont les variables catégorielles suivantes : la situation personnelle (*situation*), l'âge (*age*), le genre (*sex*), le niveau d'éducation (*educ*) et les traits de caractère. Le nombre d'enfants (*nchild*) est également une variable de contrôle. Leurs variables de référence sont respectivement le fait d'être célibataire, d'être un homme, d'appartenir à la tranche d'âge des 18-29 ans et d'avoir un niveau d'éducation bas. Les résultats des différents traits de caractère ne sont pas repris dans ce tableau étant donné qu'aucune de ces variables n'est significative. Base de données utilisée : MEqIn.

Tableau A-5.6. : Régression logistique ordonnée de la variable Shouse sur les différents scores de logement et types de logement

		(1) Shouse	(2) Shouse
Shouse	Propriété		
	Location	-0.688** (0.218)	0.503** (0.110)
	Logement gratuit	1.011 -1.008	2.747 -2.770
	Qualité_logement	0.0319*** (0.00851)	1.032*** (0.00878)
	Taille_logement	0.0163*** (0.00484)	1.016*** (0.00492)
	Qualité_environnement	0.0287*** (0.00580)	1.029*** (0.00597)
	Aménagement_environnement	0.0182*** (0.00505)	1.018*** (0.00514)
	Rel_Soc	0.0316*** (0.00558)	1.032*** (0.00576)
Situation	marié	-0.120 (0.261)	0.887 (0.232)
	cohabitant	-0.491 (0.300)	0.612 (0.183)
	séparé	-0.237 (0.318)	0.789 (0.251)
	veuf	-1.237* (0.623)	0.290* (0.181)
sex	Femme	-0.269 (0.191)	0.764 (0.146)
age	30-39	0.0249 (0.357)	1.025 (0.366)

	40-49	0.153 (0.369)	1.166 (0.430)
	50-59	-0.0777 (0.418)	0.925 (0.387)
educ	Middle	-0.162 (0.256)	0.850 (0.217)
	High	-0.191 (0.265)	0.826 (0.219)
nchild		0.0165 (0.0949)	1.017 (0.0964)
/			
cut1		2.541 (1.500)	2.541 (1.500)
cut2		3.301* (1.324)	3.301* (1.324)
cut3		4.113*** (1.232)	4.113*** (1.232)
cut4		4.904*** (1.185)	4.904*** (1.185)
cut5		6.114*** (1.163)	6.114*** (1.163)
cut6		7.301*** (1.170)	7.301*** (1.170)
cut7		9.214*** (1.198)	9.214*** (1.198)
cut8		11.53*** (1.232)	11.53*** (1.232)
cut9		13.83*** (1.260)	13.83*** (1.260)
N		540	
pseudo R ²		0.172	
Écarts-types entre parenthèses			
*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001			

Note : résultats d'une régression logistique ordonnée, avec comme variable dépendante la satisfaction reportée des individus par rapport à leur logement, et comme variables indépendantes les différents scores reflétant la qualité du logement : « qualité du logement », « taille du logement », « qualité de l'environnement immédiat du logement », « aménagements dans l'environnement immédiat du logement » et « les relations sociales ». Une variable dummy a été ajoutée pour prendre en compte le fait d'être propriétaire du logement, d'en être locataire ou d'avoir accès à un logement gratuit. La variable de référence est le fait d'être propriétaire du logement. La première spécification (1) reporte les coefficients de cette régression, tandis que la deuxième spécification (2) reporte les odds ratio de cette régression. Les variables de contrôles sont les variables catégorielles suivantes : la situation personnelle (*situation*), l'âge (*age*), le genre (*sex*), le niveau d'éducation (*educ*) et les traits de caractère. Le nombre

d'enfants (*nchild*) est également une variable de contrôle. Leurs variables de référence sont respectivement le fait d'être célibataire, d'être un homme, d'appartenir à la tranche d'âge des 18-29 ans et d'avoir un niveau d'éducation bas. Les résultats des différents traits de caractère ne sont pas repris dans ce tableau étant donné qu'aucune de ces variables n'est significative. Base de données utilisée : MEqIn.

Tableau A-5.7. : Tableau descriptif des dimensions du bien-être des ménages monoparentaux et biparentaux

Type de ménage/Dimensions du bien-être		Monoparental			Biparental			Ensemble		
		<i>moyenne</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>moyenne</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>moyenne</i>	<i>min</i>	<i>max</i>
Revenu disponible		1209,98	409,49	4864,79	1636,33	320,80	6525,92	1525,59	320,80	6525,92
Santé	<i>satisfaction</i>	64,97	10,13	97,12	68,32	5,76	100	67,44	5,76	100
	<i>score moyen</i>	77,57	20,75	100	80,51	11,25	100	82,02	11,25	100
Qualité travail	<i>satisfaction</i>	79,00	23,00	94,88	79,56	11,37	100	79,42	11,37	100
	<i>score moyen</i>	65,21	35,96	84,00	65,86	26,17	83,88	65,69	26,17	84,00
Qualité logement	<i>satisfaction</i>	76,87	21,52	100	78,84	36,05	99,01	78,33	21,52	100
	<i>score moyen</i>	62,73	8,54	97,26	59,29	12,20	100	60,18	8,54	100

Note : Chiffres et calculs réalisés sur base des données MEqIn. « Satisfaction » fait référence à la première méthode utilisée pour évaluer la dimension, basée sur la régression logistique ordonnée de la satisfaction par rapport à la dimension étudiée sur les scores objectifs liés à cette dimension. Les lignes « score moyen » présentent les différents résultats obtenus via la moyenne individuelle appliquée à chaque score objectif de la dimension.

Tableau A-6.1. : Résultats de la commande boxcox appliquée à la régression de la satisfaction de vie sur les différentes dimensions du bien-être et les variables sociodémographiques

SV1	Coefficient	Écart-type	
Lambda	- 0.333	(0.320)	
Estimates of scale-variant parameters			
No trans	Coefficient	chi2 (df)	
situation	- 0.09	(1.502)	
age	- 0.071	(0.669)	
educ	0.056	(0.311)	
sex	0.038	(0.078)	
nchild	0.041	(0.254)	
cons	- 38.348		

Trans			
y	3.530 *	(1.502)	
h	1.910 **	(10.000)	
job	4.614 ***	(19.030)	
house	9.879 ***	(41.996)	
sigma	1.232		

Test H0:	Restricted log likelihood	LR statistic chi2	P-value Prob > chi2
lambda = -1	- 629.145	4.88	0.027
lambda = 0	- 627.191	0.97	0.325
lambda = 1	- 632.041	10.67	0.001

Nombre obs. 385			

*p<0.05,		***p<0.001	

Note : résultats de la commande BoxCox (rhonly) qui applique la transformation aux variables indépendantes uniquement. Cette commande a pour but de trouver les estimations via la technique du maximum de vraisemblance aux paramètres de la transformation Box-Cox. Dans ce cas, les variables *situation*, *age*, *educ*, *sex* et *nchild* ne sont pas transformées, alors que les variables *y*, *h*, *job* et *house* subissent une transformation Box Cox avec le paramètre λ .

Tableau A-6.2. : Résultats des différentes régressions estimant les équations (7) et (8), dont la variable indépendante est la satisfaction de vie et les variables dépendantes sont les différentes dimensions du bien-être et variables sociodémographiques en colonnes (1) et (2), et incluant les termes d'interaction en colonnes (3) et (4)

Première méthode	(1) s	(2) s	(3) s	(4) s	Deuxième méthode	(1) s	(2) s	(3) s	(4) s
main					main				
y_ln	0.294 (0.216)	0.222 (0.146)	2.607 (1.803)	1.798 (1.226)	y_ln	0.274 (0.217)	0.207 (0.147)	2.771 (1.779)	2.316 (1.194)
h_ln	0.596 (0.335)	0.506** (0.193)	1.175 (3.209)	1.497 (2.129)	H_ln	0.668 (0.402)	0.751** (0.243)	7.352 (4.233)	4.541 (2.639)
job_ln	1.740*** (0.453)	1.387*** (0.299)	5.710 (3.320)	3.746 (2.282)	JOB_ln	2.218*** (0.550)	1.583*** (0.358)	4.377 (5.363)	2.187 (3.394)
house_ln	3.355*** (0.620)	2.212*** (0.410)	4.752 (8.431)	1.726 (5.688)	HOUSE_ln	4.172*** (0.893)	2.882*** (0.591)	-0.694 (9.237)	1.516 (5.630)
situation					situation				
marié	0.870** (0.329)	0.513* (0.219)	27.79* (12.19)	19.75* (7.683)	marié	1.035** (0.328)	0.623** (0.220)	26.86 (15.01)	22.46* (9.825)
cohabitant	0.425 (0.360)	0.305 (0.242)	28.77* (13.22)	19.16* (8.452)	cohabitant	0.476 (0.361)	0.345 (0.244)	25.69 (16.00)	20.98* (10.56)
séparé	0.0138 (0.388)	0.0249 (0.265)	30.96* (14.00)	18.40* (9.219)	séparé	-0.0626 (0.385)	-0.0327 (0.266)	20.97 (18.37)	16.75 (12.16)
veuf	-0.241 (0.696)	-0.0590 (0.511)	-74.33 (393.3)	-32.26 (279.8)	veuf	-0.410 (0.690)	-0.194 (0.512)	-26.47 (57.95)	-7.839 (42.73)

sex						sex					
	Femme	0.234 (0.224)	0.233 (0.149)	4.029 (8.555)	4.889 (5.530)		Femme	0.235 (0.221)	0.237 (0.149)	8.330 (10.27)	7.947 (6.734)
age						age					
	30-39	0.00650 (0.514)	0.0483 (0.339)	-10.35 (25.42)	-8.409 (17.04)		30-39	0.00350 (0.512)	0.0577 (0.342)	-12.22 (26.43)	-6.434 (17.77)
	40-49	-0.313 (0.514)	-0.139 (0.339)	-14.42 (25.77)	-8.136 (17.30)		40-49	-0.119 (0.513)	0.00936 (0.342)	-16.02 (26.77)	-4.775 (18.03)
	50-59	0.145 (0.575)	0.166 (0.380)	-16.77 (28.73)	-7.043 (19.31)		50-59	0.298 (0.577)	0.305 (0.384)	-30.13 (33.77)	-10.83 (22.08)
educ						educ					
	Middle	0.675 (0.354)	0.541* (0.227)	25.28 (13.12)	12.11 (8.551)		Middle	0.747* (0.351)	0.622** (0.228)	20.23 (17.63)	11.41 (11.56)
	High	0.302 (0.357)	0.316 (0.232)	22.41 (12.30)	12.06 (7.981)		High	0.239 (0.351)	0.308 (0.231)	22.32 (17.14)	12.97 (11.22)
nchild		0.00896 (0.131)	0.0443 (0.0848)	0.0159 (0.137)	0.0177 (0.0875)	nchild		0.0428 (0.130)	0.0568 (0.0850)	0.00195 (0.136)	0.0232 (0.0866)
extraverti_enthousiaste		0.103 (0.0727)	0.0843 (0.0490)	0.0974 (0.0774)	0.0621 (0.0503)	extraverti_enthousiaste		0.149* (0.0721)	0.107* (0.0489)	0.147 (0.0767)	0.0913 (0.0499)
critique_querelleur		-0.0234 (0.0538)	0.0122 (0.0357)	-0.0805 (0.0595)	-0.0267 (0.0379)	critique_querelleur		-0.00478 (0.0536)	0.0236 (0.0357)	-0.0410 (0.0587)	-0.00722 (0.0378)
rigoureux_discipliné		-0.000763 (0.0778)	-0.0289 (0.0514)	-0.00993 (0.0856)	-0.0543 (0.0543)	rigoureux_discipliné		0.0115 (0.0770)	-0.00903 (0.0512)	-0.0110 (0.0838)	-0.0525 (0.0532)
anxieux_pertecontenance		-0.0643	-0.000449	-0.0386	0.00543	anxieux_pertecontenance		-0.101	-0.0229	-0.105	-0.0243

	(0.0633)	(0.0421)	(0.0679)	(0.0435)		(0.0621)	(0.0416)	(0.0665)	(0.0431)
expérience_imagination	0.0560 (0.0754)	0.0331 (0.0509)	0.0838 (0.0815)	0.0520 (0.0534)	expérience_imagination	0.0352 (0.0752)	0.0287 (0.0511)	0.0580 (0.0795)	0.0374 (0.0533)
réservé_calme	0.00635 (0.0586)	0.0336 (0.0385)	0.0246 (0.0632)	0.0204 (0.0409)	réservé_calme	0.0252 (0.0574)	0.0364 (0.0379)	0.00972 (0.0617)	0.00847 (0.0400)
sympathique_amical	-0.185 (0.112)	-0.124 (0.0711)	-0.257* (0.119)	-0.154* (0.0728)	sympathique_amical	-0.131 (0.112)	-0.0926 (0.0715)	-0.192 (0.118)	-0.101 (0.0736)
paresseux_facilité	0.0892 (0.0671)	0.0607 (0.0461)	0.150* (0.0730)	0.0834 (0.0479)	paresseux_facilité	0.0815 (0.0668)	0.0546 (0.0462)	0.0995 (0.0714)	0.0559 (0.0476)
calme_stable	0.209** (0.0737)	0.128** (0.0483)	0.211* (0.0848)	0.120* (0.0535)	calme_stable	0.243*** (0.0732)	0.153** (0.0480)	0.227** (0.0809)	0.128* (0.0518)
peuart_peucréatif	0.00469 (0.0510)	0.00142 (0.0340)	-0.0279 (0.0551)	-0.0149 (0.0351)	peuart_peucréatif	0.0275 (0.0506)	0.0131 (0.0340)	-0.000765 (0.0544)	0.000130 (0.0353)
croyant	0.00722 (0.0313)	0.00149 (0.0208)	0.0160 (0.0334)	0.0130 (0.0215)	croyant	0.00879 (0.0313)	0.00380 (0.0209)	0.0248 (0.0337)	0.0176 (0.0218)
situation#c.y_In					situation#c.y_In				
marié			-1.927 (1.007)	-1.037 (0.669)	marié			-1.444 (1.025)	-1.017 (0.664)
cohabitant			-1.638 (1.078)	-0.748 (0.719)	cohabitant			-1.128 (1.094)	-0.655 (0.707)
séparé			-1.103	-0.582	séparé			-0.692	-0.597

		(1.158)	(0.782)			(1.197)	(0.793)
	veuf	4.742	2.264		veuf	0.252	0.190
		(24.46)	(17.36)			(4.262)	(3.091)
age#c.y_In				age#c.y_In			
	30-39	1.068	0.416		30-39	0.487	-0.102
		(1.277)	(0.891)			(1.310)	(0.903)
	40-49	0.300	0.0796		40-49	0.105	-0.210
		(1.312)	(0.911)			(1.345)	(0.924)
	50-59	1.324	0.571		50-59	1.067	0.181
		(1.408)	(0.979)			(1.465)	(1.000)
educ#c.y_In				educ#c.y_In			
	Middle	-0.878	-0.826		Middle	-1.271	-1.066*
		(0.836)	(0.538)			(0.832)	(0.537)
	High	-1.081	-0.807		High	-1.516*	-1.004*
		(0.739)	(0.489)			(0.734)	(0.485)
sex#c.y_In				sex#c.y_In			
	Femme	-0.639	-0.429		Femme	-0.445	-0.375
		(0.489)	(0.317)			(0.485)	(0.319)
situation#c.h_In				situation#c.H_In			
	marié	1.315	0.650		marié	-0.473	-0.234
		(1.014)	(0.576)			(1.428)	(0.785)
	cohabitant	1.933	1.036		cohabitant	1.289	0.803
		(1.144)	(0.671)			(1.549)	(0.847)
	séparé	2.073	0.980		séparé	0.700	0.299
		(1.211)	(0.718)			(1.659)	(0.986)

age#c.h_In	veuf	17.14 (64.10)	8.537 (45.72)	age#c.H_In	veuf	8.196 (8.340)	4.398 (6.196)
	30-39	-1.923 (2.988)	-1.397 (2.003)		30-39	-6.209 (4.014)	-3.180 (2.504)
	40-49	-0.532 (2.931)	-0.738 (1.985)		40-49	-5.179 (3.937)	-2.958 (2.483)
	50-59	-2.712 (3.024)	-1.723 (2.032)		50-59	-7.309 (4.028)	-4.049 (2.528)
educ#c.h_In	Middle	-0.752 (1.121)	-0.615 (0.712)	educ#c.H_In	Middle	-1.350 (1.302)	-0.956 (0.840)
	High	1.148 (1.071)	0.475 (0.672)		High	0.975 (1.233)	0.440 (0.793)
sex#c.h_In	Femme	-1.486* (0.740)	-0.905* (0.445)	sex#c.H_In	Femme	-2.220* (0.987)	-1.236* (0.589)
	situation#c.job_In				situation#c.JOB_In		
	marié	-2.120 (1.647)	-1.342 (1.121)		marié	-1.555 (2.228)	-1.012 (1.512)
	cohabitant	-6.189** (2.296)	-3.437* (1.483)		cohabitant	-2.995 (2.591)	-2.222 (1.710)
	séparé	-5.387* (2.395)	-2.685 (1.659)		séparé	-2.741 (2.754)	-1.306 (1.895)

	veuf		-2.399 (8.451)	-1.823 (5.972)		veuf		-2.679 (4.188)	-1.760 (3.015)
age#c.job_In					age#c.JOB_In				
	30-39		1.535 (3.466)	0.315 (2.317)		30-39		-0.250 (4.734)	0.702 (3.034)
	40-49		0.567 (3.428)	-0.849 (2.295)		40-49		-0.938 (4.799)	-0.417 (3.057)
	50-59		-1.746 (4.167)	-2.081 (2.811)		50-59		-0.229 (5.185)	-0.145 (3.289)
educ#c.job_In					educ#c.JOB_In				
	Middle		-2.874 (2.000)	-0.615 (1.256)		Middle		1.303 (2.181)	1.438 (1.338)
	High		-1.573 (1.997)	-0.371 (1.291)		High		2.210 (2.116)	1.322 (1.356)
sex#c.job_In					sex#c.JOB_In				
	Femme		1.261 (1.258)	0.566 (0.796)		Femme		-1.201 (1.339)	-0.853 (0.833)
situation#c.house_In					situation#c.HOUSE_In				
	marié		-2.177 (1.926)	-2.015 (1.258)		marié		-1.668 (2.763)	-2.213 (1.781)
	cohabitant		0.483 (2.315)	-0.674 (1.484)		cohabitant		-2.525 (3.061)	-2.449 (1.987)
	séparé		-1.917 (1.995)	-1.535 (1.353)		séparé		-1.902 (3.444)	-2.006 (2.256)
	veuf		-5.225	-2.905		veuf		-0.304	-1.416

age#c.house_In			(20.75)	(14.89)	age#c.HOUSE_In			(9.210)	(6.786)
30-39			0.898 (8.063)	2.238 (5.422)	30-39			8.559 (8.832)	4.222 (5.223)
40-49			2.638 (8.148)	3.214 (5.490)	40-49			9.635 (8.832)	4.830 (5.258)
50-59			6.001 (8.409)	4.397 (5.698)	50-59			12.84 (9.678)	6.483 (5.822)
educ#c.house_In					educ#c.HOUSE_In				
Middle			-0.653 (2.299)	-0.170 (1.536)	Middle			-2.309 (3.199)	-1.178 (2.137)
High			-2.879 (2.216)	-1.516 (1.452)	High			-5.735 (3.131)	-3.010 (2.071)
sex#c.house_In					sex#c.HOUSE_In				
Femme			0.339 (1.621)	-0.0758 (1.047)	Femme			2.275 (2.031)	0.892 (1.337)
_cons		-12.42*** (2.431)		-34.93 (18.88)	_cons		-17.49*** (3.237)		-44.64* (20.71)
/					/				
cut1	21.43*** (3.859)		61.27* (28.60)		cut1	27.97*** (5.070)		59.88 (31.22)	
cut2	22.13*** (3.796)		62.19* (28.60)		cut2	28.67*** (5.023)		60.85 (31.22)	
cut3	22.60*** (3.789)		62.96* (28.59)		cut3	29.10*** (5.012)		61.61* (31.23)	
cut4	23.26***		64.01*		cut4	29.67***		62.62*	

cut5	(3.801) 24.34***		(28.61) 65.51*		cut5	(5.009) 30.68***		(31.27) 64.16*	
cut6	(3.812) 25.42***		(28.65) 66.74*		cut6	(5.010) 31.73***		(31.32) 65.41*	
cut7	(3.832) 26.70***		(28.66) 68.14*		cut7	(5.024) 32.96***		(31.34) 66.76*	
cut8	(3.862) 28.32***		(28.67) 69.92*		cut8	(5.048) 34.54***		(31.34) 68.47*	
cut9	(3.894) 30.22***		(28.68) 71.95*		cut9	(5.077) 36.46***		(31.35) 70.48*	
cut10	(3.918) 31.83***		(28.68) 73.63*		cut10	(5.102) 38.08***		(31.35) 72.17*	
	(3.928)		(28.69)			(5.113)		(31.35)	
N	385	385	385	385	N	385	385	385	385
adj. R ²		0.253		0.290	adj.		0.240		0.276
pseudo R ²	0.098		0.140		pseudo	0.092		0.131	
Standard errors in parentheses					Standard errors in parentheses				
*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001					*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001				

Note : Ce tableau présente le résultat quatre régression différentes, dont la variable indépendante est la satisfaction de vie et les variables indépendantes sont les différentes dimensions du bien-être et les variables sociodémographiques et de contrôle. Il y a premièrement une distinction selon le fait que les dimensions du bien-être aient été construites sur base des régressions de la satisfaction de la dimension sur les différentes variables objectives ou selon le fait que les dimensions du bien-être aient été construites par l'agrégation des différentes variables en un score moyen. Les colonnes (1) présentent les résultats du modèle logistique ordonnée sans termes d'interaction, les colonnes (2) présentes les résultats obtenus par une régression OLS, et les colonnes (3) et (4) présentent les résultats des deux derniers modèles respectivement en incluant les différents termes d'interaction. Les variables de contrôles sont les variables catégorielles suivantes : la situation personnelle (*situation*), l'âge (*age*), le genre (*sex*), le niveau d'éducation (*educ*) et les traits de caractère. Ce sont ces variables qui sont utilisées pour construire les interactions avec les différentes dimensions du bien-être. Le nombre d'enfants (*nchild*) les différents traits de caractère sont également des variables de contrôle

