

Université de Montréal

**Evaluation des liens entre l'indice de la qualité alimentaire
globale C-HEI, des paramètres nutritionnels et
anthropométriques et des indicateurs de santé dans la
cohorte « NuAge »**

Par

Imen Ben Hmida

Département de nutrition

Faculté de Médecine

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures en vue de l'obtention du grade de
Maîtrise en sciences en nutrition

Septembre 2013

©Imen Ben Hmida

Sous la direction de

Bryna Shatenstein, PhD, P. Dt.

RÉSUMÉ

Introduction: Plusieurs indices de qualité alimentaire globale ont été élaborés en misant sur la consommation de certains nutriments ou aliments, ou des groupes d'aliments. Les indices de la qualité alimentaire globale sont en mesure d'évaluer de manière intégrée les aspects recherchés d'une bonne alimentation. C'est dans ce cadre que le Canadian Healthy Eating Index (C-HEI) a été développé pour évaluer le degré auquel les apports alimentaires des individus rencontrent les consignes du guide alimentaire canadien et les Recommandations nutritionnelles canadiennes.

Objectif: Évaluer les liens entre l'indice de la qualité alimentaire globale C-HEI calculé à partir de la moyenne de trois rappels alimentaires de 24 heures et des paramètres nutritionnels, anthropométriques et des indicateurs de santé au recrutement (T1) dans l'étude longitudinale québécoise sur la nutrition et le vieillissement réussi (NuAge).

Méthodologie: Des analyses bivariées (coefficients de corrélation, tableaux croisés et la statistique khi deux) ont été réalisées afin de déterminer les associations entre le score total C-HEI et certaines variables nutritionnelles, anthropométriques et le nombre de maladies chroniques.

Résultats et discussion: Les participants ont rencontré ou dépassé la plupart de leurs apports nutritionnels de référence. Le C-HEI n'a pas été fortement corrélé aux nutriments individuels ($r_s = 0,14-0,52$, $p < 0,01$). Le C-HEI total était significativement associé aux recommandations canadiennes pour l'apport en fibres ($r_s = 0,51$), le % d'énergie provenant des lipides ($r_s = -0,60$) et des acides gras saturés ($r_s = -0,59$), $p < 0,01$. De plus, la suffisance en protéines et en énergie est augmentée lorsqu'on passait du Q1 (plus faible) à Q4 (plus élevé) du C-HEI ($p < 0,05$). De même, les proportions des sujets ayant des mesures anthropométriques associées aux risques accrus pour la santé sont diminuées en passant du Q1 au Q4 ($p < 0,05$), témoignant ainsi des liens entre une alimentation de bonne qualité et la protection des risques de santé associés à l'embonpoint et à l'obésité.

Conclusion : Les résultats de cette recherche ont fourni des preuves additionnelles sur le lien entre le score C-HEI et certains paramètres nutritionnels et anthropométriques d'intérêt, et ce, provenant des

données alimentaires quantitatives colligées au sein d'une population âgée vivant dans la communauté. **Mots clés :** Indice de qualité alimentaire, C-HEI, rappel alimentaire de 24-heures, personnes âgées

ABSTRACT

Introduction: Several diet quality indicators have been developed based on nutrient intakes, foods or food groupings, or a combination of nutrient and foods. Measures of overall diet quality consider numerous aspects of dietary intake. It is within this framework that the Canadian Healthy Eating Index (C-HEI) was adapted to Canadian dietary and nutritional guidance using Canada's Food Guide and Nutrition recommendations for Canadians. **Objectives:** To determine the links between the C-HEI using the mean of three 24-hour diet recalls, and certain health outcomes at entry into the study (T1). The analyses were carried out using data collected from participants in the Quebec Longitudinal Study on Nutrition and Successful Aging (NuAge). **Methodology:** Bivariate analyses (Spearman correlation, cross-tabulation and chi-square) were carried out to assess relationships between nutritional and anthropometric variables, the number of chronic disease and the C-HEI. **Results and Discussion:** Participants met or exceeded most Dietary Reference Intakes (DRI). The C-HEI did not show consistent relationships with individual nutrients ($r_s = 0.14-0.52$, $p < 0.01$). However, selected sub-scores of the C-HEI reflect attainment of Canada's Food Guide recommendations, showing a strong association with dietary fiber intakes ($r_s = 0.51$) and nutrition recommendations addressing percent energy as fat ($r_s = -0.60$) and as saturated fat ($r_s = -0.59$), $p < 0.01$. Energy and protein adequacy increased from Q1 to Q4 of C-HEI ($p < 0.05$). In addition, proportions of subjects with anthropometric measures associated with a health risk decreased from quartiles Q1 to Q4 ($p < 0.05$), attesting to links between good diet quality and lower health risks associated with overweight and obesity. **Conclusion:** The C-HEI discriminates overall diet quality based on dietary data collected from 24HR, providing further evidence on the links between the C-HEI and selected nutritional and anthropometric parameters as applied to quantitative dietary data obtained from community-dwelling older adults.

Key words: Diet quality index, C-HEI, 24 hour recall, elderly.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	iv
ABSTRACT.....	vi
LISTE DES TABLEAUX.....	xi
LISTE DES ABRÉVIATIONS.....	xiii
LISTE DES ANNEXES.....	xiv
1. INTRODUCTION	1
2. REVUE DE LA LITTERATURE.....	4
2.1. Alimentation et vieillissement	4
2.1.1. Concept de la saine alimentation	4
2.1.2. Processus de vieillissement et la prise alimentaire	6
2.1.3. Rôle de l'alimentation sur le vieillissement.....	12
2.2. Outils de mesure de la consommation alimentaire	14
2.2.1. Méthodes prospectives : Exemples, propriétés et applications.....	16
2.2.2. Méthodes rétrospectives : Exemples, propriétés et applications.....	18
2.3. Qualité de mesure des outils	26
2.3.1. Fiabilité	27
2.3.2. Validité.....	32
2.4. Indices de qualité alimentaire globale.....	36
2.4.1. Caractérisation et objectif d'un indice de qualité alimentaire globale.....	36
2.4.2. Exemples d'indices de mesure de qualité alimentaire globale	41
3. OBJECTIFS DE RECHERCHE	46

3.1. Hypothèse et objectif principal	46
3.2. Objectifs secondaires	46
4. MÉTHODOLOGIE.....	48
4.1. Population cible.....	48
4.2. Aspects éthiques.....	48
4.3. Définition des variables d'intérêt.....	48
4.4. Analyse de données.....	51
4.4.1. Caractéristiques de l'échantillon.....	52
4.4.2. Forme de distribution du C-HEI et sous -scores.....	52
4.4.3. Analyses bivariées.....	52
5. RÉSULTATS	55
5.1 Caractéristiques de l'échantillon.....	55
5.3. Score total C-HEI et sous-scores	62
5.4. Associations entre le score total C-HEI et sous-scores et les nutriments individuels.....	65
5.5. Associations entre le score total C-HEI et apports en énergie et en protéines.....	67
5.5.1 Énergie	67
5.5.2 Protéines.....	69
5.5.3. Associations entre C-HEI et paramètres anthropométriques	71
5.5.4. Associations entre C-HEI et maladies chroniques.....	77
6. DISCUSSION	78
7. CONCLUSION.....	93
ANNEXES	109

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Classification du risque pour la santé en fonction de l'indice de masse corporelle (IMC) adapté de (Santé Canada, 2003)	53
Tableau 2 : Points de coupure du tour de taille et du ratio taille/hanche en fonction du risque de complication métaboliques (OMS, 2008).....	54
Tableau 3 : Caractéristiques sociodémographiques, comportement alimentaire et style de vie des participants au recrutement par le sexe	57
Tableau 4 : Caractéristiques sociodémographiques, comportement alimentaire et style de vie des participants au recrutement par groupe d'âge (ans)	58
Tableau 5 : Apports moyens (\pm écart type) journaliers des participants par sexe	60
Tableau 6 : Apports moyens journaliers en nutriments des participants par groupe d'âge (ans).....	61
Tableau 7 : Distribution du score total C-HEI et sous- scores par sexe.....	63
Tableau 8 : Distribution du score total C-HEI et sous-scores par groupe d'âge (ans).....	64
Tableau 9 : Association entre le score total C-HEI et les nutriments individuels estimés par les 3 Rappels de 24-heures (R24H)	66
Tableau 10 : Association entre le score total C-HEI et sous-scores et certaines recommandations nutritionnelles canadiennes.....	67
Tableau 11 : Distribution de la suffisance en énergie par sexe.....	68
Tableau 12 : Distribution de la suffisance en énergie par groupe d'âge (ans).....	68
Tableau 13 : Distribution de la suffisance en énergie par quartile du score total C-HEI	68
Tableau 14 : Moyennes des apports en énergie par sexe et par groupe d'âge (ans) selon les quartiles du score total C-HEI.....	69
Tableau 15 : Distribution de la suffisance en protéines par sexe.....	70

Tableau 16 : Distribution de la suffisance en protéines par groupe d'âge (ans).....	70
Tableau 17 : Distribution de la suffisance en apport protéique par quartile du score total C-HEI.....	70
Tableau 18 : Apports en protéines par groupe d'âge (ans) et par quartile du score total C-HEI chez les hommes et chez les femmes	71
Tableau 19 : Distribution des sujets en fonction des catégories de l'IMC par quartile du C-HEI.....	72
Tableau 20 : IMC par quartiles du score total C-HEI et par sexe	72
Tableau 21 : Score total C-HEI par catégorie d'IMC et par sexe	72
Tableau 22 : Distribution des sujets en fonction du tour de taille par quartile du score total C-HEI	73
Tableau 23 : Tour de taille par quartile du score total C-HEI.....	74
Tableau 24 : Score total C-HEI par catégorie de tour de taille et par sexe.....	74
Tableau 25 : Score total C-HEI par catégorie de tour de taille et par groupe d'âge (ans).....	74
Tableau 26 : Distribution des sujets en fonction des catégories du rapport taille : hanche selon les quartiles du C-HEI.....	76
Tableau 27 : Rapport taille : hanche par quartile du C-HEI	76
Tableau 28 : Score total C-HEI par catégorie de ratio et par sexe.....	76
Tableau 29 : Score total C-HEI par catégorie de ratio et par groupe d'âge (ans).....	76
Tableau 30 : Score total C-HEI par nombre de maladies et par sexe	77
Tableau 31 : Score total C-HEI par nombre de maladies et par groupe d'âge (ans)	77

LISTE DES ABRÉVIATIONS

C-HEI	Canadian Healthy Eating Index
DQI	Diet Quality Index
DQI-R	Diet Quality Index Revised
EQN	Enquête québécoise sur la nutrition
GAC	Guide alimentaire canadien
HD	Histoire diététique
HDI	Healthy Diet Indicator
HEI	Healthy Eating Index
IUGM	Institut universitaire de gériatrie de Montréal
IUGS	Institut universitaire de gériatrie de Sherbrooke
JA	Journal alimentaire
Kcal	Kilocalories
MDS	Mediterranean Diet Score
MDS-R	Mediterranean Diet Score Revised
NHANES	National Health and Nutrition Examination Survey
OARS	Older American Resources and Services Questionnaires
PASE	Physical Activity Scale for Elderly
QF	Questionnaire de fréquence alimentaire
RAMQ	Régie de l'assurance maladie du Québec
R24H	Rappel de 24 heures
SPSS	Statistical Package for Social Sciences Inc.
USDA	United States Department of Agriculture

LISTE DES ANNEXES

Annexe 1: Composantes du score C-HEI	109
Annexe 2 : Distribution du score total C-HEI.....	111
Annexe 3: Apports nutritionnels de référence	116

Dédicaces

Je dédie ce travail à mes chers parents Neziha et Mohamed Ali en signe de ma gratitude pour toute la patience et les sacrifices qu'ils m'ont consentis, à mon cher époux Skander pour son précieux soutien et appui ainsi qu'à mes deux adorables fils Ahmed et Adam.

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier mes parents Neziha et Mohamed Ali, mon très cher mari Skander ainsi que mes adorables sœurs Amira et Rania de m'avoir soutenu pour réussir ma maîtrise.

Je remercie également ma directrice de recherche, Docteure Bryna Shatenstein, de m'avoir financé, encadré et encouragé tout au long de ma maîtrise. En particulier, je suis très reconnaissante à Docteure Shatenstein d'avoir contribué à l'amélioration de mes connaissances. Je demeure pour toujours plein de gratitude envers Docteure Shatenstein qui m'a toujours fascinée par sa patience et sa générosité. Je tiens à lui faire part de mon profond respect et ma grande admiration.

Mes remerciements s'étendent au Président du Jury, Docteur Olivier Receveur et au membre du jury Docteur Geneviève Mailhot d'avoir accepté de faire partie de mon jury.

Je remercie tous ceux qui m'ont aidé dans l'accomplissement de ma maîtrise dont en particulier Berna Rahi, étudiante au doctorat pour son soutien, sa générosité, son précieux temps, ses conseils judicieux et ses encouragements.

Je tiens également à remercier Francine Giroux, statisticienne, pour son aide et soutien en matière des analyses statistiques et Mira Jabbour, pour son expertise en matière d'analyse nutritionnelle de même que leur disponibilité et générosité, ainsi que tout le personnel du CRIUGM pour leurs amitiés.

Un grand Merci à l'équipe de l'informatique du CRIUGM Johane, Marc, Marcelo et Dominic pour leur support et disponibilité.

Je tiens à remercier également Monsieur Jean Pierre Lefèbvre, TGDE, études supérieures, département de nutrition, pour son aide et son soutien tout au long de mon cheminement.

1. INTRODUCTION

De nos jours, la santé occupe une place centrale et représente une source de bien-être humain. Il est indéniable que la consommation de tabac, d'alcool et l'activité physique influencent de façon importante l'état de santé des individus. Néanmoins, le rôle de l'alimentation dans la préservation de la santé demeure primordial, particulièrement dans la prévention des facteurs de risque de maladies chroniques.

Ces maladies sont un véritable fléau et présentent des conséquences considérables. Certes, un individu exempt de maladie chronique présente une meilleure qualité de vie que celui atteint d'une ou plusieurs maladies. En conséquence, prévenir l'apparition de ces affections ou retarder leur émergence à un âge assez avancé de la vie constitue un défi majeur.

L'étiologie de ces maladies est complexe du fait que plusieurs facteurs contribuent à son émergence. Néanmoins, bien qu'il existe des facteurs non modifiables responsables de la maladie tels que l'âge, l'hérédité et le vieillissement, l'OMS a établi des facteurs de risque modifiables sur lesquels on pourrait agir pour diminuer la charge croissante de morbidité et de mortalité dues à ces maladies chroniques. Ces facteurs de risque modifiables sont le tabagisme, l'activité physique et l'alimentation. Toutefois, de plus en plus de preuves plaident en faveur du rôle potentiel de l'alimentation quant au maintien d'une bonne santé. Une consommation régulière de céréales de grains entiers, de légumes, légumineuses et de fruits présente des effets bénéfiques, particulièrement dans la prévention de l'obésité, du diabète, des maladies cardiovasculaires et différents types de cancer . En revanche, une alimentation riche en viande rouge, viandes transformées, grains raffinés, croustilles, sucreries, et desserts sucrés augmente le risque de mortalité par le cancer et les maladies cardiovasculaires (Heidemann, et al., 2008).

Cependant, afin d'élucider les relations entre l'alimentation et l'état de santé des populations, il est important d'évaluer la qualité globale de leur diète. Dans la littérature, on distingue deux types d'approches de mesure de qualité alimentaire globale: les méthodes *a posteriori*, par exemple l'analyse factorielle ou en grappe, qui sont des approches statistiques appliquées sur des données alimentaires qui permettent de dégager des schémas alimentaires caractérisant les habitudes alimentaires des individus et les méthodes *a priori* qui visent à évaluer à quel point l'alimentation d'un individu ou groupe d'individus atteignent les recommandations alimentaires et nutritionnelles.

Parmi les approches méthodologiques de mesure de la consommation alimentaire globale *a priori*, figurent les indices de qualité alimentaire globale (Newby, Muller, et al., 2003a). Ces indices, reposent sur des données alimentaires collectées à partir de différents méthodes de mesure de consommation alimentaire et représentent des mesures composites capables de rapporter et évaluer la qualité de la diète. Cependant, il existe différentes catégories d'indices de qualité alimentaire ; leur élaboration dépend de plusieurs variables dont la définition de la qualité nutritionnelle préétablie par le chercheur, les éléments nutritionnels considérés lors du développement de l'indice (nutriments ou groupes de nutriments, aliments ou groupes d'aliments, nutriments et aliments), et la définition des composantes de l'indice (Kant, 1996b; Waijers, Feskens, & Ocke, 2007).

Toutefois, établir les capacités de mesure de consommation alimentaire indépendamment de l'indice lui-même et des paramètres de santé constitue une étape cruciale pour démontrer l'utilité potentielle de ces indices et de leur capacité d'établir des associations entre la qualité alimentaire globale et le risque de certaines maladies (Fulgoni, Keast, & Drewnowski, 2009). Le but de ce travail est

d'évaluer les liens entre le Canadian Healthy Eating Index C-HEI calculé à partir de trois rappels alimentaires de 24 heures (R24H) non consécutifs et des paramètres nutritionnels, anthropométriques et des indicateurs de santé.

2. REVUE DE LA LITTERATURE

2.1. Alimentation et vieillissement

2.1.1. *Concept de la saine alimentation*

La saine alimentation est un concept multidimensionnel qui comprend la notion d'équilibre, de variété et de modération. Elle contribue à une sensation générale de bien-être et aide à prévenir les maladies chroniques tels que l'hypertension artérielle, le diabète, les maladies du cœur et le cancer (Shepherd, et al., 2005). Au delà de cette notion de consommation d'aliments diversifiés de valeur nutritive élevée, une alimentation saine comprend la dimension de plaisir et de convivialité. Une revue de littérature portant sur la synthèse des déterminants de la saine alimentation a révélé qu'il existe deux types de facteurs qui influencent ce concept; les déterminants individuels et les déterminants collectifs. Concernant les déterminants individuels, il s'agit des préférences alimentaires (goût, norme sociale, traditionnelle), des connaissances nutritionnelles, des facteurs psychologiques (image corporelle, estime de soi, modèle psychosociaux) et de l'influence physiologique (âge). Quant aux facteurs collectifs, l'environnement physique (accessibilité, voisinage, dépannage alimentaire, l'environnement économique (revenu, publicité) et l'environnement social (sens culturel de l'alimentation) étaient définis comme étant des facteurs influençant la saine alimentation (Raine, 2005).

La perception de la saine alimentation est un facteur majeur qui façonne le choix des aliments et le comportement alimentaire. Dans une étude qui investiguait la perception de la saine alimentation à l'égard du public à partir d'une revue de documents scientifiques publiés entre 1980 et 2004, l'auteur a examiné la définition et les croyances des participants s'articulant tout autour de ce concept (Paquette, 2005). Le chercheur a conclu, à partir d'un dans un grand nombre d'études, à l'influence des recommandations nutritionnelles sur la compréhension

du concept de la saine alimentation. Ainsi, selon l'alimentation de ces sujets, la saine alimentation correspond à la consommation de fruits et légumes, de viande et à une diminution des apports en matières grasses et en sel. Cependant, l'auteur a noté qu'avoir une alimentation équilibrée, consommer des aliments frais non transformés ou entièrement préparés à la maison et réduire l'apport en sucre sont souvent absents selon les définitions subjectives du concept bien que ces notions constituent un aspect fondamental de la saine alimentation.

Ce concept implicite comprend des thèmes multiples qui influencent nos habitudes alimentaires. Dans le but de comprendre la conceptualisation de la saine alimentation et les croyances vis à vis de ce concept, une étude a été menée à New York (Falk, Sobal, Bisogni, Connors, & Devine, 2001) auprès de 79 participants. Cinquante six femmes et 23 hommes âgés entre 18 et 80 ans ont participé à des entrevues qui duraient entre 30 et 60 minutes. L'analyse de données qualitatives des entrevues fait émerger sept thèmes :

1. « Une alimentation saine correspond à la consommation des aliments faibles en gras » (faible en gras)
2. « Une alimentation saine correspond à la consommation des aliments naturels » (aliments naturels)
3. « Manger sainement c'est manger équilibré » (équilibre)
4. « Une alimentation saine correspond à la prévention des maladies » (prévention de maladie)
5. « Manger sainement, c'est manger de façon qui permet de contrôler une maladie qui existe » (contrôle de maladie).
6. « Une alimentation saine correspond à manger pour maintenir un équilibre en nutriments » (équilibre en nutriments)
7. « Manger sainement c'est manger pour contrôler le poids » (contrôle du poids).

Il importe de dire que la saine alimentation est en effet un processus implicite qui renferme des thèmes multiples et divers étroitement liés aux stratégies de manger. Des forces psychologiques, sociales et culturelles spécifiques aux conditions environnementales influencent le choix alimentaire (Falk, et al., 2001).

En ce qui concerne la variation de la définition du concept en fonction des données démographiques, Paquette (2005) mentionne qu'aucune différence n'a été révélée au niveau de divers groupes d'âge. Toutefois, l'analyse qualitative de la définition de la saine alimentation et des thèmes qui s'articulent autour de ce concept a démontré que bien qu'il n'existe pas de différence au niveau des définitions attribuées à la saine alimentation selon le sexe ou l'ethnie, les auteurs ont noté une différence dans les thèmes liés à ce concept selon l'âge. Les sujets qui reliaient la saine alimentation aux notions d'équilibre, d'aliments « naturels » et de contrôle du poids étaient âgés entre 20 et 50 ans. Les sujets dont la notion de « faible en gras » était plus présente dans leur perception de la saine alimentation étaient âgés dans la vingtaine. Cependant, les participants qui associaient le concept d'une saine alimentation au terme « équilibre » dans leurs définitions du concept étaient plutôt dans la trentaine. Quant à ceux âgés entre 40 et 80 ans ils caractérisaient la saine alimentation comme un déterminant majeur de la prévention des maladies (Falk, et al., 2001). Cette association de la saine alimentation à la prévention des maladies est en partie liée à l'augmentation de la prévalence de l'atteinte des personnes âgées par les maladies chroniques et à la dégradation de l'état de santé avec l'âge.

2.1.2. Processus de vieillissement et la prise alimentaire

Le vieillissement est un phénomène naturel et physiologique. Les statistiques de l'OMS publiées en 2003 ont révélé qu'il existe 600 millions de personnes âgées de 60 ans et plus. Selon leurs projections, ce nombre va doubler d'ici 2025 et atteindra 2 milliards en 2050 (OMS, 2003). Au Canada, la proportion des

personnes âgées a augmenté de façon importante par rapport aux autres groupes de la population; 13,7 % des Canadiens est âgé de 65 ans et plus comparativement à la population âgée de moins de 15 ans dont la proportion est uniquement de 16,8 %. Le nombre de personnes âgées augmentera durant les vingt prochaines années quand l'âge de la retraite des membres de la génération des baby-boomers serait atteint (Statistique Canada, 2009); la génération des baby boomers canadiens étant nés entre 1946 et 1965, la majorité d'entre eux atteindra l'âge de 65 ans d'ici 2020. Ce changement d'effectifs est attribué au taux de fécondité assez faible de la population canadienne, une population vieillissante (Statistique Canada, 2002). Cet accroissement touche en particulier le segment le plus âgé de la population. Le pourcentage des Canadiens âgés de 80 ans et plus a augmenté de 41 % entre 1991 et 2001 et atteint 923 000 personnes. Bien que le vieillissement soit un processus physiologique naturel, il importe de dire que les personnes âgées ne vieillissent pas toutes de façon identique. De nos jours, on parle de personnes âgées qui vieillissent bien, certaines qui vieillissent de façon normale et d'autres qui vieillissent de façon accélérée. Pour ceux qui vieillissent bien, les conséquences du vieillissement sont minimales; l'organisme fonctionne de manière satisfaisante et les personnes vivent de manière autonome. Ceux qui vieillissent normalement, vivent de façon assez indépendante. Quant aux personnes âgées qui vieillissent de manière accélérée, elles souffrent de limitations fonctionnelles dues aux maladies chroniques. Ces dernières sont fragiles et dépendantes dans l'accomplissement de leurs activités quotidiennes (Payette & Shatenstein, 2005).

Quelque soit le type de vieillissement, que ce soit réussi, normal, ou accéléré, des changements physiologiques, comportementaux et environnementaux ont été corrélés à l'âge (Keller, 2007).

L'âge est associé à une diminution des fonctions physiologiques (Amarantos, Martinez, & Dwyer, 2001; Brownie, 2006; Keller, 2007; Willett, et al., 2006). La personne âgée est sujette à des difficultés au niveau de ses fonctions sensorielles

telle que des problèmes d'odorat, de goût, de déglutition, de mastication (Amarantos, et al., 2001), d'ouïe et de vision (Khaw, 1997). Avec l'âge, la composition corporelle change. La masse musculaire diminue (Brownie, 2006; Khaw, 1997; Payette, 2005), l'apport en énergie diminue, et la capacité d'utilisation des nutriments est de moins en moins bonne. En même temps, on assiste à une diminution des fonctions respiratoires et à une réduction de la sécrétion gastrique (Brownie, 2006). Chez la personne âgée, le sentiment d'inutilité émerge, la vitalité diminue (Payette, 2005), l'immunité s'affaiblit (Brownie, 2006) et la vulnérabilité augmente. S'ajoute à cela une prévalence des affections cognitives de plus en plus élevée vu l'augmentation de l'espérance de vie. Ces aspects du vieillissement se répercutent nettement sur la prise alimentaire. Les changements physiologiques, sensoriels et cognitifs ont un effet sur la capacité des personnes âgées à se nourrir, digérer, et absorber les nutriments ingérés, déterminant ainsi la capacité de ces personnes à rencontrer leurs besoins en nutriments. En même temps, d'autres éléments comme la médication et l'hospitalisation ont été aussi repérés comme déterminants du statut nutritionnel puisqu'ils influencent le niveau d'absorption, de métabolisme et d'excrétion des aliments.

De son côté, l'aspect social de l'alimentation est considéré également comme facteur qui détermine la convivialité de l'acte de se nourrir chez les personnes âgées; le fait de manger seul ou en groupe ou d'avoir de l'assistance à l'heure des repas quand c'est nécessaire influencent la quantité et la qualité globale de l'alimentation. Les activités reliées à l'alimentation telle que la capacité de se déplacer pour faire des achats et la proximité ou pas des épiceries peuvent constituer des barrières à une saine alimentation chez les personnes âgées.

L'apport alimentaire peut être aussi influencé par la culture; un exemple éloquent à cet égard serait l'alimentation des populations méditerranéennes et asiatiques qui est beaucoup plus riche en fruits et légumes, produits à grains entiers, gras

insaturés, poissons et apport faible en viande rouge et de produits laitiers riches en matières grasses comparativement à celle des populations nord-américaines (Hu, et al., 2000).

De son côté, la position socioéconomique peut contribuer à l'adoption de choix alimentaires sains et par conséquent, influence le comportement alimentaire. Étant un concept multidimensionnel, la position socioéconomique couvre de multiples mesures, à savoir sociales, financières et matérielles. Dans une étude menée par Lallukka et ses collaborateurs, les auteurs ont examiné l'association entre plusieurs indicateurs socioéconomiques et les habitudes alimentaires auprès de 8960 hommes et femmes âgés de 40 à 60 ans résidants d'Helsinki, en Finlande. Dans un questionnaire portant sur les circonstances socioéconomiques, les chercheurs ont collecté des informations concernant l'éducation des parents, les difficultés financières rencontrées à l'enfance, l'éducation, l'occupation, le revenu, la possession de logement et les difficultés financières vécues. Un QF semi quantitatif (22 items) auto administré a servi à rapporter la consommation alimentaire des quatre dernières semaines (la fréquence de consommation variait de jamais à au moins deux fois par jour). La qualité des habitudes alimentaires a été évaluée en fonction du score établi par un indice composé de six comportements alimentaires recommandés par le « National Nutrition Council ». Ces habitudes comprenaient le fait de manger tous les jours: 1) des légumes frais, 2) des fruits ou baies, 3) du pain à grains entiers, 4) du poisson au moins deux fois par semaine 5) utiliser de la margarine d'origine végétale et 6) utiliser de l'huile dans les préparations culinaires. L'étude de la corrélation entre les mesures socioéconomiques et les habitudes alimentaires montraient que les participants qui présentaient un niveau d'éducation, d'occupation ou de revenu élevé, rapportaient des habitudes alimentaires saines. De plus, ceux qui possédaient un logement, et ceux qui ne présentaient pas de difficultés financières, avaient une prévalence élevée d'avoir de saines habitudes alimentaires. En revanche, les circonstances

économiques liées à l'enfance, n'étaient pas associées à l'adoption davantage de comportements alimentaires sains (Lallukka, Laaksonen, Rahkonen, Roos, & Lahelma, 2006).

Dans une étude suisse, une équipe de chercheurs a étudié la contribution de l'éducation et l'occupation à la qualité de la diète de façon indépendante. Un QF semi-quantitatif (100 items) et un questionnaire portant sur le style de vie, l'occupation et l'éducation a été complété par 2929 femmes et 2767 hommes âgés de 35 à 74 ans. Le QF portait sur des groupes alimentaires tels que produits laitiers, pain et céréales, pâtes et pommes de terre, légumes, viandes, poissons, fruits, pâtisseries et desserts, jus, sucre de table, matières grasses, huiles de cuisson et des jus). Le niveau d'éducation des sujets a été considéré faible si le nombre d'années de scolarisation était ≤ 8 , moyen si la scolarité était entre 9 et 12 ans et élevé si ce nombre est ≥ 13 ans. En ce qui concerne les niveaux d'occupation, ces derniers ont été classés en trois catégories (faible, moyen et élevé) selon le « British Registrar's Scale » Dans un modèle de régression ajusté pour l'âge, l'énergie et le pays de naissance, les résultats montraient que les sujets ayant un niveau d'éducation ou occupation faible, consommaient moins de poisson et moins de légumes, mais plus de fritures, de pâtes, de pommes de terre, du sucre à table et plus de bières comparativement à ceux dont le niveau d'éducation ou occupation était élevé. Les chercheurs ont également noté que l'effet du niveau d'éducation et de l'occupation sur la diète était additif et même synergique pour quelques groupes alimentaires (Galobardes, Morabia, & Bernstein, 2001).

Plusieurs études ont examiné la corrélation entre le comportement alimentaire et des indicateurs de la position socioéconomique soit le revenu, l'occupation et le niveau d'éducation. Dans une revue de littérature réalisée en 2008 portant sur la relation entre le statut socioéconomique et la qualité de la diète, d'autres chercheurs ont observé qu'il existe un gradient socioéconomique clair en ce qui

concerne la qualité de la diète. La consommation d'aliments de haute qualité nutritionnelle, tel que les grains entiers, les viandes faibles en matières grasses, les produits laitiers faibles en matières grasses de même que des fruits et légumes se retrouve au sein des sous-groupes de statut économique élevé. En revanche, la consommation élevée de grains raffinés, de pâtes, pommes de terre et d'aliments de haute densité énergétique est plutôt caractéristique des sujets de statut socioéconomique faible (Darmon & Drewnowski, 2008).

D'autres facteurs ont été également rapportés comme déterminants individuels de la saine alimentation, à l'instar, le sexe, le tabagisme et l'activité physique (Payette & Shatenstein, 2005). En effet, les femmes consomment plus de fruits et légumes en comparaison aux hommes qui consomment plus de viandes, de lait, d'œufs et d'aliments sucrés (Fraser, Welch, Luben, Bingham, & Day, 2000). En outre, ne pas fumer et faire de l'activité physique régulièrement figurent parmi les paramètres corrélés à la saine alimentation (Shatenstein, Nadon, & Ferland, 2004).

Dans une grande mesure, la présence de maladie chronique altère l'apport alimentaire et contribue à la dégradation du statut nutritionnel. La fatigue, les douleurs, l'anorexie, les nausées associées à la maladie et particulièrement la réduction de mobilité et la perte d'autonomie dues aux limitations fonctionnelles, peuvent empêcher les personnes âgées de bien s'alimenter et rend l'acte de la prise alimentaire une source de malaises et de mécontentement (Bernèche, Cazale, & Dumitru, 2010; Khaw, 1997; Willett, et al., 2006).

Tous ces facteurs se répercutent nettement sur l'appétit de la personne âgée dans un sens défavorisant un apport nutritionnel adéquat. Il en découle de ce qui précède que les personnes âgées constituent un groupe vulnérable potentiellement à risque de dénutrition. Ce phénomène difficile à renverser (Payette, 2005) est caractérisé par un apport alimentaire insuffisant, un appétit faible, un état nutritionnel suboptimal, une perte de poids subséquente et une perte de la masse

musculaire. Ainsi, chez les personnes âgées un tel apport alimentaire inadéquat contribue davantage à la fragilité et à la diminution de l'immunité. L'alimentation est donc un facteur de risque modifiable dans le développement de maladies chroniques associées au vieillissement tel que le diabète, les maladies cardiovasculaires, l'ostéoporose et le cancer (Houston, Stevens, Cai, & Haines, 2005). L'influence de l'alimentation sur l'état de santé des personnes âgées sera traitée dans la prochaine section.

2.1.3. Rôle de l'alimentation sur le vieillissement

Les changements liés au vieillissement observés chez les personnes âgées, qu'ils soient physiologiques, comportementaux ou psychologiques, exercent de nombreuses conséquences sur l'état de santé des sujets. Ces personnes vulnérables constituent un groupe à risque de carences nutritionnelles, particulièrement un déséquilibre protéino-énergétique. Cependant, une bonne nutrition pourrait jouer un rôle essentiel dans le maintien d'un bon état de santé malgré ces changements et pourrait avoir des répercussions positives sur leur qualité de vie.

Une étude québécoise (Payette, Gray-Donald, Cyr, Boutier, 1995) portant sur l'estimation des apports de 145 personnes âgées de 60 et 94 ans en perte d'autonomie a révélé que 48 % des hommes et 63 % des femmes ne rencontraient pas le niveau recommandé en protéines soit 1.0 g/kg (Ferry, 2008). Par ailleurs, le pourcentage d'énergie provenant des acides gras saturés était de 13 % et 12 %, pour les hommes et les femmes, respectivement. Ces valeurs sont considérées élevées puisque selon les recommandations canadiennes, le pourcentage d'énergie recommandé provenant des gras saturés est de 10 %.

Dans l'étude « Health Professionals Follow-Up Study » (HPFS), (Hu, et al., 2000) une équipe de chercheurs a suivi durant huit ans une cohorte de 44875 hommes professionnels âgés entre 40 et 75 ans. Le but de l'étude était de voir si la qualité globale de la diète prévoyait l'incidence des maladies coronariennes. Les données

alimentaires ont été recueillies par un questionnaire de fréquence (QF). Les analyses factorielles ont généré deux schémas alimentaires: celui portant l'étiquette «prudent» caractérisé par une alimentation élevée en légumes, fruits, grains entiers, poissons et volailles et le «western» caractérisé par une consommation élevée de viande rouge, de charcuterie, de croustilles, de produits laitiers riches en matières grasses, sucreries et de grains raffinés. Les auteurs ont subdivisé les scores en quintiles pour analyser la distribution des scores. Dans un modèle ajusté pour les variables de confusion comprenant l'IMC, le tabagisme et l'histoire familiale d'infarctus de myocarde, l'association établie entre les schémas alimentaires et le risque de développer une maladie coronarienne a montré que le risque relatif de maladie diminuait en montant du quintile inférieur au quintile supérieur de score de la diète «prudent» (OR= 0,70 ; 95% IC : 0,56-0,86. En revanche, ce risque augmentait à travers les quintiles des scores du schéma alimentaire « western » (OR= 1,64 ; 95 % IC : 1.24-2,17). La conclusion tirée de cette étude est qu'une alimentation saine riche en fruits et légumes, grains entiers et poissons diminue le risque des maladies coronariennes chez les personnes âgées.

Dans une autre dimension, la qualité de l'alimentation des personnes âgées joue un rôle déterminant sur leur autonomie fonctionnelle. Quelque 9 404 adultes âgés entre 45 et 64 ans ont été recrutés à partir de l'étude prospective «The Atherosclerosis Risk in Communities» (ARIC) pour examiner l'effet de la qualité globale de la diète sur la mobilité de ces personnes. Les résultats démontrent que la consommation de produits laitiers et de fruits et légumes est inversement associée aux limitations fonctionnelles et aux incapacités rencontrées lors de l'accomplissement des activités de la vie quotidienne. Ceci est particulièrement dû au rôle du calcium et de la vitamine D présents dans les produits laitiers qui permettent de diminuer le risque de fractures et l'affaiblissement de la force musculaire pouvant augmenter le risque de développer l'ostéoporose. De plus, la

présence d'antioxydants dans les fruits et légumes réduisent le stress oxydatif des tissus et diminuent le risque des maladies chroniques responsables de limitations fonctionnelles et d'incapacités chez les personnes âgées (Houston, et al., 2005).

Dans une étude prospective menée dans trois pays, (Finlande, Italie et Pays-Bas), 3045 personnes âgées de 50 à 70 ans ont été suivies pendant 20 ans afin d'investiguer l'association entre la qualité de l'alimentation et la mortalité. Les apports alimentaires ont été estimés par une histoire diététique (HD). Un indice de qualité alimentaire a été élaboré pour évaluer la qualité globale de la diète en se basant sur les recommandations de l'OMS. L'analyse de l'association entre la qualité de la diète et l'incidence de la mortalité révélait qu'une diète saine est associée à une réduction de 13% de mortalité après 20 ans de suivi. La diète exerce également un effet potentiel sur le côté psychique et le bien-être des personnes âgées. En effet, les personnes âgées ayant une alimentation riche en poissons, fruits, légumes et produits laitiers avaient une tendance plus faible d'être déprimées. Par ailleurs, une diète caractérisée par un apport élevé en aliments transformés et malsains était associée à l'anxiété (Jacka, Mykletun, Berk, Bjelland, & Tell, 2011).

Ces études suggèrent que la nutrition constitue non seulement un déterminant majeur de la qualité de vie, mais aussi qu'une alimentation déséquilibrée peut augmenter le risque de la morbidité et de mortalité des personnes âgées. Une alimentation saine et équilibrée aura aussi des conséquences sur la qualité de vie et le bien-être de la personne âgée.

2.2. Outils de mesure de la consommation alimentaire

L'évaluation de la consommation alimentaire a pour but de déterminer les apports des sujets aussi bien en aliments qu'en nutriments. Elle permet de classer un individu ou un groupe d'individus selon la catégorie de consommation de groupes

d'aliments d'intérêt (ex. faible, moyenne, élevée). La mesure des apports alimentaires sert à estimer les proportions d'aliments consommées et par la suite juger si ces apports en nutriments sont insuffisants, adéquats ou excessifs (Willett, 1998).

De telles informations pertinentes augmenteraient les connaissances en nutrition et aideraient les autorités à la prise de décisions éclairées de planification et d'évaluation de programmes de promotion de la santé publique. Documenter le portrait nutritionnel de la population aiderait les responsables de la santé publique à capter et surveiller les changements de comportement alimentaire en fonction de l'état de santé des populations et de développer des stratégies d'intervention pour diminuer la contribution de la nutrition au développement des maladies chroniques (Mason, Habicht, Tabatabai, & Valverde, 1987); Santé Canada, 1996). Parallèlement, évaluer la consommation alimentaire permettrait également de dévoiler les relations entre la diète et les maladies chroniques en cernant les facteurs de risque liés au comportement alimentaire particulièrement chez les groupes vulnérables comme soit les personnes âgées.

Afin d'avoir une bonne qualité de vie et atténuer les facteurs de risque de maladies chroniques, les recommandations alimentaires et nutritionnelles établies par les professionnels de la santé publique préconisent une alimentation saine et équilibrée. Toutefois, quantifier et évaluer ces apports alimentaires, nécessitent des outils de mesure capables de rapporter la consommation alimentaire. Dans la littérature, on distingue deux catégories de méthodes d'évaluation de la consommation alimentaire: les méthodes prospectives et les méthodes rétrospectives.

Les méthodes rétrospectives sont les méthodes qui permettent de colliger rétrospectivement des données sur la consommation alimentaire. Les sujets sont donc en mesure de rapporter leur consommation alimentaire dans un passé que ce

soit court ou assez loin. On distingue le Rappel de 24H, le questionnaire de fréquence et l'histoire diététique. L'outil de mesure de consommation considéré comme prospectif est le journal alimentaire (JA). Toutefois, chaque outil présente des limites dont l'utilisateur doit être conscient en ciblant une méthode appropriée de mesure de la consommation alimentaire. Le choix de la méthode appropriée repose sur plusieurs critères tels que l'objectif de l'étude, les caractéristiques de la population (avec incapacités, alphabétisés, personnes âgées, motivation, état de santé, ...) et les ressources humaines et économiques disponibles pour mener la collecte de données alimentaires.

2.2.1. Méthodes prospectives : Exemples, propriétés et applications

2.2.1.1. Le Journal alimentaire

Le JA est une méthode prospective qui consiste à recueillir les informations par écrit sur la prise alimentaire au moment de la consommation par le répondant lui-même. Cet outil permet d'estimer les grosseurs des portions consommées en utilisant les modèles d'aliments (JA estimé). Le JA permet de colliger également les données alimentaires mesurées par la pesée des aliments au moment de la consommation ou à l'aide de mesure volumétrique des liquides et par le biais des mesures domestiques tels que bol, tasse, cuillère, (JA pesé). La collecte de la prise alimentaire peut se faire sur plusieurs jours, dont sept jours dans certaines études (Day, McKeown, Wong, Welch, & Bingham, 2001; Lioret, et al., 2011). Cependant un JA de trois jours non consécutifs (deux jours de la semaine et un de fin de semaine) est utilisé dans plusieurs études pour déterminer les apports alimentaires (Wilson & Lewis, 2004; Wold et al., 1998; Wolters, Hermann, & Hahn, 2003).

Le JA est potentiellement plus précis que le R24H car il ne repose pas sur la mémoire et n'est pas susceptible aux erreurs liés à l'estimation des portions. Il est considéré comme une mesure de référence. Cependant la formation des

répondants sur la description des plats selon le type des aliments et les pratiques culinaires est indispensable. Cette mesure nécessite la coopération des répondants ainsi qu'une grande motivation, ce qui constitue un fardeau pour les sujets (Biro, Hulshof, Ovesen, & Amorim, 2002). De plus, l'évaluation de la consommation alimentaire par cette méthode exige que les répondants soient alphabétisés afin de rapporter par écrit ce qu'ils consomment.

Au fil des jours, la fiabilité des données colligées par cette méthode (par exemple, un JA de sept jours) risquent de diminuer à cause du changement de comportement de consommation; les sujets fatigués ont tendance à simplifier ou à changer leurs habitudes de consommation pour faciliter les pesées, les mesures, et les descriptions de ce qu'ils mangent.

Dans une étude hollandaise les auteurs ont observé que 37 % des répondants sous-estimaient leurs apports énergétiques déterminés par le JA comparativement à la dépense énergétique mesurée par l'eau doublement marquée. Vingt-six pourcent des répondants mangeaient moins et 12 % sous rapportaient leur consommation (Goris, Westerterp-Plantenga, & Westerterp, 2000). Souvent, les personnes à indice de masse corporelle (IMC) élevé tendent davantage à sous-estimer leurs apports (Pryer, Vrijheid, Nichols, Kiggins, & Elliott, 1997; Taren, et al., 1999).

Bien qu'il soit une approche qui permet de colliger des données assez précises sur la fréquence et la quantité de consommation, le JA est un outil inapproprié, comme le R24H, dans les études cas-témoin. Ces dernières ont pour finalité d'identifier un ou plusieurs facteurs d'exposition (aliment, nutriment, groupe d'aliments) antérieure à la maladie afin de l'expliquer et rapporter un lien de causalité. Ceci n'est pas le cas du JA qui est un outil prospectif et ne peut donc pas s'adresser à la période d'exposition alimentaire soupçonnée en lien avec le développement de la maladie, ce qui touche généralement plusieurs années auparavant.

Cet outil a servi à caractériser les habitudes alimentaires de différents groupes populationnels. L'étude de « Sept Pays » a été menée par Ancel Keys et ses collaborateurs à la fin des années 1960 afin d'établir un lien entre l'alimentation et les maladies cardiovasculaires. Des JAs de sept jours consécutifs ont été colligés pour dresser le schéma alimentaire de chacune des 16 cohortes recrutées dans sept pays : Finlande, Grèce, Italie, Japon, Pays Bas, Yougoslavie et États Unis. En se basant sur les données obtenues par le biais des JAs, les chercheurs ont constaté des profils alimentaires différents dans les sept pays; ils ont observé que les Finlandais avaient une consommation élevée en gras, pommes de terre, sucreries et lait. La consommation de fruits, de viande et pâtisseries était importante au États-Unis. Chez les Italiens, une consommation importante en boissons alcoolisées et en céréales a été observée. En Grèce, les sujets présentaient une consommation élevée en huile d'olive. La consommation alimentaire des Japonais étaient caractérisée par des apports élevés en poisson, riz et produits de soya (Kromhout, et al., 1989).

2.2.2. Méthodes rétrospectives : Exemples, propriétés et applications

2.2.2.1. Rappel alimentaire de 24 heures

Le R24H est un entretien dans lequel l'enquêteur demande au répondant d'énumérer rétrospectivement les aliments et les breuvages consommés au cours des dernières 24 heures précédant l'entrevue.

Développé par le «United States Department of Agriculture» (USDA) dans le cadre des études «National Health and Nutrition Examination Survey» (NHANES), la méthode de passes multiples à 5 étapes (MPM) constitue un mode d'entrevue standardisé qui vise à optimiser la collecte des données par le R24H. Les 5 étapes conférées au sujet sont :

1. Énumérer les aliments et les breuvages consommés sans interruption.

2. Répondre à une série de questions sur la consommation de catégories d'aliments souvent oubliés.
3. Préciser l'heure et l'occasion de la consommation.
4. Décrire de façon détaillée des aliments et des quantités consommés.
5. Réviser de façon générale les données colligés lors de l'entrevue (Conway, Ingwersen, Vinyard, & Moshfegh, 2003).

Le R24H est un outil de collecte de données relativement rapide et peu coûteux qui peut être administré en entrevue face à face ou par téléphone. Néanmoins, il nécessite un intervieweur formé et expérimenté qui est en mesure de colliger des informations détaillées sur la consommation alimentaire et d'assurer la précision des données. Il devrait être en mesure d'identifier les aliments, les plats, les pratiques culinaires ainsi que les recettes caractérisant certains groupes ethniques.

L'un des inconvénients majeurs de cet outil relève du phénomène de variabilité intra-individuelle de la consommation alimentaire (Biro, et al., 2002 ; Thompson & Subar, 2001 ; Willett. 1998). Puisque l'alimentation de l'individu varie d'un jour à un autre, l'évaluation d'une journée de consommation alimentaire ne représente pas l'apport habituel individuel. Ce dernier correspond à un ensemble d'aliments typiquement consommés lors d'une journée et varie considérablement d'une personne à l'autre ce qui est connue comme la variabilité inter-individuelle. Plusieurs R24H non consécutifs colligés pendant une période spécifique du temps seraient en mesure de mieux représenter la consommation alimentaire habituelle. De plus, colliger ces rappels à des moments différents durant l'année tiendrait compte des aliments consommés occasionnellement et éviterait l'effet de la variation saisonnière sur la mesure des apports alimentaires.

Les R24H et les JA constituent deux méthodes quantitatives qui permettent d'estimer l'apport habituel moyen aussi bien chez des individus que des groupes

lorsqu'ils sont administrés ou colligés à de multiples reprises sur des journées non-consécutives.

Étant un outil qui repose sur la mémoire, la difficulté des sujets à estimer la grosseur de leurs portions des aliments consommés représente des limites de cette méthode. De plus, les quantités rapportées peuvent être imprécises, les répondants tendent à sous-estimer les apports en nombre d'aliments et en taille de portions (Krebs-Smith, et al., 2000). L'obésité, l'alphabétisation et la désirabilité sociale sont des facteurs associés à la sous-estimation des apports alimentaires colligés par les rappels de 24h comme instrument de mesure (Hebert, et al., 1997; Johnson, Soultanakis, & Matthews, 1998).

Toutefois, le R24H a été utilisé dans plusieurs études et enquêtes de grande envergure. Cette approche a été employée dans l'Enquête québécoise sur la nutrition (EQN) afin de déterminer les apports nutritionnels des adultes québécois et a permis de comparer les apports en macronutriments et micronutriments à ceux de l'Enquête nutrition Canada, menée en 1970 à 1972» (Bertrand & Nadon, 1997) puisqu'il s'agissait de la même méthode de collecte alimentaire. Dans l'EQN, des modèles de portions d'aliments ont été fabriqués munis d'indicateur d'épaisseur, de volume et de portion. Ces modèles comprenaient plusieurs formes (carré, cercle, ovale, triangle). Des cuillères et de la vaisselle graduée ont également servies à aider les répondants à mieux estimer les quantités consommées.

Lors de l'enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes menée en 2004 (Statistique Canada, 2006) les apports alimentaires habituels ont été colligés par le biais de deux R24H administrés selon la MPM. Un premier rappel a été effectué en personne et le deuxième a été administré à 30% des répondants afin de corriger pour la variabilité intra-individuelle et estimer l'apport habituel. Puisqu'il n'est pas possible d'estimer directement ce dernier à partir de l'apport journalier, l'apport habituel a été estimé par le programme SIDE (Dodd, 1996). Il s'agit d'un

logiciel qui effectue une série de transformations mathématiques afin d'estimer chaque composante de la variance intra et inter individuelle sous l'hypothèse de la normalisation des apports quotidiens et de la répartition habituelle des nutriments. La modélisation effectuée par ce logiciel estime que les apports journaliers seraient égaux à l'ensemble des apports habituels et une erreur de mesure (Statistique Québec, 2008).

Ce même outil (R24H) a été employé dans plusieurs enquêtes alimentaires de grande envergure telles que l'évaluation de l'état nutritionnel des adultes et des enfants aux États-Unis afin de normaliser les distributions des données nutritionnelles. Un logiciel d'entrevue assisté par ordinateur a été développé. Deux rappels ont été recueillis. Le deuxième a été colligé par téléphone dans les 3 à 10 jours suivant le premier rappel effectué en personne. Les participants de 12 ans et plus l'ont complété en entrevue face à face. Les données alimentaires des enfants âgés de 5 ans et moins ont été colligées par «procuration» (NHANES, 2010).

Toutefois, la mesure des apports alimentaires par le R24H n'est pas utilisée dans la plupart des études épidémiologiques et les études cas-témoin (Willett, 1990) qui nécessitent une évaluation de la diète à long terme et dont la mesure des apports actuels ne fait pas partie de leurs objectifs. Cependant, cet outil pourrait servir à estimer les apports habituels moyens de groupes ethniques différents (Biro, et al., 2002) et par conséquent permettrait de faire des comparaisons alimentaires au sein de groupes culturellement différents.

Puisqu'il s'agit d'un outil qui repose sur la mémoire, théoriquement, le R24H est un outil inapproprié pour évaluer la consommation alimentaire des personnes âgées qui présentent des déficiences mnésiques ou cognitives (Hébuterne, 2008).

2.2.2.2. Le questionnaire de fréquence

Le QF est une approche où on demande aux répondants de rapporter la fréquence de leur consommation usuelle de certains aliments à partir d'une liste prédéfinie d'aliments sur une période de temps précisée. Comparativement au R24H qui repose sur la mémoire et au JA qui nécessite de rapporter et mesurer/ou estimer tout ce qui a été consommé, le coût du QF est moins élevé et l'ampleur du fardeau sur les répondants est relativement faible (Willett, 1990). En outre, le QF permet de rapporter la consommation alimentaire à long terme (semaines, mois, années). En revanche, les données alimentaires colligées par le JA et le R24H reflètent plutôt l'apport actuel sur un court intervalle de temps.

Habituellement, un QF renferme trois composantes: une liste d'aliments spécifique au groupe de population d'intérêt, une section de réponses sur la fréquence de consommation et une partie réservée à déterminer la quantité de la consommation. Conçu pour estimer les apports alimentaires habituels sur une période de temps déterminée, typiquement les 12 derniers mois, un QF peut être quantitatif ou semi quantitatif et généralement pourrait contenir entre 50 et 150 aliments. Un QF semi quantitatif renferme une portion standard spécifiée à partir de laquelle le participant rapporte sa propre portion habituelle. Quant à un QF quantitatif, les répondants rapportent des détails sur la grosseur de portion habituellement consommée. Toutefois, le développement de la liste d'aliments est crucial pour une collecte de données efficace et des résultats fiables. Une des approches les plus simple et rapide consiste à examiner les tables de composition alimentaire afin d'identifier les aliments qui contiennent les nutriments d'intérêt et les inclure dans la liste (Willett, 1990).

Concevoir un QF qui répond à l'objectif de l'étude est un défi majeur car il est difficile, voire impossible, de développer une liste exhaustive d'aliments, que ce ne soit pas un outil lourd et contraignant mais que des répondants ayant des

habitudes alimentaires différentes trouveraient une réponse qui caractérise leur comportement alimentaire (Biro, et al., 2002).

Inspirés des travaux d'autres chercheurs, plusieurs auteurs ont développé un instrument pour évaluer l'alimentation usuelle de la population d'intérêt (Dehghan, et al., 2005; Shatenstein, Nadon, Godin, & Ferland, 2005a). D'autres se sont inspirés de certains questionnaires et ont adapté leur propre instrument (Tucker, Bianchi, Maras, & Bermudez, 1998; Tucker, et al., 1999; Yizhaki, Rennert, Rosen, & Rennert, 2008) (Yizhaki, et al., 2008). Les questionnaires communément utilisés sont le questionnaire de Willett (Willett, et al., 1985) et celui de Block de l'Institut National de Cancer (Block, et al., 1986) et des adaptations de ceux-ci.

Bien que peu de détails soient fournis sur les méthodes de cuisson ainsi que les combinaisons et la quantité d'aliments consommés, cette approche permet de capter les changements récents de la diète dus à une maladie. Elle est essentiellement utile pour classer les individus selon leur fréquence de consommation d'aliments ou de nutriments. En outre, cet outil permettrait d'établir des associations entre l'apport en nutriments et d'autres indices de l'état de santé. En comparaison avec les autres outils de mesure de consommation alimentaire, le QF est la principale méthode utilisée dans les études épidémiologiques (Shatenstein, et al., 2005a; Wentzel-Viljoen, Laubscher, & Kruger, 2011). Il représente un bon choix dans les études cas-témoins, dans les études longitudinales comme l'étude de « Nurses' Health Study » et les grandes études d'intervention dont l'administration répétée de R24H ou de JAs devient très coûteuse (Kristal, Shattuck, & Williams, 1992). Néanmoins, l'une des limites de cet outil est que l'apport actuel peut influencer la mémoire pour la période d'intérêt du questionnaire (habituellement 12 mois); le sujet peut rapporter sa consommation actuelle au lieu de celle relative à l'intervalle de temps en question (l'année précédente, ou les six derniers mois).

La difficulté des sujets à estimer leur fréquence de consommation et les portions usuelles des aliments représente une autre limite de cet outil. Afin de contrecarrer cet obstacle, l'intervieweur peut présenter des aides visuelles de portions comme des photos ou des modèles d'aliments en deux ou trois dimensions qui aideraient les répondants à mieux estimer leurs portions. Cependant, pour certains groupes de la population, la perception et la conceptualisation ne sont pas évidentes (Cade, Burley, Warm, Thompson, & Margetts, 2004). Pour une personne âgée avec problèmes cognitifs, la capacité de conceptualiser un aliment non présent et faire un rapport avec un modèle qui lui est présenté pourrait s'avérer une opération complexe. Cette perception n'est également pas simple pour plusieurs autres groupes de population tels que les enfants et les personnes peu instruites. De manière générale, la restriction imposée par la liste des aliments, la mémoire, la perception de taille de portions et l'interprétation des questions sont les sources majeures d'erreur liées au QF (Willette, 1990).

2.2.2.3. L'histoire diététique

Développé par Burke en 1947, l'HD est une méthode combinée qui comprend à la fois trois outils de mesure de la consommation alimentaire: un R24H, un QF et un JA. Elle consiste en une entrevue générale détaillée qui porte sur les caractéristiques de la consommation alimentaire (préférences, pratiques alimentaires, heures habituelles de repas, allergies et intolérances alimentaires, ...). Ensuite, un R24H, un QF et un JA sont introduits afin d'estimer la quantité et la fréquence d'aliments consommés (Biro, et al., 2002). L'information est généralement fournie par repas (Kohlmeier, 1994), ce qui permet de prendre en considération les méthodes de préparation ainsi que la combinaison des aliments consommés.

Considéré comme l'instrument d'évaluation exemplaire qui permet de dresser le profil alimentaire habituel, l'HD est une approche coûteuse dont son succès

nécessite aussi la formation du personnel et la collaboration des sujets et est typiquement employée dans le milieu clinique (Thompson & Subar, 2001).

Étant une approche laborieuse qui nécessite effort et expertise, plusieurs chercheurs ont essayé de la simplifier. Dans l'étude prospective « the Coronary Artery Risk Development in Young Adults » (CARDIA), une HD a été administrée par un intervieweur incluant un court questionnaire sur les habitudes alimentaires suivi d'un QF sur la fréquence de consommation de certains aliments le mois passé (McDonald, et al., 1991). D'autres chercheurs ont développé une HD sous forme de questionnaire auto-administré tel que celui qui renfermait 208 aliments et de breuvages accompagné d'un livret pour aider les répondants à mieux estimer leurs portions. Le questionnaire était validé au sein de 115 femmes contre 12 R24H colligés durant une année (Vercambre, Boutron-Ruault, Ritchie, Clavel-Chapelon, & Berr, 2009). Cet outil combiné permet de mesurer la consommation alimentaire sur une longue période de temps et en détails comparativement au R24H et au JA qui rapportent la consommation pour une plus courte période de temps.

Tel que mentionné, aucune approche de mesure de consommation alimentaire n'est parfaite. Chaque méthode de mesure de la consommation alimentaire présente des sources d'erreur, telles que la sous-estimation, les aspects conceptuels liés à la perception de la consommation des aliments et la surestimation. Les conséquences de ces erreurs peuvent donner lieu à des estimés incorrects de l'apport alimentaire, ce qui mèneraient à des conclusions erronées et à de fausses associations entre la diète et l'état de santé. Il importe donc de statuer sur la fiabilité et la validité de l'outil de mesure, ce qui constitue des éléments essentiels pour juger de la capacité de l'outil à mesurer ce qu'il est censé mesurer.

2.3. Qualité de mesure des outils

Certes, les outils de mesure de consommation alimentaire que ce soit à court (R24H et JA) ou à long terme (QF et HD) présentent plusieurs sources d'erreur de différents types. Cependant, il est essentiel de distinguer les erreurs aléatoires des erreurs systématiques. En augmentant les variances inexplicées dans l'ensemble des données, l'erreur aléatoire réduit la précision des apports alimentaires estimés. Il est possible de réduire ces erreurs en augmentant le nombre d'observations et en incluant des procédures de contrôle de qualité de l'outil tels que les techniques de standardisation des interviews et la réalisation d'une étude pilote comprenant des sessions d'entraînement pour monter des entrevues. Contrairement à l'erreur aléatoire qui pourrait se produire à travers tous les répondants, l'erreur systématique est plutôt associée à des sujets particuliers (par exemple, les personnes obèses ou âgées), en présence de certains types d'intervieweurs et reliés à des nutriments bien spécifiques (Gibson, 2005). Elle affecte les observations dans le même sens et conduit à des conclusions erronées (Atkinson & Zibin, 1996). Parmi ces erreurs, on distingue celles liées aux répondants (mémoire, motivation, perception et conscience des aliments consommés, âge, sexe), les erreurs liées à l'intervieweur (manière de poser les questions, langage corporel, au biais de désirabilité sociale, à la saisie des données, codage) et l'erreur liée à la base de données de la composition des aliments. Il est possible que la base de données ne puisse pas fournir une mesure exacte des apports en nutriments puisqu'elle présente plusieurs sources d'erreurs dont l'inadéquation de l'échantillonnage d'aliments (considération de la région, entreposage, engrais, pesticides, mode de préparation et de transformation et fortification), l'inconsistance génétique (terre, plante, animaux) ainsi que les différents techniques de laboratoires et procédés chimiques visant à analyser certains aliments.

Une des erreurs systématiques les plus communes associées aux répondants, est la sous-estimation des apports alimentaires. Un individu est considéré comme un sous-estimateur quand les apports mesurés et celles rapportés par le répondant sont illogiques ou biologiquement non plausibles lorsqu'on les examine en lien avec des caractéristiques alimentaires et physiques de l'individu. Fréquemment ces apports sont très faibles et ne peuvent adéquatement couvrir le métabolisme basal (Goris, et al., 2000; Thompson & Byers, 1994). Il est de plus en plus évident que la sous-estimation des apports alimentaires serait reliée à plusieurs facteurs. Les sous-estimateurs peuvent constituer entre 10 et 45% de la population. Les obèses tendent plus souvent à sous rapporter et à un degré plus élevé (30-47%) que les personnes minces (Price et al, 1997). Les femmes également auraient des tendances à sous rapporter leurs apports alimentaires comparativement aux hommes. En outre, une autre caractéristique des sous rapporteurs des apports alimentaires réside dans leurs niveaux socioéconomiques et d'éducation moins élevés comparativement à ceux de statut socioéconomique relativement élevé (Price, Paul, Cole, & Wadsworth, 1997). Dans ce contexte de possibilité de sous-estimation des apports alimentaires et en présence de variabilité journalière de la consommation alimentaire la capacité d'obtenir une image représentative et complète de la consommation habituelle risque d'être affectée. Il serait donc primordial de s'assurer de la fiabilité de l'outil de mesure, améliorer sa conception et valider les données rapportées afin de dévoiler les associations qui existeraient entre l'aspect de la diète et un paramètre de santé quelconque (Rosell, Hellénus, de Faire, & Johansson, 2003).

2.3.1. Fiabilité

La fiabilité désigne la cohérence dans la collecte des données au moyen d'un instrument ou d'une méthode de mesure (Atkinson & Zibin, 1996). La répétabilité ainsi que la reproductibilité sont considérés comme synonymes du mot fiabilité. Une méthode d'évaluation de consommation alimentaire est considérée fiable si

elle produit des résultats très semblables quand elle est utilisée à des moments différents sous les mêmes circonstances. Ce concept est particulièrement important quand il s'agit de colliger des données alimentaires.

La fiabilité est établie par la comparaison et l'analyse de mesures répétées sur des données provenant de deux évaluations. Elle est généralement évaluée par la méthode « test-retest ». Cette approche consiste à déterminer dans quelle mesure deux évaluations de mesure de consommation alimentaire réalisées à deux moments différents, avec le même instrument de mesure et avec les mêmes sujets, se rejoignent (Gibson, 2005). Cependant l'intervalle de temps séparant les deux administrations doit être minutieusement choisi : il faudrait qu'il soit assez court pour s'assurer qu'il n'y a pas de changement de circonstances (variabilité journalière, variabilité saisonnière, vrai changement dans les habitudes alimentaires) mais assez long pour que les premières réponses n'influencent les secondes. Si la deuxième administration se fait dans un intervalle de temps très court (quelques jours ou quelques semaines), les sujets risquent de répondre de mémoire. Cependant si l'outil est administré à un temps assez long, le degré de fiabilité pourrait être réduit suite à un vrai changement du comportement alimentaire.

Le coefficient de corrélation calculé à partir des données alimentaires provenant des mêmes sujets, évalués à deux reprises et à des moments différents permet d'estimer la fiabilité. La fiabilité d'un instrument est jugée bonne lorsque le coefficient de corrélation obtenue lors de l'analyse, est élevé (exemple $r= 0,7$) comparativement à un coefficient de corrélation moyen (exemple $r= 0,3$) ou faible ($r= 0,15$) (Willett, 1998). Toutefois, il est possible qu'une faible corrélation ne signifie pas une faible reproductibilité de l'instrument de mesure mais reflète plutôt un réel changement de consommation durant l'intervalle de temps séparant les deux administrations de l'outil.

Plusieurs études ont examiné la fiabilité de leurs outils de mesure de consommation alimentaire. Au Japon, une équipe de chercheurs (Kubota et al., 2010) a étudié la reproductibilité des apports en vitamines estimés par un R24H, dans un échantillon comprenant 132 hommes et 130 femmes âgés entre 40-69 ans ayant participé à un sondage entre 1973 et 1999 sur les risques des maladies cardiovasculaires. Le temps séparant l'administration des deux R24H était d'un an. Le coefficient de Spearman pour la vitamine A, le rétinol, la vitamine K, la niacine, la vitamine E, les carotènes, et la vitamine B₁ variait entre 0,25 et 0,39 aussi bien chez les hommes que chez les femmes. Toutefois, le coefficient de corrélation de Spearman était faible pour la vitamine D (0,15 pour les hommes et 0,13 pour les femmes) et la vitamine B₁₂ (0,01 pour les hommes et 0,22 pour les femmes), tandis qu'il était de 0,52 pour la vitamine C, 0,45 pour les folates, 0,49 pour l'acide pantothénique et 0,43 pour la vitamine B₂ chez les hommes. Chez les femmes, les coefficients étaient respectivement de l'ordre de 0,26, 0,32, 0,39 et 0,44. Dans un second lieu, les chercheurs ont essayé de caractériser la reproductibilité de l'instrument sur deux intervalles de temps distincts afin de déterminer l'évolution de la fiabilité de l'outil de mesure au fil des années et détecter des changements de comportements alimentaires chez les participants. Pour ce faire, ils ont calculé le coefficient de corrélation des vitamines sur la période 1973-1984 et la période 1985-1999. La corrélation pour la vitamine B₂ a diminué aussi bien pour les hommes et les femmes. Cependant, pour les folates, la vitamine C et l'acide pantothénique, la corrélation est restée modérée entre les deux périodes pour les hommes et les femmes. Les auteurs ont expliqué la diminution du coefficient de corrélation relatif à la vitamine B₂ par une consommation diminuée des apports en lait et produits laitiers d'une part, et à la réduction de la consommation des œufs qui représentaient les sources majeurs de la teneur en cette vitamine. Cependant, la stabilité de la corrélation des folates et de la vitamine C fut expliquée par une consommation adéquate en légumes verts chez les femmes et des fruits frais chez les deux sexes. Toutefois, les auteurs ont

expliqué la diminution du coefficient de corrélation pour la vitamine D et la vitamine B₁₂ par une réduction de consommation du poisson et de ses dérivés aussi bien chez les hommes que chez les femmes.

Ce qu'il faut retenir de cette étude est que la reproductibilité des apports en vitamines colligés par le R24H dépend de la vitamine concernée. Les auteurs ont réussi à démontrer une reproductibilité modérée et maintenue pour les folates, la vitamine C et l'acide pantothénique chez les deux sexes, mais faibles pour d'autres vitamines (vitamine D, vitamines B₂ et B₁₂) suite à une diminution d'apports en aliments riches en ces nutriments (Kubota et al., 2010).

Dans le même contexte, quelques 230 personnes âgées recevant des soins médicaux à domicile ont participé à une étude de recherche dont le but était d'établir la fiabilité et la validité des mesures des apports en énergie colligés par des R24H. Trois R24H (deux entrevues menées durant les jours de la semaine et un troisième en fin de semaine) ont servi pour recueillir les données alimentaires des participants. Des modèles d'aliments en deux dimensions ont été utilisés pour aider les participants à mieux estimer la taille de leurs portions. L'entrevue de collecte de données alimentaires a été réalisée par la méthode de passes multiples à 5 étapes (MPM). Le premier R24H a été réalisé en entrevue face à face, et les deux autres au téléphone. La fiabilité a été estimée par la comparaison des mesures d'apports recueillis à six mois d'intervalle chez 52 participants (soit le nombre de participants n'ayant pas vécu des événements défavorables tels qu'une hospitalisation, une perte de 2,5% ou plus de leur poids, ou la mortalité). Le coefficient de Pearson $r=0,59$ pour les apports en énergie a attesté de la bonne fiabilité du R24H comme outil de mesure de consommation alimentaire.

Quant à la détermination de la fiabilité d'un R24H il n'existe pas une démarche particulière. Selon les études, de nombreuses approches statistiques pourraient être employées afin d'étudier la reproductibilité de cet outil de mesure.

Dans une étude récente menée en Afrique, une équipe de recherche a étudié la reproductibilité d'un QF au sein d'un groupe d'hommes et de femmes âgés entre 35 et 70 ans. L'accord entre les nutriments estimés par les deux QF a été testé par la classification des nutriments provenant des deux instruments en quartiles. Pour ce faire, les pourcentages des sujets étant classés dans la même catégorie et dans des catégories différentes ont été calculés. Les résultats montraient qu'entre 41% et 58% des sujets étaient classés dans le même quartile, et moins de 3% ont été mal classés (Wentzel-Viljoen, et al., 2011). Les auteurs ont également mené d'autres analyses statistiques tels que les analyses de corrélation de Spearman, le test « Wilcoxon signed-rank » pour établir l'accord entre la médiane des apports en nutriments au sein du groupe, la méthode Bland-Altman afin d'évaluer la concordance entre les deux entrevues pour l'énergie et les macronutriments et la statistique K_w dans le but de mesurer l'erreur de la classification dans le même quartile (Wentzel-Viljoen, et al., 2011). Toutes ces approches statistiques ont montré une bonne corrélation entre les deux QF administrés entre quatre à six semaines d'intervalle de temps.

Dans une étude chinoise Xia et ses collaborateurs (2011) ont comparé la fréquence de consommation d'aliments rapportés par 168 adolescentes chinoises âgées de 12 à 18 ans qui ont complété deux QF sur un intervalle de temps de 9 mois. Entre les deux questionnaires, les coefficients de corrélations de Spearman pour les nutriments était compris entre 0,4 et 0,6 avec 0,51 pour les fruits, 0,5 pour les fibres, 0,47 pour les viandes rouges et 0,42 pour les légumes. Concernant les nutriments le coefficient de corrélation variait entre 0,41 et 0,53 à l'exception du calcium, pour lequel il était 0,35 et de la niacine, à $r_s=0,35$. Cette faible corrélation a été expliquée en partie par l'influence de l'intervalle de temps séparant les deux administrations. Cette étude démontre bien que la fiabilité de l'instrument de mesure est influencée par le temps qui sépare les deux administrations : un vrai changement dans les apports aurait pu se produire durant

l'intervalle des 9 mois entre les deux administrations du QF, possiblement favorisé par l'effet de la saison (Xia, et al., 2011).

Toutes ces études démontrent que la fiabilité est tributaire du temps séparant les deux évaluations, de la population étudiée, des nutriments d'intérêt, des quantités consommées, de la variabilité inter et intra individuelle et de l'outil lui-même.

Pour augmenter la fiabilité, il importe de réduire les erreurs dues au hasard. Ces dernières pourraient être minimisées par une calibration fréquente de l'outil et une meilleure formation de l'interviewer. L'augmentation du nombre d'observations diminuerait particulièrement l'effet de l'erreur sur la moyenne (Gibson, 2005).

Il importe de dire qu'une bonne fiabilité ne garantit pas une bonne validité et ne remplace pas l'évaluation de cette dernière. Des estimés valides de la consommation alimentaire sont importants pour démontrer les réelles associations entre l'aspect de l'alimentation et l'état de santé des individus.

2.3.2. Validité

L'interprétation des données alimentaires ainsi que le degré de précision de l'information rapportée constitue un défi majeur puisque la plupart des informations alimentaires sont auto rapportées (Thompson & Subar, 2001).

Dans la littérature, il existe des études qui n'ont pas réussi à établir une association robuste entre les nutriments et certaines maladies (Hunter, et al., 1996; Michels, et al., 2000). Sans preuve de validité, l'absence d'association pourrait être due soit à un manque de variabilité nutritionnelle dans l'échantillon ou l'échec de l'instrument de mesure alimentaire à détecter des réelles corrélations au sein de la population étudiée (Willett, 1990). Dans plusieurs cohortes, l'échec à établir une relation consistante entre les composantes alimentaires et certaines maladies pourrait être expliqué également par un manque d'association ou de certaines

limites méthodologiques dues à la mesure de l'erreur de l'outil en question. Les erreurs de l'instrument de mesure de la diète atténuent le risque relatif et réduisent la puissance statistique des résultats (Kipnis, et al., 2003). Par conséquent, la relation entre l'alimentation et la maladie serait masquée si on ne peut statuer de la validité de l'outil de mesure de la consommation alimentaire. Les études de validation des outils de consommation alimentaire fournissent des informations concernant la capacité de l'instrument à mesurer ce qu'il est censé mesurer (Thompson & Subar, 2001). La validité de l'outil servant à colliger les données alimentaires est cruciale afin de dévoiler les réelles associations entre l'aspect de la diète et l'état de santé d'intérêt.

D'une manière générale, les objectifs des études de validation consistent à: 1) mesurer la vraie variabilité entre les sujets, 2) documenter quantitativement la capacité de l'outil à détecter les différences entre les sujets, 3) standardiser la méthode de collecte de données alimentaires et par conséquent permettre la comparaison des résultats entre différentes études et 4) quantifier l'erreur. Pour établir la validité d'un instrument de mesure de consommation alimentaire, cinq approches sont utilisées 1) observation des apports, 2) pesées de l'alimentation avant sélection et après consommation 3) comparer deux approches de rapport de consommation alimentaire 4) analyse au laboratoire de mets répliqués ou de portions d'aliments (duplicatas) et 5) détermination biochimique d'une variable physiologique liée à un nutriment spécifique (Willett, 1990).

Les deux outils de mesure « test » et « référence » devraient couvrir la même période (actuelle, habituelle ou passée). Cependant, le vrai apport alimentaire n'est pas généralement représenté par la consommation de quelques jours ou semaines mais plutôt reflété par l'apport moyen pendant un temps assez long (un an ou quelques années). Il est donc important que la méthode de référence reflète cette période de temps. Ceci nécessite plusieurs mesures durant l'année vu l'influence de la consommation alimentaire par la saison. En conséquence, colliger des

données alimentaires à travers toute l'année de plusieurs journées par personne permet de minimiser la variabilité intra-individuelle (Cade, Thompson, Burley, & Warm, 2002) et de tenir compte aussi bien de la variabilité journalière et saisonnière de la diète.

Bien qu'il ne soit parfait et exempt d'erreurs, l'outil de référence devrait satisfaire essentiellement deux conditions: l'erreur de cet instrument devrait être indépendante du vrai apport alimentaire ainsi que de l'erreur de la méthode « test ». Donc les erreurs des deux types d'outils de mesure devraient être indépendantes et non corrélées (Kipnis, et al., 2003). A titre d'exemple, pour valider un QF, le JA et particulièrement le JA pesé, constitue une méthode de comparaison optimale car les sources d'erreurs du JA sont largement indépendantes des erreurs associées au QF. Bien qu'un JA couvrant plusieurs semaines pour chaque sujet constitue un scénario idéal pour une étude de validation d'un QF, ce processus est considérablement coûteux et représente un réel fardeau pour les participants. En conséquence, et quand la collaboration des sujets ou le taux d'alphabétisation est limité, plusieurs R24H peuvent s'avérer une bonne option alternative (Willett, 1990).

Dans la littérature, de nombreuses analyses statistiques sont proposées afin de valider les instruments de mesure de la consommation alimentaire. On distingue, les corrélations, les régressions et la méthode Bland–Altman. Le coefficient de corrélation est la statistique la plus souvent calculée pour étudier la validité de l'instrument de mesure de la consommation alimentaire (Serra-Majem, et al., 2009). Toutefois, utiliser plusieurs approches à la fois est considéré comme étant une approche plus robuste. La méthode de validation la plus fréquemment utilisée dans les études est la comparaison des valeurs moyennes de groupe provenant de deux méthodes d'évaluation de consommation différentes (Willett, 1990). Toutefois, certains marqueurs biologiques peuvent être utilisés comme mesure de référence, servant ainsi à ajouter au processus de validation d'un outil de mesure

de la consommation alimentaire. (Kipnis, et al., 2003). Les indicateurs biologiques sont généralement utilisés soit pour mesurer la capacité du sujet à rencontrer ses besoins en nutriments spécifiques soit pour prévoir le risque d'une maladie quelconque. Toutefois, comparer les données alimentaires provenant d'un outil de mesure de consommation alimentaire (R24H, QF ou JA) avec une mesure indépendante (mesure biochimique) qui reflète les apports alimentaires servirait à valider l'instrument. Ces marqueurs biochimiques mesurent des variables spécifiques dans les fluides du corps ou les tissus pour refléter l'apport d'un composant alimentaire. L'analyse de ces marqueurs pourrait se faire par des mesures directes de la concentration d'un nutriment ou de ses produits métaboliques soit sur des fluides (analyses plasmatiques pour déterminer les apports en vitamines), soit sur des tissus (minéraux et acides gras). A titre d'exemple, l'eau doublement marquée (EDM) est utilisée pour valider des données alimentaires pour l'énergie en estimant l'exactitude des apports en énergie. D'autres marqueurs ont été également développés pour valider les apports alimentaires; par exemple, l'azote urinaire est utilisé pour déterminer l'apport en protéines. Les caroténoïdes et la vitamine C pourraient servir de marqueurs reflétant les apports en fruits et légumes.

Bien que ces mesures biologiques soient capables de valider des données alimentaires, cette technique est coûteuse et considérée invasive sur le plan éthique. En outre, ces marqueurs présentent plusieurs limites techniquement à l'instar du risque de contamination des spécimens collectés, de leur instabilité ainsi que les erreurs commises au laboratoire (Cade et al., 2002) De plus, une des limites majeures de ces marqueurs est le fait qu'ils dépendent de la biodisponibilité des nutriments. Lorsqu'ils sont basés sur la mesure d'une concentration d'un composé particulier à un moment spécifique, les indicateurs biochimiques constituent une photo à un point précis de temps. En effet, ces marqueurs biochimiques sont influencés par les variations à court terme. Il serait

donc pertinent de répliquer ces mesures dans un sous échantillon de la population étudiée. De plus, quantifier la relation entre l'apport alimentaire et la valeur du marqueur pourrait varier selon les individus puisqu'elle est affectée par la digestion, absorption et métabolisme. Cette grande variabilité intra individuelle seraient associée au bagage génétique relatif des sujets ainsi qu'à leur style de vie différents (tabagisme, activité physique, ...) (Cade et al., 2002).

Le processus de validation d'un outil de mesure de consommation alimentaire est important. C'est grâce à la validité de l'instrument qu'on pourrait déterminer son utilité potentielle et sa capacité à établir des comparaisons à travers les études. Ceci est également recherché pour les mesures sommaires de l'alimentation, soit les indices de mesure de consommation alimentaire globale.

2.4. Indices de qualité alimentaire globale

2.4.1. Caractérisation et objectif d'un indice de qualité alimentaire globale

Comme souligné à la deuxième section de cette recension des écrits, dresser les schémas alimentaires des individus pourrait être une approche alternative de l'examen individuel des nutriments ou des aliments. Toutefois, il a été constaté que les corrélations entre les schémas alimentaires et l'état de santé des individus seraient moins précises et moins robustes que le véritable lien existant. Selon plusieurs chercheurs, ce constat relève de la complexité de l'alimentation (composition de nutriments et de substances non nutritives), mais aussi de l'interaction entre les nutriments (de manière synergique ou antagoniste) qui influence leur absorption et leur biodisponibilité (Kant, 2004; Kourlaba & Panagiotakos, 2009; Waijers, Feskens, & Ocké, 2007).

Outre les méthodes statistiques « *a posteriori* » déployées pour dégager les schémas alimentaires, les indices de mesure de la qualité alimentaire globale (méthodes « *a priori* ») représentent un outil qui permet d'établir le degré auquel

l'alimentation d'un individu ou groupe d'individus atteignent les recommandations nationales en matière de nutrition, d'alimentation et de prévention des maladies. Certains scores sont composés de nutriments, d'autres d'aliments et d'autres qui considèrent à la fois les nutriments et les aliments. Ces indices représentent des mesures composites dont chaque composante exprime une dimension particulière de l'indice (regroupements alimentaires, variété, modération, équilibre, ...). Ils sont calculés à partir des données provenant d'une analyse de la consommation alimentaire (Kourlaba & Panagiotakos, 2009). Toutefois, ces mesures composites peuvent également servir à établir des associations entre la qualité alimentaire globale et le risque de certaines maladies chroniques ou la mortalité.

Le premier indice fut élaboré en 1972 par Madden et Yoder (Madden & Yoder, 1972) dans le but d'évaluer l'efficacité du programme américain à l'époque « Food stamp and commodity distribution ». Il s'agit de deux mesures sommaires basées sur les nutriments ; le Nutrient Adequacy Ratio (NAR) qui est le rapport entre l'apport en nutriment et la recommandation pour ce nutriment et le Mean Adequacy Ratio (MAR) qui représente la moyenne des NARs. Néanmoins, au cours des deux dernières décennies, plusieurs indices de qualité alimentaire globale ont été élaborés. Bien que ces indices prennent en considération l'aspect multidimensionnel de l'alimentation, chaque indice conçu dispose de ses propres caractéristiques. Le développement d'un indice de mesure de qualité alimentaire repose sur plusieurs prises de décision. Jusqu'à date, environ une vingtaine d'indices ont été présentés dans la littérature. Quatre d'entre eux ont fait le sujet de plusieurs études et constituent la base d'autres indices générés, soit modifiés (révisés) ou adaptés. Les quatre indices sont : le Healthy Eating Index (HEI) (Kennedy, Carlson & Fleming, 1995), le Diet Quality Index (DQI) (Patterson, Haines, & Popkin, 1994), le Healthy Diet Indicator (HDI) (Huijbregts, et al.,

1997) et le Mediterranean Diet Score (MDS) (Trichopoulou, et al., 1995). Ces quatre indices seront détaillés dans les paragraphes qui suivent.

Le développement des indices varie en fonction du contexte et de l'objectif de l'étude en question. D'une manière concise, l'élaboration de l'indice consiste au choix des composantes de l'indice (ou variables nutritionnelles), leur quantification (attribuer un score aux différents nutriments et/ou aliments) et l'addition des sous-scores pour en faire un score total qui reflète la mesure de qualité alimentaire globale (Kourlaba & Panagiotakos, 2009). Dans une revue de littérature récente, Waijers et ses collaborateurs (2009) ont résumé l'élaboration d'un indice de mesure de la consommation alimentaire en cinq étapes 1) choisir les composantes de l'indice, 2) sélectionner les sous-composantes, 3) établir le score pour chaque composante, 4) fixer le poids de chaque composante dans le score, 5) faire la somme des scores assignés pour chaque composante et déterminer le score total.

La composition de l'indice est une tâche complexe, désormais subjective, qui fait appel à plusieurs décisions. Son élaboration implique plusieurs choix liés aux composantes et sous composantes de l'indice, à la détermination des points de coupures et la manière d'attribuer le score à chaque composante, mais aussi la méthode de collecte de données alimentaires considérée.

En ce qui a trait aux composantes de l'indice, l'auteur devrait choisir quels nutriments et/ou aliments inclure et fixer leur nombre; il existe des indices qui renferment entre quatre et dix composantes et d'autres qui contiennent jusqu'à 17 composantes. Les composantes de l'indice peuvent être des nutriments, des aliments ou groupe d'aliments ou une combinaison de nutriments et d'aliments ou groupe d'aliments. Toutefois, des nutriments et des aliments particuliers tels que le gras, cholestérol, fruits et légumes, grains entiers, sodium, alcool, fibres figurent dans la plupart des composantes de l'indice vu leur impact reconnu sur la

santé. Bien que ces mesures composites reposent sur les mêmes principes directeurs (guides alimentaires et recommandations nutritionnelles), le score assigné aux sous-composantes diffère à travers les indices. Souvent, le score est attribuée de façon dichotomique, où un 0 est assigné quand l'apport en nutriments ou aliments est inférieur à la valeur seuil (ou point de coupure) et la valeur 1 est attribué quand l'apport est supérieur au point de coupure. Néanmoins, il se peut que le score soit assigné de manière proportionnelle au degré d'adhésion aux recommandations nutritionnelles. Les valeurs seuils ou points de coupure ainsi que la contribution de chaque composante dans le score total représentent également des décisions subjectives déterminées par le chercheur en fonction de l'objectif de l'indice (Kourlaba & Panagiotakos, 2009; Waijers, Feskens, & Ocké, 2007).

La grande majorité d'indices a servi à étudier l'association entre la qualité alimentaire globale d'une part et plusieurs variables sociodémographiques et liées à la santé tels que les bio-marqueurs (Fung, et al., 2005; Hann, Rock, King, & Drewnowski, 2001; Weinstein, Vogt, & Gerrior, 2004a), la mortalité (Kant, Schatzkin, Graubard, & Schairer, 2000; McCullough, et al., 2002; McNaughton, Bates, & Mishra, 2012; Trichopoulou, Costacou, Bamia, & Trichopoulos, 2003), les maladies cardiovasculaires et certains cancers (McCullough, et al., 2002; McCullough, et al., 2000), et les maladies neuro-dégénératives (Sääksjärvi, et al., 2012).

Plusieurs études portant sur l'association entre l'indice de mesure de consommation alimentaire et certaines variables sociodémographiques ont démontré qu'un score plus élevé, reflétant une meilleure qualité alimentaire, serait lié à un âge avancé, (Drewnowski, et al., 1996; Drewnowski, Renderson, Driscoll, & Rolls, 1997; Woo, et al., 2001) au sexe féminin (Woo, et al., 2001), et à un statut sociodémographique (revenu et niveau d'éducation) relativement élevé (Kant & Thompson, 1997; Stookey, Wang, Ge, Lin, & Popkin, 2000).

L'association entre ces indices et les nutriments a été investiguée dans plusieurs études et la plupart révèle une association positive (Kant, 2004 ; Kennedy, Carlson S, & Fleming K, 1995) . Toutefois, les résultats ne sont pas concluants et ils sont parfois opposés en ce qui concerne l'apport en énergie et en gras. Bien que certaines études ont rapporté une corrélation négative avec l'apport total en énergie, le pourcentage d'énergie provenant du gras, l'apport en gras total, et en gras saturés (Drewnoski, et al., 1997 ; Haines, Siega-Riz, & Popkin, 1999 ; Kant & Thompson, 1997), d'autres études appuient une corrélation positive entre les indices et l'apport total en énergie et en gras. (Munoz, Krebs-Smith, Ballard-Barbash, & Cleveland, 1997; Stookey, et al., 2000).

D'autres chercheurs ont examiné le lien entre les indices et certains marqueurs biologiques. Dans une étude américaine portant sur 340 femmes âgées entre 21 et 80 ans, le HEI était positivement associé à l'apport en vitamine C, les folates et le taux plasmatique des caroténoïdes (béta-carotène, béta-cryptoxanthine, alpha carotène et lutéine). Le coefficient de corrélation était compris entre 0,24 et 0,41 (Hann, et al., 2001).

Dans l'optique de la prévention des maladies chroniques (principalement maladies cardiovasculaires et certaines formes de cancers), plusieurs auteurs se sont penchés sur l'étude du lien entre les scores des indices et certaines de ces maladies. Quelques 2 198 Canadiens âgés entre 18 et 74 ans ont participé à une étude longitudinale visant à déterminer le lien entre l'incidence de cancer et la qualité de la diète. Après 8.3 années de suivi, les chercheurs ont trouvé une association inverse non significative entre le Diet quality score (DQS) et l'incidence du cancer (Fitzgerald, Dewar, & Veugelers, 2002). Toutefois, chez 34708 femmes américaines postménopausées, l'examen de l'association entre le « Dietary Guidelines Index » (DGI) a démontré, après 13 années de suivi, une réduction de 15% du risque de cancer en comparant le quintile supérieur au quintile inférieur (Harnack, Nicodemus, Jacobs Jr, & Folsom, 2002).

Certaines études ont rapporté une association inverse entre la mortalité et le score des indices. Une réduction de 17% du taux de mortalité par augmentation d'une unité du «Diet Score» (DS) (score de 8 points) a été observée chez 182 Grecs âgés de plus de 70 ans (Trichopoulou, et al., 1995). D'autres études soutiennent également cette association inverse, néanmoins avec des pourcentages variables. Des résultats provenant de l'étude portant sur 74607 personnes âgées sur l'association entre la mortalité et «Mediterranean Diet Score» (score de 8 points) a révélé une réduction de 8% de mortalité de toutes causes pour une augmentation de deux unités du score (Trichopoulou, Orfanos, et al., 2005). Dans une autre étude européenne menée auprès de 25917 Grecs, les auteurs ont noté que pour chaque augmentation de 2 unités du score MDS, il y avait 33% de réduction de la mortalité liée aux maladies coronariennes, 24% pour la mortalité liée au cancer et 25 % de réduction du taux de mortalité (toutes causes confondues) (Trichopoulou, et al., 2003).

2.4.2. Exemples d'indices de mesure de qualité alimentaire globale

2.4.2.1. Le Healthy Eating Index: (HEI)

Cet indice a été initialement conçu en 1995 par le Département de l'Agriculture des États-Unis (USDA) afin d'établir le profil alimentaire des Américains et fournir une image représentative de la qualité des aliments consommés, en conformité avec la pyramide alimentaire «Food Guide Pyramid». Le HEI original renferme 10 composantes; les cinq premières composantes comparent aux recommandations les portions servies des cinq groupes alimentaires (grains, fruits, légumes, lait et viande); la sixième et la septième composante mesurent en pourcentage l'énergie provenant respectivement des lipides totaux et des acides gras saturés. Les composantes huit et neuf mesurent la consommation en mg respectivement du cholestérol et du sodium. La dernière composante, la variété alimentaire, correspond au nombre d'aliments consommés de différents groupes

alimentaires pendant 3 jours. Le score total du HEI est une somme de dix composantes dont chacune représente un aspect de la qualité alimentaire. Chaque composante a un score maximal de 10 et minimal de 0. Les scores intermédiaires sont compilés de façon proportionnelle. Le score total maximal de l'indice étant 100 ; ainsi, Un score < 50 indique que l'alimentation du sujet est de pauvre qualité, un score compris entre 51 et 80 se traduit par le fait que la diète nécessite des améliorations et un score ≥ 80 indique que la diète est bonne. Ces seuils ont été établis en comparant le score à une estimation de qualité nutritionnelle selon l'atteint des Apports nutritionnels recommandés à l'époque (Kennedy et al., 1995).

Le HEI a été associé positivement à plusieurs nutriments (Hann, et al., 2001) mais aussi à des marqueurs biologiques (Weinstein, Voght, & Gerrior, 2004). Plusieurs études ont étudié le lien entre le HEI et le risque de certaines maladies chroniques tels que les maladies cardiovasculaires et certains types de cancers. Les résultats des études n'étaient pas concluantes ; certaines études démontrent que la corrélation entre le HEI et le cancer est faible ou absente (Fung, et al., 2006; Harnack, et al., 2002; McCullough, et al., 2000b), d'autres auteurs ont réussi à démontrer qu'il existe une association inverse significative entre le HEI et les maladies cardiovasculaires observées chez les hommes (McCullough, et al., 2000b). Néanmoins, cette association n'a pu être établie chez les femmes (McCullough, et al., 2000). Dans ce cadre et dans le but de consolider le lien entre le HEI et le risque des maladies chroniques, le HEI a été révisé par un groupe de chercheurs et nommé le « Alternative Healthy Eating Index » (AHEI). Plusieurs nouvelles composantes ont été intégrées en se basant sur leurs propriétés protectrices contre les maladies chroniques. Un score élevé est associé à une consommation élevée de poissons et viandes blanches comparativement aux viandes rouges et charcuteries, une consommation élevée en protéines d'origine végétale (noix, soya) ; un apport élevé en céréales ; un rapport gras

polyinsaturés/saturés élevé ; un apport faible en gras trans et une consommation modérée en alcool (McCullough & Willett, 2006). Le AHEI a permis une meilleure prédiction du risque des maladies chroniques comparativement au HEI. Ainsi, un score élevé au AHEI est associé à une réduction significative du risque des maladies chroniques chez les hommes (RR=0,80 ; 95 % IC : 0,71 ; 0,91) et chez les femmes (RR= 0,89 ; 95 % IC : 0,82 ; 0,96) (McCullough, et al., 2002). De plus, le A-HEI est associé à des concentrations faibles de marqueurs biologiques de l'inflammation et de la dysfonction endothéliale (bio-marqueurs impliqués dans certaines maladies chroniques telle que le diabète et l'athérosclérose). La concentration en protéine C réactive a été 30 % plus faible ($p<0,05$) dans le quintile supérieur comparativement au quintile inférieur (Fung, et al., 2006).

2.4.2.2. Le Diet Quality Index : (DQI)

Étant un indice de mesure sommaire de la qualité de la diète, le «Diet Quality Index» (DQI) a été élaboré en 1994 par Patterson et ses collaborateurs (Patterson, et al., 1994). Cette mesure composite a été conçue afin de prédire les schémas alimentaires associés aux risques de maladies chroniques. Le DQI est constitué de huit composantes qui reflètent les recommandations en apport de six nutriments (gras total, gras saturés, cholestérol, protéines, sodium et calcium) et deux groupes alimentaires (fruits et légumes, et grains). Les scores (variant entre 0 et 16) sont attribués de façon catégorielle. Un score minimal indique que la diète est bonne, tandis qu'un score de 16 indique que la diète est de mauvaise qualité. Plusieurs études ont été réalisées dans le but d'élucider le lien entre la qualité alimentaire et les risques associés aux maladies chroniques, dont certaines seront présentées dans la section suivante.

Dans une cohorte de 63 109 femmes et 52 724 hommes âgés entre 50 et 79 ans, l'examen du lien entre le DQI et la mortalité de toutes causes a montré qu'après

ajustement pour une multitude de variables confondantes telles que race, éducation, tabagisme, alcool, prise de suppléments, IMC et d'autres, un score élevé de DQI (ce qui reflète une diète de mauvaise qualité) était positivement corrélée à la mortalité liée aux problèmes circulatoires chez les femmes (RR= 1,86, 95 % IC : 1,19 ; 2,89). Toutefois, un meilleur score au DQI n'était pas significativement associé à un taux moins élevé de la mortalité liée au cancer (Seymour, et al., 2003). Afin de mieux refléter les recommandations nutritionnelles, le DQI a été révisé (DQI-Revised) en incorporant d'autres composantes capables de mieux rapporter certains aspects de l'alimentation soit la variété et la modération (Haines, Siega-Riz, & Popkin, 1999). Le DQI-R a été associé significativement aux marqueurs biologiques qui reflètent l'apport en certains nutriments ($r=0,43$, $P<0,005$ pour l' α -carotène, $r=0,35$ $P<0,005$ pour la β -carotène et $r= 0,31$, $P<0,005$ pour la lutéine) (Newby, Hu, et al., 2003). Toutefois, contrairement au HEI, l'indice de mesure de qualité alimentaire DQI-R n'était pas associé aux marqueurs de l'inflammation (Fung, et al., 2006).

2.4.2.3. Le Healthy Diet Indicator (HDI)

Basé sur les recommandations alimentaires de l'OMS pour la prévention des maladies chroniques, cet indice de mesure de qualité alimentaire est constitué de huit composantes : apport en gras saturés, apport en acides gras polyinsaturés, protéines, glucides complexes, fibres, légumineuses, noix et fèves, fruits et légumes, mono et disaccharides, et cholestérol. Les scores sont attribués de façon dichotomique, où un score de 1 indique que la personne respecte les recommandations et 0 qu'elle ne les respecte pas.

Inversement associé à la mortalité de toute cause chez 3045 hommes, le risque relatif chez le groupe ayant le meilleur score HDI comparativement à ceux qui avaient des score indiquent une pauvre diète était de 0,87 (95% IC : 0,77 ; 0,98). (Huijbregts, et al., 1997). Les mêmes résultats étaient observés dans l'étude

longitudinale européenne HALE (Healthy Ageing: a Longitudinal Study in Europe) qui comportait 2068 hommes et 1049 femmes âgés entre 70 et 90 ans, les auteurs ont montré que le HDI est inversement associé à la mortalité de toute cause (HR=0,89 95% IC : 0,81 ; 0,98). L'ajustement de modèle s'est fait pour plusieurs variables confondantes tels que l'âge, le sexe, la consommation d'alcool, tabac, l'éducation, l'IMC, l'activité physique et la présence de maladies chroniques (Knoops, 2006).

2.4.2.4. Le Mediterranean Diet Score : (MDS)

Cet indice a été conçu afin d'établir le lien entre le schéma alimentaire caractérisé par une alimentation méditerranéenne et la survie. Il renferme huit composantes : rapport de gras monoinsaturés/saturés, fruits et noix, céréales, légumes, légumineuses, alcool, lait et produits laitiers, viandes. Le score varie de 0 à 8. Plus le score est élevé, plus l'alimentation reflète une alimentation méditerranéenne et donc est de meilleure qualité. Cet indice de mesure de la qualité alimentaire a été positivement associé à la survie dans plusieurs études. Ceci a été démontré aussi bien chez les adultes de moins de 65 ans (Michel de Lorgeril, et al., 1999; Trichopoulou, et al., 2003; Trichopoulou, et al., 1995), que chez les personnes âgées (Kouris-Blazos, et al., 1999; Osler & Schroll, 1997). Toutefois, l'étude de Lasheras et ses collaborateurs (Lasheras, Fernandez, & Patterson, 2000), menée sur 161 personnes âgées a contrarié ces investigations. Cette équipe a démontré que le MDS était associé à une réduction significative de la mortalité seulement chez les personnes âgées de moins de 80 ans. Chez ces sujets, une augmentation d'une unité du score, est associée à une diminution de mortalité de 31 % (95% IC : 7 % ; 51 %). Aucune association n'a été établie chez les personnes âgées de plus de 80 ans.

3. OBJECTIFS DE RECHERCHE

Ce mémoire porte sur des analyses secondaires de l'Étude longitudinale québécoise sur la nutrition et le vieillissement réussi (NuAge) dont le but était de déterminer le rôle de la nutrition dans le vieillissement réussi. Toutes les données utilisées dans ce projet de recherche correspondent à celles colligées auprès de l'échantillon total des 1793 sujets à l'entrée dans l'étude, soit au T1. Une demande des variables d'intérêt et un protocole de recherche ont été soumis au comité directeur de NuAge et approuvés par le comité d'éthique. Les données d'intérêt ont été fournies dans un fichier SPSS par Internet sur l'intranet QuickPlace. Le projet a été conçu par l'étudiante sous la supervision de sa directrice et toutes les analyses statistiques ont été menées par la candidate.

3.1. Hypothèse et objectif principal

L'hypothèse de la présente étude stipule que le score total C-HEI est meilleur chez les sujets ayant atteint les recommandations en apport énergétique et protéique, et présentant des mesures anthropométriques sans risque pour la santé comparativement à ceux n'ayant pas atteint les recommandations nutritionnelles et dont les mesures anthropométriques constituent un risque pour la santé.

L'objectif principal de ce mémoire consiste à déterminer les liens entre le score total C-HEI et les variables nutritionnelles, anthropométriques et de santé; il s'agit de comparaisons avec les R24H et certains aspects de la santé des participants au recrutement (T1) dans la cohorte « NuAge ».

3.2. Objectifs secondaires

1) Comparer le score total C-HEI et ses sous-scores à l'atteinte de certains apports nutritionnels de référence (ANRÉF, 2006);

- 2) Déterminer si le score total reflète l'atteinte des recommandations pour les apports en énergie et en protéines tels que colligés par les R24H;
- 3) Examiner les associations entre le score total C-HEI et certaines mesures anthropométriques tels que l'IMC, le tour de taille et le ratio taille: hanche;
- 4) Examiner le lien entre le score total C-HEI et le nombre de maladies chroniques rapporté ayant un lien avec la nutrition.

4. MÉTHODOLOGIE

4.1. Population cible

Il s'agit des 1793 hommes et femmes âgés entre 68 et 84 ans en bonne santé recrutés dans la cohorte NuAge en 2003-2004 et suivis annuellement sur une période de 4 ans. L'échantillon a été recruté à partir du fichier de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) en stratifiant pour l'âge et le sexe. Les sujets recrutés vivaient dans la communauté dans les régions de Montréal, Laval et Sherbrooke, Québec Canada. La collecte de données a été réalisée au Centre de recherche de l'Institut universitaire de gériatrie de Montréal (IUGM) et au Centre de recherche sur le vieillissement de l'Institut universitaire de gériatrie de Sherbrooke (IUGS). Les personnes éligibles à participer à l'étude NuAge devaient être âgés de 70 ± 2 ans, 75 ± 2 ans ou 80 ± 2 ans, parler le français ou l'anglais, être prêts à s'engager pour une période de cinq ans, être capable de marcher sans aide (cane acceptée), sans incapacités fonctionnelles affectant les activités de la vie quotidienne, sans problème cognitif ($3MS > 79$), capables de marcher 300 mètres (l'équivalent d'un bloc) ou de monter dix marches, soit un étage, sans avoir à prendre de pause et aptes à signer un formulaire de consentement.

4.2. Aspects éthiques

Tous les participants ont signé un formulaire de consentement avant leur participation à l'étude qui a été approuvé par les Comités d'éthique des Instituts universitaires de gériatrie de Montréal (IUGM) et de Sherbrooke (IUGS).

4.3. Définition des variables d'intérêt

- Le C-HEI a été calculé à partir de 3 R24H non-consécutifs, colligés au T1 de NuAge. Cet indice a été adapté aux recommandations canadiennes par

Shatenstein et ses collaborateurs (2005), à partir du HEI américain (Kennedy, Ohls, Carlson, & Fleming, 1995) en utilisant le Guide Alimentaire Canadien (GAC, Santé Canada, 2007) et les Recommandations Nutritionnelles pour les Canadiens (Santé et Bien-être Canada, 1990). Il comprend neuf composantes ; l'atteinte des recommandations en nombre de portions des quatre groupes alimentaires du GAC (produits céréaliers, légumes et fruits, lait et substituts, viandes et substituts), les atteintes des recommandations des lipides totaux, des acides gras saturés, du cholestérol, du sodium et une sous composante de variété alimentaire (annexe 1). Cette dernière a été adaptée du score de diversité alimentaire de Kant et ses collaborateurs (1991) et compte le nombre de portions d'aliments du GAC consommés en moyenne par jour durant les trois jours des collectes des R24H. La contribution à chacun des groupes du GAC de chaque aliment rapporté dans chaque R24h a été calculée à l'aide d'un logiciel développé dans la cadre de l'étude NuAge. Pour ce faire, il a fallu décomposer les plats composés en leurs ingrédients. Le score maximal de chaque composante vaut 10 points à l'exception des fruits et légumes dont 20 points sont attribués comme sous-score maximal. Selon le degré d'atteinte des recommandations pour les neuf composantes de l'indice, les points sont attribués avec un maximum de score de 100 points. Si le score total est ≤ 50 la diète est jugée de mauvaise qualité, un score compris entre 51 et 79 indique que la diète nécessite des améliorations et si le score est ≥ 80 , la diète est jugée bonne. Lors de l'adaptation du HEI américain aux recommandations canadiennes, Shatenstein et ses collaborateurs (2005) ont retenu les mêmes points de coupures ainsi que les catégories de scores que Kennedy et ses collaborateurs (1995).

- Les paramètres nutritionnels : il s'agissait des nutriments colligés par la moyenne de 3 R24H non-consécutifs au T1, soit les apports quotidiens moyens en énergie, protéines, fibres alimentaires totaux, cholestérol, sodium, lipides

totaux (% en énergie), gras saturés (% en énergie), calcium, fer, vitamine A (exprimée en équivalent d'activité du rétinol), vitamine C, thiamine, riboflavine, équivalent de niacine totale, vitamine B-6, vitamine B-12, équivalents alimentaires acide folique, zinc et fer. Les apports moyens en énergie et en protéines permettaient de déterminer si les sujets avaient des apports suffisants en énergie (soit 30kcal/kg/jour) et en protéines (1g/kg/jour), respectivement.

- Les mesures anthropométriques colligés à T1, soit le poids mesuré (kg), la taille mesurée (m), la circonférence de taille (cm), la circonférence de hanche (cm), le rapport taille : hanche, et l'indice de masse corporelle calculé ($IMC = \text{poids (kg)} / \text{taille (m}^2\text{)}$).
- Le nombre de maladies chroniques au T1, calculé à partir de celles rapportées comme présentes par les participants.
- Le comportement alimentaire portait sur la prise du déjeuner, du dîner, du souper et des collations.
- Les variables sociodémographiques, sexe, âge, état civil, scolarité et revenu familial au T1.
- La présence de maladies chroniques déterminée par le questionnaire « Older Americans Resources and Services » (OARS). Les maladies chroniques considérées sont : l'hypertension artérielle, les troubles circulatoires, les troubles cardiaques, l'ostéoporose, le diabète et l'anémie.
- La prise de médicaments au T1 (nombre de médicaments consommés).
- Certaines habitudes de vie, telles que la consommation d'alcool et le tabagisme.
- Le « Physical Activity Scale for the Elderly » (PASE), un questionnaire développé par Washburn et ses collaborateurs en 1993 (Washburn, Smith, Jette, & Janney, 1993), et validé auprès de 56 hommes et 134 femmes dont

la moyenne d'âge était de 66.5 ± 5.3 années (Washburn, McAuley, Katula, Mihalko, & Boileau, 1999).

4.4. Analyse de données

Afin d'éviter l'effet des valeurs extrêmes des données sur la qualité des résultats obtenus, une évaluation de la plausibilité a été réalisée sur les analyses descriptives préliminaires. Pour les nutriments, tous les apports supérieurs à la moyenne ± 3 écarts types ($M \pm 3ET$) ont été rapportés à la $M \pm 3ET$ (Fraser, 2009). Une analyse de plausibilité a été menée sur les données recueillies (apports énergétiques et poids mesuré) des sujets qui présentaient un IMC considéré comme une valeur extrême. Le poids biologiquement associé à l'apport calorique (poids maintenu par l'apport calorique correspondant) a été calculé selon la règle suivante (30Kcal/Kg de poids). Si le poids calculé est extrêmement supérieur ou inférieur au poids mesuré, l'IMC est considéré comme étant une valeur extrême non plausible et le sujet est alors exclu des analyses. Par exemple, pour un IMC de 51.13, à partir de l'apport calorique (1035.83 Kcal) associé à cet IMC, le calcul du poids biologiquement plausible est réalisé (soit 34.52 Kg). Cependant, le poids mesuré de l'individu est de 112 Kg. Puisque le poids biologiquement plausible associé à l'apport calorique est extrêmement élevé comparativement au poids mesuré (34.52 Kg versus 112 Kg), le sujet est exclu. Il est à noter que les 3 rappels de 24 heures représentent l'alimentation habituelle alors ce niveau moyen d'apport en énergie n'est pas possible.

Seize sujets ont été éliminés parce qu'ils présentaient des données jugées non plausibles et 22 sujets avaient des données manquantes pour certaines variables nutritionnelles. Les analyses réalisées pour ce mémoire ont donc été effectuées sur 1755 sujets. Les analyses ont été réalisées à l'aide du logiciel SPSS version 17 pour Windows (SPSS Inc., Chicago IL).

4.4.1. Caractéristiques de l'échantillon

Des analyses descriptives de moyennes et d'écart-type des variables sociodémographiques ont été réalisées afin de déterminer les caractéristiques de l'échantillon en fonction du sexe et de chaque groupe d'âge. Dans le cas des variables continues, des tests de t de Student ont été effectués afin de dégager les différences significatives entre les hommes et les femmes. Dans le cas de l'étude des variables en fonction du groupe d'âge, des analyses de variance (ANOVA) ont été réalisées. Lorsque les résultats de l'ANOVA ont été statistiquement significatifs, les comparaisons *a posteriori de LSD* ont identifié les groupes d'âge qui diffèrent. Dans le cas où la variable est de type catégoriel, des tests de Khi deux ont été réalisés. Les résultats des tests ont été jugés statistiquement significatifs à un seuil alpha de 5 %.

4.4.2. Forme de distribution du C-HEI et sous -scores

Des analyses de distribution des fréquences du score total C-HEI ainsi que ses sous-scores ont été réalisées afin de déterminer la forme de distribution et décider de la nature des analyses bivariées à réaliser. Des approches empiriques et graphiques (histogrammes, test de symétrie Wilk de Shapiro et test de Skewness), ont été réalisées pour décrire la forme de la distribution. Les graphiques qui illustrent la distribution du C-HEI selon le sexe et le groupe d'âge sont présentés à **l'annexe 4**. Les résultats des tests empiriques ainsi que les histogrammes démontrent que la variable ne suit pas une distribution normale (la distribution a un étalement vers la gauche). Ces résultats justifient l'utilisation des analyses non paramétriques pour les analyses bivariées.

4.4.3. Analyses bivariées

Les coefficients de corrélation de Spearman ont été calculés entre le score total C-HEI et les paramètres nutritionnelles dans le but de déterminer l'association entre

ces variables. Des tableaux croisés ont été employés afin de déterminer la distribution de l'adéquation de certaines variables telles que la «suffisance en énergie» et la «suffisance en apport protéique» sur la base des quartiles du score totale du C-HEI. Un sujet est considéré avoir un apport suffisant en énergie si son apport énergétique journalier est strictement supérieur à 30 kcal/kg/j. Un sujet est considéré avoir un apport suffisant en protéines si son apport quotidien en protéines dépasse 1g de protéines/kg/j.

De plus, la comparaison de moyenne du score total C-HEI a été réalisée pour les variables dichotomiques «suffisance en énergie» et «suffisance en protéines» en stratifiant par sexe et par groupe d'âge.

Concernant les variables anthropométriques, la comparaison des moyennes du score total C-HEI a été effectuée entre les catégories de chaque variable anthropométrique (IMC, tour de taille et ratio taille : hanche) tout en stratifiant par sexe et par groupe d'âge. Pour ce faire, l'IMC, la circonférence de taille et le ratio taille/hanche ont été catégorisés à partir de la classification du risque pour la santé en fonction des intervalles et des points de coupures de ces variables anthropométriques comme illustré aux Tableau 1 et Tableau 2. Le regroupement des catégories d'IMC a été fait sur le degré du risque de développement des problèmes de santé (Risque accru pour les sujets $IMC < 18,5$ et $25,0 \leq IMC \leq 29,9$). Les trois catégories de l'obésité ($IMC \geq 30$) ont été regroupées en une seule classe vu que les effectifs étaient faibles.

Les mêmes analyses (comparaison de moyennes de score C-HEI) ont été réalisées entre le score C-HEI et la variable dichotomique «maladie chronique». La première catégorie regroupe les sujets n'ayant aucune maladie et la deuxième renferme tous ceux qui avaient au moins une maladie chronique (1 à 5 maladies).

Tableau 1 : Classification du risque pour la santé en fonction de l'indice de masse corporelle (IMC) adapté de (Santé Canada, 2003)

Intervalles d'IMC	Risques de développer des problèmes de santé
$18,5 \leq \text{IMC} \leq 24,9$	Moindre
$\text{IMC} < 18,5$ et $25,0 \leq \text{IMC} \leq 29,9$	Accru
$\text{IMC} \geq 30$	Élevé, très élevé, extrêmement élevée

Tableau 2 : Points de coupure du tour de taille et du ratio taille/hanche en fonction du risque de complication métaboliques (OMS, 2008)

Indicateur	Points de coupure	Risque de complications métaboliques
Circonférence de taille	>102 cm pour les hommes >88cm pour les femmes	Augmente de façon substantielle
Ratio taille/hanche	$\geq 0,90$ cm pour les hommes \geq $0,85$ cm pour les femmes	Augmente de façon substantielle

5. RÉSULTATS

5.1 Caractéristiques de l'échantillon

Les caractéristiques sociodémographiques, le comportement alimentaire, l'état de santé physique ainsi que les habitudes de vie sont présentés par sexe au Tableau 3 et par groupe d'âge au Tableau 4. L'échantillon était composé de 47,8 % d'hommes et 52,2 % de femmes. Le revenu annuel des sujets différait significativement selon le sexe avec des revenus familiaux plus élevés chez les hommes (41573 ± 22986 \$ contre 33397 ± 19891 \$, $p < 0,001$). Le nombre d'années de scolarité était également plus élevé chez les hommes. En moyenne, les hommes avaient $11,9 \pm 5,1$ années de scolarité, tandis que les femmes avaient $11,4 \pm 3,9$ ans ($p < 0,001$). Au recrutement, la plupart des hommes, mais pas des femmes, était constitué de sujets mariés avec une proportion plus élevée chez les hommes que chez les femmes (75,7 % d'hommes et 43,7 % de femmes étaient mariés, $p < 0,001$). Plus de femmes que d'hommes étaient célibataires (14,3 % contre 6,8 %, $p < 0,001$) ou veuves (34,3 % contre 8,5 %, $p < 0,001$) respectivement. Concernant le comportement alimentaire des participants, plus de femmes que d'hommes prenaient un dîner à tous les jours (91,8 % contre 88 %, $p = 0,007$). Les mêmes observations concernant la prise de collation ont été notées (46,8 % de femmes contre 38,3 %, $p < 0,001$). Au recrutement, l'IMC des hommes était légèrement supérieur à celui des femmes ($27,90 \pm 3,88$ Kg/m² contre $27,35 \pm 4,40$ Kg/m² ($p < 0,001$). Les femmes ont rapporté plus de maladies chroniques que les hommes ($2,01 \pm 1,34$ contre $1,71 \pm 1,42$, $p = 0,001$), tandis que les hommes fumaient plus que les femmes ($22,02 \pm 30,01$ packyears contre $6,35 \pm 15,44$ packyears, $p < 0,001$). Toutefois, ils étaient plus actifs physiquement que les femmes avec un score PASE plus élevé ($112,35 \pm 56,13$ contre $89,91 \pm 44,37$, $p < 0,001$).

Au Tableau 4, on note que 37 % des sujets étaient âgés entre 67 et 72 ans (groupe 1), 33,1 % entre 73 et 77 ans (groupe 2) et 29,9 % entre 78 et 84 ans (groupe 3). Le nombre d'années de scolarité était plus élevé chez les participants les plus jeunes comparativement aux sujets les plus vieux ($11,98 \pm 4,4$ contre $11,37 \pm 4,5$, $p = 0,046$). Plus de sujets du groupe plus âgé étaient célibataires (15,4 % contre 8,5 %, $p < 0,001$) ou veuf (ve)s comparativement aux sujets jeunes (32,5 % contre 13,4 %, $p < 0,001$).

respectivement. La proportion des participants mariés était plus élevée chez les sujets du groupe 2 comparativement à ceux du groupe 1 et groupe 3, soit 95,7 %, 66 % et 47,7 % respectivement, $p < 0,001$. De plus, chez cette tranche d'âge (73-77 ans), y avait la plus grande proportion de sujets qui prenaient à tous les jours un dîner. Les participants les plus jeunes (groupe 1) rapportaient moins de maladies chroniques ($1,6 \pm 1,3$ contre $2,1 \pm 1,4$, $p < 0,001$) et moins de prise de médicaments ($4,07 \pm 3$ contre $5,44 \pm 3,4$, $p < 0,001$) comparativement aux sujets les plus âgés (groupe 3). On peut également constater que durant le dernier mois précédant l'entrevue, la fréquence de consommation de l'alcool était supérieure chez les sujets les plus jeunes en comparaison avec les sujets les plus âgés (38,6 % contre 28,4 %, $p < 0,05$). Toutefois, les participants du G1 (plus jeunes) étaient physiquement plus actifs comparativement aux sujets les plus vieux ($115,25 \pm 53,66$ contre $84,33 \pm 44,67$ sur le PASE, $p < 0,001$).

Tableau 3 : Caractéristiques sociodémographiques, comportement alimentaire et style de vie des participants au recrutement par le sexe

Variables/sexe	Hommes (n=837) 47,8 %	Femmes (n=918) 52,2 %	P
Moyenne ± écart type			
SOCIODÉMOGRAPHIQUES			
Âge	74,35 ± 4,14	74,54 ± 4,25	0,15
Revenu annuel (\$ CAN)	41573 ± 22986	33397 ± 19891	<0,001
Scolarité (ans)	11,93 ± 5,11	11,41 ± 3,95	<0,001
n (%)			
État civil			<0,001
Célibataire	58 (6,8)	132 (14,3)	
Veuf	72 (8,5)	318 (34,3)	
Marié	643 (75,7)	405 (43,7)	
Divorcé	76 (9)	71 (7,7)	
COMPORTEMENT ALIMENTAIRE			
Prise à tous les jours (oui)			
Déjeuner	801 (94,6)	889 (96)	0,153
Dîner	745 (88)	850 (91,8)	0,007
Souper	828 (97,8)	906 (97,8)	0,905
Collation	324 (38,3)	433 (46,8)	<0,001
Moyenne ± écart type			
IMC (kg/m ²)	27,90 ± 3,88	27,35 ± 4,40	<0,001
Nombre de maladies chroniques	1,71 ± 1,42	2,01 ± 1,34	0,001
Nombre de médicaments	4,24 ± 3,22	5,16 ± 3,19	0,330
HABITUDES DE VIE			
Tabagisme (indice packyear)	22,02 ± 30,01	6,35 ± 15,44	<0,001
Consommation d'alcool au cours du dernier mois (oui)	731 (86,1)	692 (74,7)	0,30
Niveau d'activité physique (PASE)	112,35 ± 56,13	89,91 ± 44,37	<0,001

p : signification entre le sexe; packyear: variable créée à partir de la multiplication du nombre total d'années de tabagisme par la moyenne de nombre de paquets /jour au cours de la vie; PASE: échelle pour activité physique pour personnes âgées mesurant le niveau d'activité physique variant de 0 à 400.

Tableau 4 : Caractéristiques sociodémographiques, comportement alimentaire et style de vie des participants au recrutement par groupe d'âge (ans)

Variables/ Groupe d'âge	67-72 (n= 651)	73-77 (n= 580)	78-84 (n= 524)	P
Moyenne ± écart type				
SOCIODÉMOGRAPHIQUES				
Revenu annuel (\$ CAN)	39627 ± 21707	37982 ± 21850	37557 ± 22593	0,276
Scolarité (ans)	11,98 ± 4,48 ^a	11,61 ± 4,65 ^{ab}	11,37 ± 4,55 ^b	0,046
n (%)				
État civil				<0,001
Célibataire	56 (8,5)	52 (8,9)	82 (15,4)	
Veuf	88 (13,4)	129 (22)	173 (32,5)	
Marié	433 (66)	563 (95,7)	254 (47,7)	
Divorcé	79 (12)	45 (7,7)	23 (4,3)	
COMPORTEMENT ALIMENTAIRE				
Prise à tous les jours (oui)				
Déjeuner	616 (93,8)	563 (95,9)	511 (96,4)	0,089
Dîner	590 (89,9)	543 (92,3)	462 (87,2)	0,012
Souper	642 (97,7)	572 (97,4)	520 (98,1)	0,741
Collation	284 (43,3)	246 (41,9)	227 (42,8)	0,883
Moyenne ± écart type				
IMC (kg/m ²)	27,84 ± 4,27	27,81 ± 4,08	27,31 ± 4,06	0,075
Nombre de maladies chroniques	1,60 ± 1,32 ^a	1,93 ± 1,38 ^b	2,11 ± 1,40 ^b	<0,001
Nombre de médicaments	4,07 ± 3,05 ^a	4,77 ± 3,16 ^b	5,44 ± 3,40 ^c	<0,001
HABITUDES DE VIE				
Tabagisme (indice packyear)	12,69 ± 25,74	13,92 ± 23,85	12,99 ± 25,48	0,515
Consommation d'alcool au cours du dernier mois (oui)	549 (38,6) ^a	470 (33) ^{a,b,men}	404 (28,4) ^b	<0,001
Niveau d'activité physique (PASE)	115,25 ± 53,66 ^a	104,07 ± 51,35 ^b	84,33 ± 44,67 ^c	<0,001

p : signification entre les groupes d'âge; PASE : échelle pour activité physique pour personnes âgées mesurant le niveau d'activité physique sur un score de 0 à 400. Comparaison entre les groupes d'âge (p 0,05) à l'aide de test de comparaison multiples selon la méthode LSD; a,b : même lettre indique qu'il n'y a pas de différence significative; lettres différentes : différence significative.

Les apports en nutriments des participants par sexe (Tableau 5), révèle que les apports énergétiques des hommes (2048 ± 510 Kcal) étaient significativement plus élevés que ceux des femmes (1650 ± 404 Kcal) ($p < 0,001$). Les hommes avaient également des apports plus élevés que les femmes pour la plupart des nutriments ($p < 0,001$) à l'exception du calcium, tocophérol, vitamine C, vitamine B12 et les acides gras monoinsaturés pour lesquels il n'y avait pas de différence. De plus, l'examen de ces apports par groupe d'âge (Tableau 6) montre que pour la majorité des nutriments, les apports diminuent significativement avec l'âge. En moyenne, les apports énergétiques quotidiens des sujets les plus jeunes étaient de 1894 ± 516 Kcal, tandis que ceux des participants les plus âgés, étaient de 1786 ± 503 Kcal ($p = 0,001$). L'adéquation des apports en nutriments par rapport aux ANRÉF (ANRÉF, 2006) variait selon le sexe et le nutriment. Les participants ont rencontré ou dépassé la plupart de leurs ANRÉF (annexe 3). Toutefois, chez tous les participants (hommes et femmes confondus), les recommandations en fibres, en calcium et en vitamine D n'ont pas été rencontrées. Seules les femmes ont rencontré les apports recommandés en Vitamine A. Par contre, leurs apports quotidiens en acide folique ($356,69 \mu\text{g/j} \pm 114,78$) n'avaient pas atteint la recommandation de $400 \mu\text{g/j}$.

Tableau 5 : Apports moyens (\pm écart type) journaliers des participants par sexe

	Hommes (n=837)	Femmes (n=918)	P
Moyenne \pm écart type			
Énergie (Kcal)	2048 \pm 510	1650 \pm 404	<0,001
Protéines (g)	81,3 \pm 21,8	67,6 \pm 18,2	<0,001
Lipides (g)	76,2 \pm 25,9	61,1 \pm 20,7	<0,001
Acides gras saturés (g)	25,1 \pm 10,1	19,9 \pm 7,9	<0,001
Acides gras monoinsaturés (g)	25,6 \pm 6,3	21,7 \pm 6,7	0,162
Acides gras polyinsaturés (g)	14,4 \pm 6,0	12,2 \pm 5,3	<0,001
Alcool (g)	8,15 \pm 11,25	3,35 \pm 6,22	<0,001
Fibres (g)	20 \pm 8	18 \pm 7	0,003
Calcium (mg)	801 \pm 323	748 \pm 300	0,076
Fer (mg)	14 \pm 4	12 \pm 3	<0,001
Sodium (mg)	3099 \pm 1028	2432 \pm 811	<0,001
Zinc (mg)	10 \pm 3	9 \pm 3	<0,001
Vitamine A (μg)	862 \pm 632	929 \pm 849	<0,001
Tocophérol (mg)	5,5 \pm 2,6	5,2 \pm 2,5	0,252
Vitamine D (μg)	5,2 \pm 3,2	4,5 \pm 3,0	0,003
Vitamine C (mg)	110 \pm 66	117 \pm 65	0,92
Thiamine (mg)	1,8 \pm 0,6	1,4 \pm 0,5	<0,001
Riboflavine (mg)	2,1 \pm 0,6	1,8 \pm 0,5	<0,001
Niacine (mg)	38 \pm 10	31 \pm 8	<0,001
Vitamine B6 (mg)	1,8 \pm 0,5	1,5 \pm 0,4	<0,001
Vitamine B12 (μg)	4,7 \pm 3,8	4,2 \pm 4,2	0,802
Acide folique (μg)	408 \pm 127,	356 \pm 114	0,001
Cholestérol (mg)	274,9 \pm 131,0	216,7 \pm 102,7	<0,001

Différences entre les hommes et les femmes testées par le t-test.

Tableau 6 : Apports moyens journaliers en nutriments des participants par groupe d'âge (ans)

Nutriments/Groupe d'âge	67-72 (n= 651)	73-77 (n=580)	78-84(n= 524)	p
Moyenne ± écart type				
Énergie (Kcal)	1894± 516 ^a	1827 ± 469 ^a	17869 ± 503 ^b	0,001
Protéines (g)	77,0 ± 21,4 ^a	73,4 ± 21,0 ^a	71,4 ± 20,5 ^b	<0,001
Lipides (g)	71,0 ± 25,3 ^a	67,8 ± 23,1 ^b	65,6 ± 24,8 ^c	0,001
Acides gras saturés (g)	22,9 ± 9,7	22,5 ± 9,3	21,6 ± 9,1	0,054
Acides gras monoinsaturés (g)	24,3 ± 6,6 ^a	23,6 ± 6,4 ^a	22,6 ± 7,2 ^b	<0,001
Acides gras polyinsaturés (g)	14,0 ± 5,9 ^a	13 ± 5,5 ^b	12,5 ± 5,7 ^c	<0,001
Alcool (g)	6,65 ± 10,01 ^a	5,56 ± 9,05 ^a	4,64 ± 8,30 ^b	0,001
Fibres (g)	20 ± 7 ^a	19 ± 7 ^{ab}	19 ± 7 ^b	0,041
Calcium (mg)	796 ± 326 ^a	770 ± 318 ^{ab}	750 ± 286 ^b	0,043
Fer (mg)	13 ± 4	13 ± 3	12 ± 4	0,021
Sodium (g)	2832 ± 1010 ^a	2714 ± 941 ^a	2689 ± 977 ^b	0,024
Zinc (mg)	10,2 ± 3,5 ^a	9,9 ± 3,4 ^{ab}	9,6 ± 3,5 ^b	0,011
Vitamine A (µg)	899 ± 7097	843 ± 686	954,45 ± 868	0,05
Tocophérol (mg)	5,6 ± 2,6 ^a	5,2 ± 2,6 ^b	5,1 ± 2,6 ^b	0,003
Vitamine D (µg)	4,9 ± 3,1	4,9 ± 3,1	4,8 ± 3,2	0,995
Vitamine C (mg)	116 ± 63	111 ± 65	112 ± 68	0,328
Thiamine (mg)	1,6 ± 0,5 ^a	1,6 ± 0,5 ^a	1,5 ± 0,5 ^b	0,006
Riboflavine (mg)	2,0 ± 0,6 ^a	1,9 ± 0,6 ^a	1,9 ± 0,6 ^b	0,010
Niacine (mg)	36,2 ± 10,2 ^a	34,0 ± 9,5 ^{ab}	33,3 ± 9,6 ^b	<0,001
Vitamine B6 (mg)	1,7 ± 0,5 ^a	1,6 ± 0,5 ^a	1,6 ± 0,5 ^b	0,001
Vitamine B12 (µg)	4,4 ± 3,7	4,4 ± 3,9	4,7 ± 4,5	0,398
Acide folique (µg)	400 ± 129 ^a	378 ± 124 ^b	361 ± 113 ^c	<0,001
Cholestérol (mg)	257,3 ± 122,8 ^a	239,2 ± 117,5 ^b	235,8 ± 120,4 ^c	0,006

Comparaisons entre les groupes d'âge (p 0,05) à l'aide de test de comparaison multiples selon la méthode LSD. a,b : même lettre indique qu'il n'ya pas de différence significative; lettres différentes : différence significative

5.3. Score total C-HEI et sous-scores

Le score total du C-HEI ainsi que les sous-scores sont présentés selon le sexe au Tableau 7. D'après les résultats, la moyenne du C-HEI (étendue : 34-99) était supérieure chez les femmes par rapport aux hommes ($74,9 \pm 10,3$ contre $70,8 \pm 11,3$, respectivement, $p < 0,001$). Les sous-scores du C-HEI montrent que les femmes avaient également mieux atteint les recommandations du Guide alimentaire canadien pour les apports en fruits et légumes ($p = 0,013$), viandes et substituts, cholestérol, et sodium ($p < 0,001$). Les hommes avaient un sous-score du C-HEI pour les produits céréaliers significativement plus élevé que celui des femmes ($7,3 \pm 2,1$ contre $6,8 \pm 2,2$, $p < 0,001$). Toutefois, il n'y avait pas de différence entre les sexes pour le score dénotant l'atteinte des recommandations pour le pourcentage d'énergie provenant du gras total, du gras saturé, ou pour la composante C-HEI de variété alimentaire. D'une manière générale, la majorité des participants ont respecté les recommandations du GAC à l'exception du sous-score reflétant l'atteinte des recommandations pour les laits et substituts; il était de l'ordre de $4,5 \pm 2,7$ chez les hommes et $4,5 \pm 2,5$ chez les femmes et un tel score est loin du score maximal de 10 indiquant l'atteinte de la recommandation du GAC pour la consommation des laits et substituts. La distribution du C-HEI et sous-scores par groupe d'âge (Tableau 8) montre qu'il n'y a pas de différence significative entre les groupes d'âge pour le score total C-HEI ainsi que la majorité des sous-scores. Toutefois, les participants les plus jeunes semblaient mieux atteindre les recommandations du GAC pour les apports en produits céréaliers, légumes et fruits et viandes et substituts. Leurs scores respectifs est de $7,2 \pm 2,2$; $14,9 \pm 4,7$ et $8 \pm 2,1$ comparativement à leurs homologues les plus âgés (groupe 3) dont les sous-scores étaient de $6,7 \pm 2,2$; $14,3 \pm 4,9$; $7,6 \pm 2,3$ ($p < 0,05$) respectivement.

Tableau 7 : Distribution du score total C-HEI et sous- scores par sexe

Composantes du C-HEI	Hommes (n= 837)	Femmes (n= 918)	Tous (n= 1755)	Score maximum	P
Moyenne ± écart type					
Produits céréaliers	7,3 ± 2,1	6,8 ± 2,2	7,0 ± 2,2	10	<0,001
Légumes et fruits	14,1 ± 5,0	14,8 ± 4,6	14,4 ± 4,8	20	0,03
Produits laitiers	4,5 ± 2,7	4,5 ± 2,5	4,5 ± 2,6	10	0,63
Viandes et substituts	7,5 ± 2,2	8,1 ± 2,1	7,8 ± 2,2	10	<0,001
% E Lipides totaux*	7,0 ± 2,9	7,2 ± 2,9	7,1 ± 2,9	10	0,25
% E Acides gras saturés*	7,0 ± 3,5	7,1 ± 3,4	7,1 ± 3,4	10	0,36
Cholestérol	7,8 ± 3,5	9,1 ± 2,3	8,5 ± 3,0	10	<0,001
Sodium	6,2 ± 3,3	8,3 ± 2,3	7,3 ± 3,0	10	<0,001
Variété alimentaire	8,9 ± 1,3	8,7 ± 1,5	8,8 ± 1,4	10	0,075
Score total	70,8 ± 11,3	74,9 ± 10,2	72,9 ± 10,9	100	0,003

*% E : pourcentage de l'énergie totale sous forme de lipides totaux/ d'acides gras saturés.

Tableau 8 : Distribution du score total C-HEI et sous-scores par groupe d'âge (ans)

C-HEI et sous-scores/Groupe d'âge	67-72 (n= 651)	73-77 (n=580)	78-84 (n=524)	Score maximum	P
Moyenne ± écart type					
Produits céréaliers	7,2 ± 2,2 ^a	7,1 ± 2,2 ^a	6,7 ± 2 ^b	10	<0,001
Légumes et fruits	14,9± 4,7 ^a	14,1 ± 4,9 ^b	14,3 ± 4,9 ^{ab}	20	0,021
Produits laitiers	4,6 ± 2,7	4,5 ± 2,6	4,4 ± 2,5	10	0,506
Viandes et substituts	8,0 ± 2,1 ^a	7,7 ± 2,2 ^b	7,6 ± 2,3 ^b	10	0,001
% E Lipides totaux*	7 ± 2,9	7,1 ± 2,9	7,3 ± 2,9	10	0,077
% E Acides gras saturés*	7,1 ± 3,4	6,9 ± 3,5	7,2 ± 3,4	10	0,28
Cholestérol	8,3 ± 3,2	8,7 ± 2,8	8,5 ± 3,0	10	0,067
Sodium	7,1 ± 3,1	7,4 ± 2,9	7,5 ± 3,0	10	0,062
Variété alimentaire	8,9 ± 1,3	8,8 ± 1,4	8,7 ± 1,4	10	0,25
Score total	73,4 ± 10,87	72,8 ± 11,0 ^b	72,5 ± 10,9	100	0,431

*% E : pourcentage de l'énergie totale sous forme de lipides totaux/ d'acides gras saturés

Comparaisons entre les groupes d'âge (p 0,05) à l'aide de test de comparaison multiples selon la méthode LSD. a,b : même lettre indique qu'il n'y a pas de différence significative; lettres différentes : différence significative

5.4. Associations entre le score total C-HEI et sous-scores et les nutriments individuels

Puisqu'il n'existe pas de différence significative entre les groupes d'âge pour le score total C-HEI et la majorité des sous-scores, les coefficients de corrélation sont présentés en fonction du sexe au Tableau 9. L'examen du coefficient de corrélation révèle qu'il y avait une association faible à modérée entre le C-HEI et les nutriments individuels, qui variaient considérablement par sexe et selon le nutriment. La plupart des nutriments bénéfiques étaient associés positivement au C-HEI, tandis que d'autres faisant l'objet de recommandations de modération étaient corrélés négativement au C-HEI (lipides, acides gras saturés, acides gras insaturés, acides gras polyinsaturés, sodium et cholestérol). D'une manière générale, le coefficient de corrélation était plus élevé chez les femmes comparativement aux hommes. De plus, les apports pour la vitamine C, les fibres et la vitamine B6 figuraient parmi les apports dont l'association avec le C-HEI était la plus forte. Les coefficients de corrélation pour ces nutriments variaient entre 0,43 et 0,57, respectivement. Le score C-HEI total était significativement associé aux recommandations canadiennes pour l'apport en fibres ($r_s = 0,51$, $p < 0,01$), le pourcentage d'énergie provenant des lipides ($r_s = -0,60$, $p < 0,01$), ainsi que le pourcentage d'énergie provenant des glucides ($r_s = 0,48$, $p < 0,01$) et des gras saturés ($r_s = 0,59$) (Tableau 10).

Tableau 9 : Association entre le score total C-HEI et les nutriments individuels estimés par les 3 Rappels de 24-heures (R24H)

Nutriments	Corrélations (r_s)	
	Hommes	Femmes
Énergie (Kcal)	0,06	0,23**
Protéines (g)	0,16**	0,38**
Lipides (g)	-0,28**	-0,16**
Acides gras saturés (g)	-0,34**	-0,26**
Acides gras monoinsaturés (g)	-0,22**	-0,13**
Acides gras polyinsaturés (g)	-0,07*	0,01
Alcool (g)	0,08*	0,08**
Fibres (g)	0,51**	0,57**
Calcium (mg)	0,26**	0,40**
Fer (mg)	0,24**	0,39**
Sodium (mg)	-0,18**	0,01
Zinc (mg)	0,11**	0,30**
Vitamine A (μ g)	0,08*	0,25**
Tocophérol (mg)	0,22**	0,28**
Vitamine D (μ g)	0,17**	0,26**
Vitamine C (mg)	0,56**	0,48**
Thiamine (mg)	0,25**	0,40**
Riboflavine (mg)	0,15**	0,31**
Niacine (mg)	0,16**	0,39**
Vitamine B6 (mg)	0,43**	0,53**
Vitamine B12 (μ g)	0,07*	0,26
Acide folique (μ g)	0,26**	0,37**
Cholestérol (mg)	-0,35**	-0,12**

Coefficient de corrélation de Spearman

** . La corrélation est significative au niveau 0.01

* . La corrélation est significative au niveau 0.05

Tableau 10 : Association entre le score total C-HEI et sous-scores et certaines recommandations nutritionnelles canadiennes

Corrélations (r_s)				
	% d'énergie provenant des glucides	% d'énergie provenant des lipides	% d'énergie provenant des AG saturés	Fibres
GAC+ variété alimentaire	0,004	-0,06**	-0,01	0,64**
GAC + % du gras	0,31**	-0,40**	-0,27**	0,67**
GAC + % du gras + sodium	0,34**	-0,46**	-0,32**	0,56**
Score total C-HEI	0,48**	-0,60**	-0,59**	0,51**

r_s : coefficient de corrélation de Spearman

a: Guide Alimentaire Canadien (sous-scores 1-4 du C-HEI)

** La corrélation est significative au niveau 0.01

* La corrélation est significative au niveau 0.05

5.5. Associations entre le score total C-HEI et apports en énergie et en protéines

5.5.1 Énergie

Les distributions de la suffisance en énergie par sexe et par groupe d'âge sont présentées au Tableau 11 et Tableau 12 respectivement. Approximativement, 27% de l'échantillon avait un apport suffisant en énergie tandis que 73% qui n'avaient pas atteint la suffisance en énergie. Les distributions de la suffisance en énergie ne diffèrent pas ni par sexe ni par groupe d'âge. Néanmoins, la distribution de la suffisance en énergie par quartile du C-HEI (Tableau 13) montre que la suffisance en énergie augmente lorsqu'on passe des quartiles les plus faibles (quartile 1 et quartile 2) du score total C-HEI au quartile le plus élevé du C-HEI (quartile 4). ($p < 0,001$). Les proportions respectives des sujets ayant atteint la suffisance en énergie étaient de 24,9%, 22,7 % et 27,1% dans ces trois quartiles.

De plus, les apports en énergie étaient significativement plus élevés chez les sujets qui faisaient partie du quartile supérieur du C-HEI comparativement à ceux du quartile inférieur. Du Q1 à Q4, les apports en énergie des hommes du deuxième groupe d'âge étaient de 2019 ± 508 kcal et de 2178 ± 401 kcal, respectivement. Chez les femmes, la

différence des apports était observée chez le deuxième et le troisième groupe d'âge du quartile inférieur au quartile supérieur, les apports en énergie ont passé de 1496 ± 451 Kcal à 1735 ± 345 Kcal et de 1469 ± 402 Kcal à 1741 ± 345 Kcal respectivement (Tableau 14).

Tableau 11 : Distribution de la suffisance en énergie par sexe

	Hommes (n= 837)	Femmes (n= 918)	Total (n= 1755)	P
Suffisance en énergie	n (%)			0,096
Apport suffisant	242 (28,9)	233 (25,1)	475 (27,1)	
Apport insuffisant	595 (71,1)	685 (73,9)	1280 (72,9)	

Tableau 12 : Distribution de la suffisance en énergie par groupe d'âge (ans)

	67-72 (n= 651)	73-77 (n=580)	78-84 (n=524)	Total (n=1755)	P
Suffisance en énergie	n (%)				0,24
Apport suffisant	180 (27,6)	143 (24,7)	152 (29,0)	475	
Apport insuffisant	471 (72,4)	437 (75,3)	372 (71)	1280	

Tableau 13 : Distribution de la suffisance en énergie par quartile du score total C-HEI

	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4	Total (n= 1755)	P
Suffisance en énergie	n (%)					<0,001
Apport suffisant	108 (24,9) ^a	100 (22,7) ^a	124 (28,1) ^{ab}	143 (32,6) ^b	475 (27,1)	
Apport insuffisant	326 (75,1)	341 (77,3)	317 (71,9)	296 (67,4)	1280 (72,9)	

Q1 du score total C-HEI: 33,7-65,92; Q2: 66-74,31; Q3: 75-80; Q4: 80,78-98,65. a,b: même lettre indique qu'il n'y a pas de différence significative; lettres différentes : différence significative

Tableau 14 : Moyennes des apports en énergie par sexe et par groupe d'âge (ans) selon les quartiles du score total C-HEI

		Hommes				P
Quartile/Groupe d'âge (ans)	Q1	Q2	Q3	Q4		
Moyenne ± écart type						
67-72	2109 ± 640	2137 ± 521	2031 ± 43	2168 ± 458	0,47	
73-77	2019 ± 508 ^a	1902 ± 426 ^a	2006 ± 447 ^a	2178 ± 40 ^b	0,006	
78-84	1945 ± 616	1982 ± 464	1964 ± 484	2126 ± 482	0,356	
		Femmes				p
Quartile/Groupe d'âge (ans)	Q1	Q2	Q3	Q4		
Moyenne ± écart type						
67-72	1614 ± 427	1613 ± 426	1706 ± 374	1745 ± 358	0,068	
73-77	1496 ± 451 ^a	1614 ± 380 ^{ab}	1676 ± 379 ^b	1735 ± 345 ^b	0,002	
78-84	1469 ± 402 ^a	1594 ± 501 ^{ab}	1662 ± 404 ^{bc}	1741 ± 345 ^c	0,001	

Q1 du score total C-HEI : 33,7-65,92; Q2 : 66-74,31; Q3 : 75-80; Q4 : 80,78-98,65.

5.5.2 Protéines

La suffisance en protéines ne diffère pas par sexe (Tableau 15) ni par âge (Tableau 16) au sein de notre échantillon. D'après les résultats, 51,3 % des sujets ont atteint un apport suffisant en protéines comparativement à 48,7% qui avaient un apport insuffisant en protéines.

Toutefois, la distribution de la suffisance en protéines par quartile du C-HEI au (Tableau 17) montre que la suffisance en protéines augmente lorsqu'on passe des quartiles les plus faibles (quartile 1 et quartile 2) du score total C-HEI au quartile le plus élevé du C-HEI (quartile 4). ($p < 0,001$). Une différence était également observée entre les proportions du Q3 et Q4 ayant atteint la suffisance en protéines. Du quartile inférieur au quartile supérieur, l'apport en protéines est passé de $76,7 \pm 21$ g à $90,2 \pm 17,7$ g chez les hommes du deuxième groupe d'âge et de $58,6 \pm 22,1$ g à $75,9 \pm 16,4$ g chez les femmes du même groupe d'âge. Chez les sujets du troisième groupe d'âge, l'apport en protéines

est passé de $76,9 \pm 25,9\text{g}$ à $89,9 \pm 21,3\text{g}$ chez les hommes et de $56,7 \pm 17,5\text{g}$ à $73,6 \pm 14,06\text{g}$ chez les femmes (Tableau 18).

Tableau 15 : Distribution de la suffisance en protéines par sexe

	Hommes (n= 837)	Femmes (n= 918)	Total (n= 1755)	p
Suffisance en protéines	n (%)			0,906
Apport suffisant	428 (51,5)	472 (51,4)	900 (51,3)	
Apport insuffisant	409 (48,9)	446 (48,6)	855 (48,7)	

Tableau 16 : Distribution de la suffisance en protéines par groupe d'âge (ans)

	67-72 (n= 651)	73-77 (n= 580)	78-84 (n= 524)	p
Suffisance en protéines	n (%)			0,281
Apport suffisant	340 (52,2)	282 (48,6)	278 (53,1)	
Apport insuffisant	311 (47,8)	298 (51,4)	246 (46,9)	

Tableau 17 : Distribution de la suffisance en apport protéique par quartile du score total C-HEI

	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4	Total	p
	n (%)					
Apport suffisant	181 (41,7)	197 (44,7)	223 (50,6)	299 (68,1)	900	<0,001*
Apport insuffisant	253 (58,3)	244 (55,3)	218 (49,4)	140 (31,3)	855	

Q1 du score total C-HEI: 33,7-65,92; Q2: 66-74,31; Q3: 75-80; Q4: 80,78-98,65; *: Différence significative entre Q1 et Q2, Q1 et Q3, Q3 et Q4, Q1 et Q4

Tableau 18 : Apports en protéines par groupe d'âge (ans) et par quartile du score total C-HEI chez les hommes et chez les femmes

		Hommes				p
Quartile/Groupe d'âge (ans)	Q1	Q2	Q3	Q4		
Moyenne ± écart type						
67-72	82,9 ± 26,8	82,8 ± 23,5	81,5 ± 17,9	88,3 ± 17,9	0,308	
73-77	76,7 ± 21,0 ^{ab}	72,3 ± 18,4 ^a	81,5 ± 22,9 ^b	90,2 ± 17,7 ^c	<0,001	
78-84	76,9 ± 25,9 ^a	77,0 ± 17 ^a	79,7 ± 19,0 ^a	89,9 ± 21,3 ^b	0,014	
		Femmes				p
Quartile/Groupe d'âge (ans)	Q1	Q2	Q3	Q4		
Moyenne ± écart type						
67-72	63,4 ± 18,6 ^a	65,8 ± 19,0 ^a	71,0 ± 16,3 ^b	77,6 ± 16,0 ^c	<0,001	
73-77	58,6 ± 22,1 ^a	65,3 ± 18,3 ^b	67,3 ± 14,9 ^{bc}	75,9 ± 16,4 ^d	<0,001	
78-84	56,7 ± 17,5 ^a	60,5 ± 17,5 ^{ab}	65,6 ± 15,4 ^b	73,6 ± 14,06 ^c	<0,001	

Q1 : 33,7-65,92; Q2 : 66-74,31; Q3 : 75-80; Q4 : 80,78-98,65. a,b : même lettre indique qu'il n'ya pas de différence significative; lettres différentes : différence significative

5.5.3. Associations entre C-HEI et paramètres anthropométriques

5.5.3.1. IMC

L'examen des sujets selon les catégories d'IMC par quartile du C-HEI (Tableau 19) a révélé que la distribution diffère du quartile inférieur au quartile supérieur du score. Chez ceux ayant une alimentation de meilleure qualité, du quartile inférieur au quartile supérieur, on observe que la proportion des sujets ayant un IMC à risque moindre pour la santé a passé de 23,4% à 30,1%. Parallèlement, les proportions des sujets qui avaient un IMC à « risque extrêmement élevé » a diminué et ont passé de 31,3% à 19,6%. Du quartile inférieur au quartile supérieur du C-HEI, l'IMC a passé de $28,22 \pm 4,23$ à $27,34 \pm 3,38$ chez les hommes ($p=0,022$) et de $27,86 \pm 4,41$ kg/m² à $26,76 \pm 4,24$ kg/m² chez les femmes ($p=0,005$) (Tableau 20). De plus, le score total du C-HEI chez les hommes était significativement plus élevé chez les sujets ayant un IMC non associé aux risques

pour la santé comparativement à ceux qui avaient un IMC à risque extrêmement élevé ; $71,62 \pm 11,11$ contre $68,04 \pm 12,11$ (Tableau 21).

Tableau 19 : Distribution des sujets en fonction des catégories de l'IMC par quartile du C-HEI

Variables	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4	p
n (%)					
IMC à risque moindre	102 (23,4)	113 (25,6)	119 (27)	132 (30,1)	0,011*
IMC à risque accru	197 (45,3)	215 (48,8)	209 (47,4)	220 (50,2)	
IMC à risque très et extrêmement élevé	136 (31,3)	113 (25,6)	113 (25,6)	86 (19,6)	

Q1 du score total C-HEI : 33,7-65,92; Q2 : 66-74,31; Q3 : 75-80; Q4 : 80,78-98,65; * : Différence significative entre Q1 et Q4

Tableau 20 : IMC par quartiles du score total C-HEI et par sexe

	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4	p
Moyenne \pm écart type					
Hommes	28,22 \pm 4,23 ^a	27,85 \pm 3,54 ^{ab}	28,07 \pm 3,99 ^{ab}	27,34 \pm 3,38 ^b	0,022
Femmes	27,86 \pm 4,41 ^a	27,64 \pm 4,40 ^{ab}	27,34 \pm 4,46 ^{ab}	26,76 \pm 4,24 ^b	0,005

Q1 du score total C-HEI : 33,7-65,92; Q2 : 66-74,31; Q3 : 75-80; Q4 : 80,78-98,65.

Tableau 21 : Score total C-HEI par catégorie d'IMC et par sexe

	IMC à risque moindre	IMC à risque accru	IMC à risque très et extrêmement élevé	p
Moyenne \pm écart type				
Hommes	71,62 \pm 11,11 ^a	71,94 \pm 10,8 ^a	68,04 \pm 12,11 ^b	<0,001
Femmes	75,95 \pm 10,26	74,84 \pm 10,45	73,79 \pm 9,7	0,06

a,b : même lettre indique qu'il n'y a pas de différence significative; lettres différentes : différence significative

5.5.3.2. Tour de taille

Lorsqu'on a examiné la distribution des sujets en fonction de la catégorie de tour de taille par quartile du C-HEI (Tableau 22) on a observé que le nombre de sujets dont le tour de taille n'était pas considéré comme un facteur de risque à la santé, a augmenté en passant du Q1 au Q4, où les proportions de sujets ont passé de 44,4% à 58,8% respectivement. Parallèlement, la proportion de sujets ayant un tour de taille associé à des risques accrus de problèmes de santé (> 102 cm chez les hommes et > 88 cm chez les femmes) a diminué significativement en passant du quartile inférieur au quartile supérieur du C-HEI, soit 55,9% contre 41,2% ($p < 0,001$). Les moyennes de tour de taille ont diminué de $95,10 \pm 12,59$ cm à $92,19 \pm 12,20$ cm, respectivement, en passant du quartile inférieur (Q1) au supérieur (Q4) (Tableau 23).

L'examen du score total en fonction des deux catégories de tour de taille (Tableau 24) a montré que le score C-HEI était supérieur chez les sujets qui présentaient un tour de taille sain comparativement à ceux qui avaient un tour de taille considéré comme un facteur de risque de problèmes de santé. Les valeurs respectives des scores étaient de $72,21 \pm 10,87$ cm et $69,30 \pm 11,67$ cm chez les hommes, et de $76,53 \pm 10,52$ cm et de $73,61 \pm 9,8$ cm chez les femmes ($p < 0,001$). De plus, chez la première et la deuxième tranche d'âge, le score total C-HEI était également plus élevé chez les sujets ayant un tour de taille ne signalant pas de problèmes de santé comparativement à ceux qui avaient un tour de taille considéré comme un facteur de risque (Tableau 25).

Tableau 22 : Distribution des sujets en fonction du tour de taille par quartile du score total C-HEI

Variables	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4	P
	n (%)				
Tour de taille non associé aux risques de santé	191 (44,4) ^a	204 (46,4) ^a	216 (49,2) ^a	258 (58,8) ^b	<0,001
Tour de taille associé aux risques de santé	242 (55,9)	236 (53,6)	223 (50,8)	181 (41,2)	

Q1 du score total C-HEI: 33,7-65,92; Q2: 66-74,31; Q3: 75-80; Q4: 80,78-98,65. a,b: même lettre indique qu'il n'ya pas de différence significative; lettres différentes : différence significative

Tableau 23 : Tour de taille par quartile du score total C-HEI

	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4	P
	Moyenne \pm écart type				
Tour de taille (cm)	95,10 \pm 12,59 ^a	95,85 \pm 12,13 ^{bc}	94,54 \pm 12,68 ^{ac}	92,19 \pm 12,20 ^d	<0,001

Q1 : 33,7-65,92; Q2 : 66-74,31; Q3 : 75-80; Q4 : 80,78-98,65. a,b : même lettre indique qu'il n'y a pas de différence significative; lettres différentes : différence significative

Tableau 24 : Score total C-HEI par catégorie de tour de taille et par sexe

	Tour de taille non associé aux risques de santé	Tour de taille associé aux risques de santé	P
	Moyenne \pm écart type		
Hommes	72,21 \pm 10,87	69,30 \pm 11,67	<0,001
Femmes	76,53 \pm 10,52	73,61 \pm 9,8	<0,001

Tableau 25 : Score total C-HEI par catégorie de tour de taille et par groupe d'âge (ans)

	Tour de taille non associé aux risques de santé	Tour de taille associé aux risques de santé	P
Groupe d'âge (ans)	Moyenne \pm écart type		
67-72	75,05 \pm 10,98	71,92 \pm 10,48	<0,001
73-77	74,10 \pm 10,69	71,78 \pm 11,25	0,011
78-84	73,44 \pm 11,02	71,59 \pm 10,87	0,054

5.5.3.3. *Rapport taille : hanche*

Les distributions par quartile des sujets selon le risque (moindre ou élevé) de complications métaboliques associés au ratio taille : hanche sont présentées au Tableau 26. On peut observer dans ce dernier que la proportion des sujets ayant un ratio taille:hanche non associé aux risques majeurs de problèmes de santé (soit $< 0,90$ cm chez les hommes et $< 0,85$ cm chez les femmes) a augmenté significativement à travers les quartiles. Les deux quartiles inférieurs du C-HEI renfermaient respectivement 26,1 % et 32% de sujets comparativement au quartile supérieur (Q4) qui comportait 44,5 % sans risque pour la santé relié à leur rapport taille:hanche. D'autre part, concernant les participants qui avaient un ratio taille : hanche considéré comme un facteur de risque pour la santé, l'effectif des sujets a diminué respectivement en passant des quartiles de qualité alimentaire globale les plus bas (Q1 et Q2) comparativement au quartile le plus élevé du C-HEI. Les proportions de sujets étaient respectivement de 73,9 %, 68 % et 55,5 % dans ces trois quartiles du C-HEI. Finalement, les moyennes en quartile du C-HEI de ratio taille : hanche présentés au Tableau 27 révèlent que du quartile inférieur au quartile supérieur, la moyenne du rapport taille : hanche a passé de $0,92 \pm 0,08$ à $0,88 \pm 0,07$.

L'examen du score total par sexe en fonction des deux catégories de rapport taille : hanche (Tableau 28) a montré que le score C-HEI était supérieur chez les sujets qui présentaient un rapport sans risque pour la santé comparativement à ceux qui avaient un rapport considéré comme un facteur de risque de problèmes de santé. Les valeurs respectives des scores étaient de $73,25 \pm 11,59$ et $70,54 \pm 11,25$ chez les hommes ($p=0,019$), et de $75,9 \pm 10,43$ et de $73,74 \pm 9,89$ chez les femmes ($p=0,001$). De plus, le score total du C-HEI était supérieur chez les sujets ayant un rapport taille : hanche sain comparativement à ceux qui présentaient un ratio associé à un risque pour la santé, et ce, chez les trois groupes d'âge respectivement : $76,18 \pm 10,69$ contre $72,26 \pm 10,7$; $75,05 \pm 10,57$ contre $71,58 \pm 11,13$ et $75 \pm 10,83$ contre $71,11 \pm 10,82$, ($p<0,001$) (Tableau 29).

Tableau 26 : Distribution des sujets en fonction des catégories du rapport taille : hanche selon les quartiles du C-HEI

Variables	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4	p
	n (%)				
Rapport à risque moindre	113 (26,1) ^a	141 (32) ^b	161 (36,7) ^b	195 (44,5) ^c	<0,001
Rapport à risque élevé	320 (73,9)	299 (68)	278 (63,3)	243 (55,5)	

Q1 du score total C-HEI : 33,7-65,92; Q2 : 66-74,31; Q3 : 75-80; Q4 : 80,78-98,65. a,b : même lettre indique qu'il n'y a pas de différence significative; lettres différentes : différence significative

Tableau 27 : Rapport taille : hanche par quartile du C-HEI

	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4	P
	Moyenne ± écart type				
Rapport taille : hanche (cm)	0,92 ± 0,08 ^a	0,90 ± 0,08 ^{bc}	0,89 ± 0,03 ^c	0,88 ± 0,07 ^d	<0,001

Q1 du score total C-HEI : 33,7-65,92; Q2 : 66-74,31; Q3 : 75-80; Q4 : 80,78-98,65.

Tableau 28 : Score total C-HEI par catégorie de ratio et par sexe

	Ratio associé aux risques de santé	Ratio non associé aux risques de santé	P
	Moyenne ± écart type		
Hommes	73,25 ± 11,59	70,54 ± 11,25	0,019
Femmes	75,90 ± 10,43	73,74 ± 9,89	0,001

Tableau 29 : Score total C-HEI par catégorie de ratio et par groupe d'âge (ans)

	Ratio associé aux risques pour la santé	Ratio non associé aux risques de santé	P
	Moyenne ± écart type		
Groupe d'âge (ans)			
67-72	76,18 ± 10,69	72,26 ± 10,70	<0,001
73-77	75,05 ± 10,57	71,58 ± 11,13	<0,001
78-84	75 ± 10,83	71,11 ± 10,82	<0,001

5.5.4. Associations entre C-HEI et maladies chroniques

La moyenne du score total C-HEI en fonction de la variable dichotomique présence ou non de maladies chroniques (Tableau 30) a révélé que chez les femmes, le score total du C-HEI était supérieur chez celles qui avaient rapporté aucune maladie chronique ($76,65 \pm 10,13$) comparativement à celles qui ont rapporté au moins une maladie ($74,44 \pm 10,23$) ($p= 0,006$). Toutefois, cette observation n'a pas été notée chez les trois catégories d'âge (Tableau 31).

Tableau 30 : Score total C-HEI par nombre de maladies et par sexe

	0 maladies	1-5 maladies	P
	Moyenne \pm écart type		
Hommes	70,46 \pm 11,07	71,06 \pm 11,50	0,46
Femmes	76,65 \pm 10,13	74,44 \pm 10,23	0,006

Tableau 31 : Score total C-HEI par nombre de maladies et par groupe d'âge (ans)

	0 maladies	1-5 maladies	p
	Moyenne \pm écart type		
Groupe d'âge (ans)			
68-72	73,12 \pm 11,91	73,64 \pm 10,30	0,56
73-77	72,08 \pm 10,72	73,09 \pm 11,22	0,324
78-84	73,99 \pm 10,08	72,101 \pm 11,28	0,102

6. DISCUSSION

La présente recherche visait à évaluer les liens entre le C-HEI, un indice de qualité alimentaire globale adapté aux recommandations alimentaires et nutritionnelles canadiennes calculé à partir de la moyenne de trois R24H, et certains paramètres nutritionnels, anthropométriques et de santé. Pour ce faire, le score C-HEI total et les sous-scores ont été comparés aux résultats nutritionnels obtenus par les rappels de même qu'avec certains aspects de la santé des participants au recrutement (T1) dans la cohorte « NuAge ». Plusieurs analyses bivariées ont été réalisées afin d'examiner les liens entre l'indice de qualité alimentaire et les paramètres sélectionnés, considérées comme mesures valides de l'état nutritionnel.

Un indice de mesure de la qualité alimentaire globale constitue une mesure composite de l'alimentation basé sur des recommandations alimentaires nationales (Kourlaba & Panagiotakos, 2009) ou des principes d'une bonne alimentation, par exemple, la diète méditerranéenne (Trichopoulou, et al., 1995). Plusieurs études ont démontré des liens entre un tel score et des biomarqueurs de la santé et de morbidité (Chiuve, et al., 2012; Kim, Willett, Fung, Rosner, & Holmes, 2011; McCullough, et al., 2002; Newby, Hu, et al., 2003). En 2005, dans un échantillon représentatif de la population montréalaise âgée entre 18 et 82 ans, le C-HEI a été évalué à partir des résultats nutritionnels et alimentaires obtenus par un QF (Shatenstein, Nadon, Godin, & Ferland, 2005b). Dans la présente étude nous avons évalué le C-HEI dans une population de personnes âgées et le score a été calculé à partir des variables nutritionnelles colligées par une mesure de consommation alimentaire de référence quantitative et robuste, soit la moyenne de trois R24H non-consécutifs. De plus, on a établi des liens entre le score et des paramètres anthropométriques et de l'état de santé.

6.1. Principaux résultats et explications

Chez les hommes, le score total était de $70,8 \pm 11,3$ comparativement aux femmes qui avaient un score plus élevé ($74,9 \pm 10,2$) ($p < 0,001$). Ceci s'explique par le fait que chez les femmes, la plupart des sous-scores du C-HEI étaient plus élevés que ceux observés chez les hommes, soit pour les sous-composantes suivantes du C-HEI : fruits et légumes, viandes et substituts, acides gras saturés, cholestérol ainsi que pour le sodium. Une meilleure qualité alimentaire chez les femmes pourrait être attribuée à de meilleures connaissances en matière de nutrition comparativement aux hommes (Ervin, 2008 ; Shatenstein, 2005). Ceci pourrait être dû au fait que les femmes sont beaucoup plus préoccupées par la nutrition ce qui en découle un meilleur choix alimentaire comparativement aux hommes, tel que précisé ci-dessous.

Les scores C-HEI de la présente étude sont supérieurs à ceux observés dans une étude décrivant la qualité de la diète déterminée en utilisant un R24H chez les Canadiens (Garriguet, 2009) dont la moyenne de score des participants âgés de 70 ans et plus était de 59,1 chez les hommes et de 62,4 chez les femmes. Toutefois, nos scores ressemblaient étroitement à la moyenne des scores observée dans l'étude de Shatenstein et ses collaborateurs (2005b) menée sur un échantillon de 248 adultes montréalais âgés de 18 à 82 ans, dont la moyenne de score du C-HEI était 70,3 chez les hommes et 74,9 chez les femmes. Ces résultats nous permettent de constater que dans le présent échantillon la qualité de leur diète était supérieure à la moyenne des Canadiens de la même tranche d'âge. D'ailleurs, dans le cadre de l'étude NuAge, les participants avaient accepté de participer à l'étude pendant cinq ans, possiblement parce qu'il sont plus intéressés à la santé que leurs homologues dans la population générale canadienne. Les femmes présentaient des scores de C-HEI significativement plus élevés que les hommes pour la plupart des sous composantes. Cette observation rejoint celle de plusieurs autres études qui avaient établi que les femmes ont une meilleure qualité alimentaire globale comparativement aux hommes liée à des meilleurs choix et comportement alimentaires et par conséquent, une meilleure connaissance en matière d'alimentation et de nutrition (Kant, 2004 ; Ervin, 2011 ; Hiza, Casavale, Guenther & Davis, 2012).

Toutefois, l'examen du lien entre le score total et les apports en nutriments colligés par les R24H a révélé que le C-HEI n'était pas associé de façon consistante aux nutriments individuels, témoigné par des coefficients de corrélation qui variaient entre -0,07 et 0,57, ($0,001 < p < 0,05$). Ceci concorde avec les résultats publiés dans l'étude de Kennedy et ses collaborateurs (1995) dans laquelle le HEI original était évalué à partir des R24H comme dans le présent travail, les coefficients de corrélation calculés entre le HEI et les nutriments individuels variaient entre 0,06 et 0,42 (Kennedy, et al., 1995).

Les indices de mesure de la qualité alimentaire globale tels que le C-HEI ont été élaborés afin de statuer sur la qualité de l'alimentation globale. Traditionnellement, l'évaluation de la qualité nutritionnelle reposait sur des niveaux adéquats en nutriments. Toutefois, évaluer la qualité de l'alimentation à travers un score qui reflète l'atteinte des recommandations alimentaires et nutritionnelles, constitue une approche alternative de l'examen individuel des nutriments capable de mieux rapporter à la fois l'aspect global de la diète en nous renseignant à la fois sur le degré auquel les individus respectent les recommandations alimentaires et nutritionnelles. Dans la présente étude, le C-HEI était associé à de meilleurs apports en vitamines et minéraux. D'une manière générale, les vitamines B6, la thiamine, le fer, le calcium, et la vitamine D figurent parmi les nutriments associés positivement au C-HEI. Les associations les plus robustes entre le C-HEI et les nutriments concernaient surtout les nutriments provenant des fruits et légumes. Cette observation rejoint les résultats d'une étude menée sur des données colligées dans NHANES III dont les associations les plus fortes entre le score HEI original (Kennedy, et al., 1995) et les mesures biochimiques étaient notées pour des marqueurs biologiques des fruits et légumes, soit $r = 0,27$ pour l'acide folique et $r = 0,33$ pour la vitamine C (Weinstein, Vogt, & Gerrior, 2004b). De plus, dans la présente analyse, le C-HEI était négativement corrélé avec l'apport en cholestérol, le pourcentage d'énergie provenant du gras total et des gras saturés. Nos résultats sont également en accord avec l'étude de Hann et ses collaborateurs (2001) qui démontraient que le HEI original était négativement associé aux pourcentages d'énergie provenant du gras total ($r = -0,58$), de gras saturés ($r = -0,56$) et du cholestérol ($r = -0,22$).

Les objectifs de notre étude visaient aussi à examiner le C-HEI et les sous-scores en lien avec les recommandations nutritionnelles canadiennes. Ces recommandations fournissent un guide pour le consommateur afin d'orienter son comportement alimentaire vers des choix sains qui visent une alimentation adéquate aussi bien en quantité qu'en qualité, misant sur les notions d'équilibre et modération. D'après nos résultats, le C-HEI total et ses sous-scores étaient modérément corrélés avec les recommandations nutritionnelles canadiennes. Le C-HEI total ainsi que les sous-scores concernant les quatre groupes du GAC avec le pourcentage d'énergie provenant du gras total et le sous-score « sodium » étaient modestement corrélés avec les recommandations nationales du pourcentage d'énergie provenant des lipides, des acides gras saturés et de l'apport en fibres. Il importe de dire que dans la littérature portant sur les études d'évaluation des indices de la qualité alimentaire globale, plusieurs auteurs ont examiné les liens entre l'indice de qualité alimentaire d'intérêt et des variables nutritionnelles colligées à partir d'une méthode semi-quantitative, soit le QF tel que réalisée dans l'étude initiale du présent C-HEI (Shatenstein et coll., 2005) ou à partir des marqueurs biochimiques de l'apport en certains nutriments. Selon la littérature, plusieurs marqueurs biologiques sont utilisés comme mesure de référence dans le processus d'examen de l'outil de mesure de la qualité alimentaire (Kipnis, et al., 2003). Bien que nous n'ayons pas eu recours à des marqueurs biologiques comme mesure d'évaluation du C-HEI, il était rassurant que plusieurs études ont associé certains indices de mesure de la qualité alimentaire globale calculé à partir des R24H aux bio-marqueurs. Dans une étude américaine menée sur 16467 adultes américains âgés entre 40 et 75 ans, les auteurs ont également observé des associations entre le HEI calculé sur les données alimentaires colligées à partir des R24H et certains bio-marqueurs, ainsi montrant une association entre le HEI et les apports en vitamine C, vitamine E et les folates, ainsi que les caroténoïdes plasmatiques (Weinstein, et al., 2004b). De plus, Verger et ses collaborateurs (2012) ont également démontré des associations entre le DQI et les folates plasmatiques ainsi que l'alpha et bêta carotène chez 2391 sujets recrutés dans le cadre de l'étude NHANES et 1330 participants de l'étude Nationale Nutrition-Santé (Castetbon, et al., 2009). Ces résultats attestent au lien entre des indices de qualité alimentaire globale évalués à partir des R24H et certains paramètres nutritionnels biologiques.

Nos résultats démontrent que le score total C-HEI et ses sous-scores reflétant bien l'atteinte des recommandations en fibres, en gras total et en gras saturés puisqu'ils étaient significativement associés aux apports en ces mêmes nutriments colligés par les R24. L'utilisation des R24H comme méthode de référence dans le présent exercice de l'évaluation du C-HEI permet d'ajouter à nos connaissances sur la capacité de l'indice à refléter les résultats d'une évaluation alimentaire quantitative de même que celle obtenue par une méthode semi-quantitative, soit le QF ou encore, émettre une hypothèse quant à sa capacité de refléter les marqueurs biologiques.

Nous avons constaté que lorsqu'on examinait la suffisance en protéines dans les quartiles du C-HEI, la proportion de sujets ayant atteint une suffisance en protéines a augmenté de 41,7 % à 68,1 % ($p < 0,001$) en passant du quartile inférieur (Q1) au quartile supérieur (Q4) du score C-HEI. Ces résultats illustrent bien la capacité du C-HEI à discriminer la suffisance en apport protéique. Plus l'apport en protéines est suffisant, mieux est la qualité alimentaire. Nos résultats concordent bien avec ceux provenant d'une étude portant sur 9895 femmes australiennes âgées entre 50 et 55 ans. Les chercheurs ont examiné la distribution en quintiles du score le « Australian Recommended Food Score » (ARFS) en relation avec les nutriments et ont démontré qu'un score ARFS élevé était associé à un pourcentage élevé d'énergie provenant des protéines (Collins, Young, & Hodge, 2008).

L'association positive observée entre le C-HEI et les apports en macronutriments est également soulignée par l'augmentation significative de la proportion des sujets ayant atteint un apport énergétique suffisant à travers les quartiles (Tableau 13). Ceci appuie également les propos de la revue de Kant (1996a) dans laquelle l'auteure a souligné que la qualité de la diète est associée positivement à un apport énergétique élevé. Plus l'apport en énergie est élevé, plus la diète est en mesure de rencontrer les recommandations en macro et micronutriments. Cependant, Kant considère que l'adéquation de la diète selon l'apport énergétique serait atténuée lorsqu'une proportion élevée d'énergie provient de l'alcool et des aliments à faible densité nutritive.

C-HEI et mesures anthropométriques

Dans la littérature, le lien entre la qualité de l'alimentation et les mesures anthropométriques semblent être contradictoires puisque certaines études ont démontré une association inverse entre la qualité de la diète et les variables anthropométriques (Gao, et al., 2008; Newby, Muller, et al., 2003b), tandis que dans d'autres, aucun lien significatif n'a été détecté (Rossi, et al., 2008; Trichopoulou, Naska, Orfanos, & Trichopoulos, 2005). Lorsqu'on a comparé le score C-HEI selon les catégories d'IMC associées aux risques pour la santé, nous avons constaté que les sujets ayant un IMC « sain » avaient une meilleure qualité alimentaire et l'inverse était observé chez ceux faisant de l'embonpoint. Ceci souligne l'intérêt de considérer l'IMC comme un bon indicateur du risque de développer des problèmes de santé liés au poids et à une alimentation de mauvaise qualité, tels que le diabète, l'hypertension artérielle et certains types de cancers. Dans la présente étude, l'association entre le score C-HEI en quartiles et les catégories d'IMC a révélé une diminution significative de la proportion des sujets à risque extrêmement élevé des problèmes de santé à travers les quartiles, particulièrement au niveau des deux quartiles extrêmes soit Q1 et Q4 du C-HEI. En d'autres termes, un score élevé du C-HEI reflétant une meilleure qualité de l'alimentation, est associé à un risque moindre de développement de problèmes de santé tel qu'évalué selon les catégories d'IMC. Les mêmes résultats ont été également observés chez 10930 participants de l'étude NHANESIII où les auteurs ont noté que l'obésité était positivement associée à un score faible en HEI dénotant ainsi une faible qualité alimentaire (Guo, Warden, Paeratakul, & Bray, 2004). De plus les mêmes constatations ont été notées dans une étude portant sur 1547 hommes et 1615 femmes âgés entre 25 et 74 ans qui visait à établir la relation entre l'IMC et le niveau d'adhésion à la diète méditerranéenne, caractérisée comme le Mediterranean Diet Score (MDS) Après ajustement pour les variables confondantes, les participants du quartile supérieur du MDS étaient moins à risque d'être obèses (OR=0,61; IC :0,40 ; 0,92) chez les hommes et (OR= 0,62; IC: 0,40 ; 0,93) chez les femmes) comparativement à leurs homologues dans le quartile inférieur du MDS (OR= 0,92; IC : 0,63 ; 1,33) chez les hommes et (OR= 0,85; IC : 0,60 ; 1,20) chez les femmes (Schröder, Marrugat, Vila, Covas, & Elosua, 2004).

Un meilleur score de qualité alimentaire globale en lien avec un IMC dénotant un poids santé a été aussi observé dans l'étude de Collins et ses collaborateurs (2008). Les auteurs ont expliqué cette association en faisant le lien entre le rôle de l'activité physique dans le contrôle du poids et la surestimation des apports énergétiques par les participants. Dans notre étude, les données alimentaires ont été colligées par des diététistes de recherche formées, utilisant une méthode standardisée, soit la méthode USDA de passes multiples à 5-étapes (MPM) (Conway et al., 2003). Ces intervieweurs ont utilisé des aides visuelles de portions afin d'aider les participants à mieux estimer la taille de leurs portions. Bien qu'il reste possible que nos participants ont sous- ou sur-rapporté leurs apports, la précision de la méthode de collecte des données a permis de minimiser les erreurs. Autrement dit, dans la présente étude, l'association observée entre le C-HEI reflétant une bonne alimentation et un IMC sans risque pour la santé serait expliquée par le fait que les sujets ayant un $IMC \geq 30 \text{ kg/m}^2$ avaient une alimentation de densité énergétique élevée mais faible sur le plan nutritionnel comparativement aux sujets dont l'IMC était $< 30 \text{ kg/m}^2$ et qui avaient une alimentation de qualité nutritionnelle élevée mais faible en énergie. Par conséquent, aux dépens d'aspects de la qualité alimentaire de densité énergétique et nutritionnelle capturés par les sous-scores de l'indice, le score total C-HEI serait ainsi pénalisé ou bonifié. Ceci serait traduit en un score total moins élevé comparativement à ceux qui présentaient un score total plus élevé. En conséquence, on aurait plus de sujets à $IMC \geq 30 \text{ Kg/m}^2$ dans le quartile inférieur du C-HEI comparativement au quartile supérieur qui reflète une meilleure qualité de la diète.

Dans d'autres études, aucune association n'a été établie entre l'IMC et la qualité alimentaire globale. Par exemple, dans une étude italienne menée chez 6619 sujets, un modèle de régression multiple ajusté pour plusieurs variables confondantes (âge, éducation, tabagisme, activité physique et apport énergétique), n'a pas démontré une association entre l'indice de mesure de la qualité alimentaire, le MDS, et l'IMC, aussi bien chez les hommes ($\beta = 0,05$; IC -0,05 ; 0,14) que chez les femmes ($\beta = -0,04$; IC : -0,15 ; 0,07) (Rossi, 2005). Une absence d'association entre le MDS et l'IMC a été également soulevée chez 23596 sujets dans l'étude menée par Trichopoulou et ses collaborateurs (2005).

Bien que l'IMC représente un indice d'adiposité générale, le tour de taille constitue un indicateur d'adiposité abdominale et de la distribution du tissu adipeux. Il est à noter que Santé Canada emploie les mêmes seuils du tour de taille que l'OMS. Dans la présente étude, l'examen des catégories du tour de taille associées aux risques pour la santé en quartiles du C-HEI a démontré que les proportions de sujets NuAge ayant un tour de taille associé à des risques accrus de problèmes de santé diminuent significativement à travers les quartiles; par exemple au Q1, 55,9 % avaient un tour de taille élevé tandis qu'au Q4, il s'agissait de 41,2 %, ($p < 0,001$). De plus, les sujets ayant un tour de taille sans risque pour la santé se retrouvaient davantage dans les quartiles les plus élevés du C-HEI. Ces résultats nous amènent à conclure qu'il existe une association entre la qualité de l'alimentation globale et la circonférence de la taille. En d'autres termes, une meilleure adhésion aux recommandations nutritionnelles reflétée par un meilleur score C-HEI est associée à un risque moindre de problèmes de santé reflété par un tour de taille « sain » tel que caractérisé par l'OMS (2008) et Santé Canada (2008). De toute évidence, nos résultats confirment des constats émis dans des études précédentes. Dans une étude longitudinale américaine, 288 femmes âgées entre 30 et 69 ans ayant au recrutement un tour de taille plus petit que 88 cm ont participé à une étude dont le but était d'examiner le lien entre la qualité alimentaire globale et le risque d'obésité. Les données nutritionnelles ont été colligées par trois R24H et un score validé d'évaluation du risque nutritionnel lié à l'obésité intitulé « Obesity-specific nutritional risk score » (OSNR) (Millen, et al., 2001) a été appliqué. Ce dernier a été calculé sur les apports en 9 nutriments, soit les lipides totaux, les gras monoinsaturés, polyinsaturés, les gras saturés, les protéines, les glucides, les fibres alimentaires, le calcium et l'alcool, en considérant l'apport énergétique ainsi que la densité énergétique de l'alimentation. Ensuite, les scores étaient classés en tertiles. Les femmes qui avaient une faible qualité alimentaire, soit celles situées dans le tertile inférieur du score OSNR, consommaient moins de fibres, calcium, protéines, glucides mais plus d'alcool, de gras totaux, saturés, monoinsaturés et polyinsaturés comparativement à celles qui avaient une bonne qualité de l'alimentation et qui se trouvait dans le tertile supérieur du score OSNR. De plus, après 12 ans de suivi, 149 femmes (environ 52%) avaient développé une obésité abdominale. La proportion des femmes avec une obésité abdominale situées au tertile

inférieur de la qualité alimentaire était plus élevée comparativement aux femmes faisant partie du tertile supérieur de la qualité de la diète (57,3 %) contre 49 %, ($p < 0,05$). Ensuite, dans un modèle de régression logistique les auteurs ont démontré que les femmes qui avaient une alimentation de faible qualité avaient plus de chance de développer l'obésité abdominale comparativement à celles qui avaient une meilleure qualité de la diète (OR= 1,87; IC; 1,01 ; 3,47) ($p=0,048$) (Wolongevicz, et al., 2010). Dans une autre étude américaine portant sur le lien entre la qualité alimentaire globale évaluée par le «Dietary Guidelines for Americans Index» (DGAI) et les facteurs de risque du syndrome métabolique, les auteurs ont démontré chez 3799 participants âgés de 28 à 62 ans, que le DGAI était inversement associé au tour de taille. Au quintile inférieur du DGAI, la moyenne de la circonférence de taille était de 94 cm comparativement au quintile supérieur dont la moyenne était de 89 cm ($p < 0,001$) (Fogli-Cawley, et al., 2007).

Outre l'IMC et le tour de taille, le rapport taille: hanche est une autre mesure qui fournit des renseignements sur l'adiposité. Santé Canada a établi des seuils de valeurs du rapport associés à des risques de santé, soit 0,90 chez les hommes et 0,85 chez les femmes. Selon nos résultats, les nombres de sujets dont le rapport taille: hanche est supérieur aux seuils, diminuent significativement à travers les quartiles du C-HEI. Dans le quartile inférieur du C-HEI, soit Q1 qui reflète une faible qualité alimentaire, environ 74 % de sujets présentaient un risque pour la santé relié à un rapport taille: hanche élevé, tandis qu'au quartile supérieur, 56 % des participants avaient un ratio supérieur aux seuils ($p=0,01$). De plus, en ce qui a trait aux sujets qui présentaient un risque moindre de problèmes de santé selon le rapport taille: hanche, leur proportion a augmenté significativement en passant du quartile inférieur au quartile supérieur (26,1 % contre 44,5 %, $p=0,01$). Dans une étude australienne, le «Dietary Guidelines Index» (DGI) a été calculé à partir d'un QF de 108 items auprès de 8220 sujets âgés de 19 ans et plus. L'examen du lien entre le rapport taille: hanche et la qualité de l'alimentation a démontré que le DGI était inversement associé au rapport taille: hanche aussi bien chez les hommes ($\beta = -0,02$, 95 % IC -0,04 ; -0,01, $p < 0,001$) que chez les femmes ($\beta = -0,02$, 95 % IC : -0,03 ; -0,01, $p=0,003$) établie selon des catégories de mesures anthropométriques et la tension artérielle (McNaughton, Ball, Crawford, & Mishra,

2008). Toutefois, dans une étude transversale menée sur 3090 hommes et 3529 femmes, les auteurs n'ont pas rapporté d'association entre la qualité de l'alimentation évaluée par le MDS calculé à partir du QF et le ratio taille : hanche, tel que montré par une régression linéaire multiple, autant chez les hommes ($\beta = 0,000$, 95 % IC : -0,002 ; 0,002) que chez les femmes ($\beta = 0,001$, 95 % IC : -0,001 ; 0,003) (Rossi, et al., 2008).

Tel que discuté précédemment, l'association entre les mesures sommaires de la qualité alimentaire globale et les variables anthropométriques n'est pas clairement établie dans la littérature. Dans la présente étude, nous avons examiné ce lien à travers les catégories des variables anthropométriques. Nous avons jugé pertinent de déterminer le sens de cette association en fonction des risques de problèmes de santé associés selon des mesures catégorielles. Nos résultats démontrent que chez les participants avec un meilleur score C-HEI, les risques pour la santé tel que caractérisé par les catégories de variables anthropométriques sont significativement inférieurs à ceux qui avaient un score inférieur. Ainsi, une bonne qualité alimentaire globale semble être associée à un IMC, un tour de taille et un rapport taille : hanche sans risque pour la santé.

Dans ce projet de recherche, l'examen entre le score total C-HEI en quartiles et le nombre de maladies chroniques rapporté n'a pas révélé aucune d'association. Ceci rejoint les observations de plusieurs études longitudinales ayant examiné le lien entre la qualité alimentaire globale évaluée par un indice et le risque des maladies chroniques. En 2000, McCullough et ses collaborateurs ont étudié le lien entre le HEI et la capacité du HEI à prédire le risque des maladies chroniques. Pour ce faire, des données alimentaires (QF 131 items) ont été colligées auprès de 67272 femmes âgées de 30 à 55 ans et 51529 hommes âgés entre 40 et 75 ans. Après 8 à 12 ans de suivi, le risque relatif (RR) a été déterminé pour chaque quintile. En comparant le quintile inférieur à celui supérieur, le HEI n'était pas associé au risque des maladies chroniques aussi bien chez les femmes (RR= 0,97; 95% IC : 0,89 ; 1,06) (McCullough, et al., 2000) que chez les hommes (RR= 0,89; 95 % IC : 0,79 ; 1) (McCullough, et al., 2000b). C'est dans ce cadre que les auteurs ont révisé le HEI en incluant dans l'indice de nouvelles composantes telles que l'alcool, la consommation des poissons, et l'apport en grains entiers. En incorporant de nouvelles composantes, les auteurs ont démontré qu'en comparant le

quintile inférieur au quintile supérieur, un score élevé du « AHEI » était associé à un moindre risque significatif des maladies. Une réduction importante du risque des maladies cardiovasculaires a été observée chez ceux ayant un score AHEI élevé aussi bien chez les hommes (RR= 0,61; 95 % IC : 0,49 ; 75) que chez les femmes (RR= 0,72; 95 % IC : 0,60 ; 0,86) (McCullough, et al., 2002).

D'autres chercheurs ont examiné le lien entre la capacité de trois indices de mesure de la qualité alimentaire globale, à prédire les bio-marqueurs des maladies chroniques à l'instar de la pression artérielle systolique et diastolique, LDL, HDL, les triglycérides, la leptine, et l'apolipoprotéine A et B. L'étude fut menée sur 8719 sujets âgés de 20 ans et plus, recrutés dans le cadre de l'étude NHANES III. Le « Recommended Food Score » (RFS), le « Healthy Eating Index » ainsi que le « Dietary Diversity Score - Revised » (DDS-R) ont été calculés à partir des R24H. Dans un modèle de régression logistique multiple, l'étude d'association entre les trois scores et les bio-marqueurs des maladies a révélé que le HEI, le RFS et le DDS-R étaient des prédicteurs négatifs de l'homocystéine, la protéine C réactive, ainsi que le taux de glucose plasmatique ($p < 0,05$). De plus, le RFS et le DDS-R étaient inversement liés à la pression artérielle ainsi qu'au cholestérol sanguin ($p \leq 0,03$) (Kant & Graubard, 2005).

À notre connaissance, il y a peu de littérature attestant des liens entre un tel indice calculé sur la moyenne des R24H et le risque des maladies chroniques. À cet effet, il est important de souligner que d'autres recherches portant sur le lien entre un indice de mesure de la qualité alimentaire globale et le risque des maladies chroniques seront nécessaires.

6.2. Forces et limites de l'étude

Dans la présente étude, l'échantillon de 1793 sujets (47,8 % d'hommes) âgés de 67 à 84 ans constitue un véritable point fort de l'étude. Outre la taille de l'échantillon, on cite également le fait d'avoir réalisé une analyse de plausibilité suivie de l'élimination des sujets ayant sous-estimé leurs apports énergétiques. D'une manière générale, la présente étude a réussi à établir des associations entre le score total C-HEI et certaines variables sélectionnées considérées comme mesures valides de l'état de santé.

Toutefois, notre étude présente quelques limites. Bien que l'échantillon ait été recruté à partir du fichier de la Régie d'assurance maladie du Québec (RAMQ) de façon aléatoire, l'échantillon était plus scolarisé et fumait et buvait moins que la population générale (ISQ, 1998), possiblement reflétant un biais de sélection. Hommes et femmes confondus, les participants avaient approximativement un revenu annuel de 38361 \$ et en moyenne 11 années de scolarité. Notre échantillon était également sans problèmes fonctionnels et cognitifs et en bonne santé. Bien que le comportement alimentaire soit tributaire de plusieurs caractéristiques, cependant, une disponibilité des ressources financières et un bon niveau d'instruction, façonnent les choix alimentaires. D'une manière générale, on pourrait dire que notre échantillon était assez instruit et disposait des ressources financières pour bien s'alimenter. A cet égard, ne considérant pas la diversité géographique et ne couvrant pas les différentes caractéristiques sociodémographiques, on pourrait suggérer que l'échantillon ne représentait pas la population âgée québécoise et que les résultats issus de cette étude ne pourraient pas être généralisés à la population québécoise âgée.

Les limites de la présente étude résultent également des limites de l'indice de qualité alimentaire globale (C-HEI). L'évaluation de la qualité alimentaire globale à partir de l'indice C-HEI constitue une approche méthodologique *a priori* visant à déterminer à quel point l'alimentation d'individus atteint les recommandations alimentaires et nutritionnelles visées. Alors, l'élaboration de cette mesure composite dépend de plusieurs enjeux, tels que la définition de la qualité nutritionnelle établie par le chercheur, les éléments nutritionnels considérés lors du développement de l'indice (groupe d'aliments et nutriments) ainsi que la définition des composantes de l'indice (Kant, 1996b; Waijers, Feskens, & Ocke, 2007). Il est à signaler que chaque composante de l'indice exprime une dimension particulière de l'indice, toutefois, les principes directeurs de leur élaboration reposent sur des décisions subjectives des chercheurs ayant créé l'indice. Dans le cadre de notre étude, la force du lien entre le score et certaines variables nutritionnelles et anthropométriques ou des variables liées à l'état de santé telles que le nombre de maladies chroniques rapporté au recrutement serait probablement atténuée suite à l'incapacité du C-HEI de capturer certains nutriments impliqués de manière importante dans la prévention des maladies chroniques. Une version du C-HEI

révisé et comprenant l'ajout d'autres sous-composantes associées à ces maladies serait plus en mesure de pouvoir dévoiler l'association entre le score et les maladies chroniques. Parmi les sous-composantes, on pourrait citer l'alcool, les noix, et les grains entiers. C'est dans ce cadre que le A-HEI (McCullough & Willett, 2006) a été élaboré à partir du HEI original (Kennedy, et al., 1995) et les chercheurs ont démontré qu'il était capable de mieux prédire les maladies chroniques comparativement au HEI (Fung, et al., 2006; McCullough, et al., 2002).

Bien que le R24H soit un instrument de mesure de consommation alimentaire qui présente des sources de biais comme toute autre mesure, il importe de dire que l'erreur systématique (biais) pourrait être associée à des sujets particuliers tels que les personnes obèses ou âgées. Parmi ces erreurs, on distingue celles liées aux répondants telle que la mémoire, et la motivation et celles liées à l'intervieweur. Dans le cadre de l'étude NuAge d'où viennent les données employées dans la présente recherche, la collecte de données a été faite selon une méthode standardisée, le biais de l'interviewer est alors minimisé. Il est également à souligner que l'un des inconvénients majeurs du R24H est le fait qu'il repose sur la mémoire. D'ailleurs c'est la raison pour laquelle l'usage de cet instrument serait inapproprié auprès des personnes âgées qui présentent des déficits cognitifs, ce qui n'était pas le cas dans la présente étude (Hébuterne, 2008). Puisque les sujets ne présentaient pas de problèmes cognitifs, l'emploi des R24H auprès des personnes âgées était une approche appropriée. Selon la littérature, une des erreurs systématiques les plus communes associées aux répondants est la sous-estimation des apports et les sous-estimateurs constitueraient entre 10 et 45 % de la population. La sous-estimation est particulièrement observée chez les obèses qui tendent plus souvent à sous rapporter leurs apports alimentaires à un degré plus élevé (30-47 %) que les personnes minces (Price, 1997) Puisque 452 sujets de notre échantillon, soit 25,6 %, était obèses ayant un IMC supérieur à 30 kg/m², il serait probable qu'une proportion des sujets ait sous-estimé leurs apports alimentaires. Néanmoins, la méthode USDA de passes multiples à 5-étapes (MPM), rigoureusement appliquée par les diététistes nutritionnistes formés, constitue une méthode valide qui permet de contrecarrer les possibilités de sous rapporter la consommation alimentaire chez les sujets obèses, ce qui diminuerait l'erreur liée à la sous-estimation (Conway, et al., 2003). Il est également

important de souligner qu'au moment de la collecte des données alimentaires, des erreurs d'estimations de portions pourraient se produire de manière inconsciente. Ces sous- ou surestimations seraient particulièrement liées à la perception de la grosseur des portions à l'égard des sujets durant la collecte des R24H réalisés par téléphone, soit les deuxième et troisième R24H. Toutefois, l'utilisation de modèles de portions d'aliments ainsi que d'ustensiles typiques durant la première collecte des données alimentaires colligée en entrevue face-à-face avec la nutritionniste a aidé les sujets ayant des difficultés à rapporter la taille de leurs portions durant les deux R24H subséquents.

6.3. Pistes de recherche

Comme on n'a pas observé d'association entre le C-HEI et les maladies chroniques, il serait intéressant de savoir à quel point le C-HEI serait lié aux maladies chroniques dans un autre échantillon recruté parmi des individus atteints d'une maladie chronique liée à la nutrition, telle que l'hypertension artérielle ou maladie cardiovasculaire. Dans la présente étude, les participants de la cohorte NuAge semblent avoir une alimentation et un état de santé meilleurs que leurs homologues canadiens. En conséquence, l'utilisation du C-HEI comme mesure globale de la qualité alimentaire dans une étude portant sur une population âgée atteinte du diabète ou de l'hypertension serait potentiellement révélatrice d'une association entre la qualité alimentaire évaluée par le C-HEI et la maladie chronique d'intérêt.

Une version du C-HEI révisé et comprenant l'ajout d'autres sous-composantes associées aux maladies chroniques communiquerait des informations pertinentes d'une manière concise et surtout compréhensible même par des sujets ne présentant pas un niveau de scolarisation assez élevé. Ainsi, en évaluant la qualité alimentaire globale, le sujet serait en mesure de savoir s'il présente une diète de mauvaise qualité, une diète qui nécessite des améliorations ou il présente une bonne diète. Ces informations seraient extrêmement importantes pour les sujets, particulièrement ceux prédisposés aux maladies chroniques afin de leur inciter à agir et faire les changements nécessaires aux niveaux de leurs habitudes alimentaires. Un tel indice de mesure de la qualité alimentaire globale chez les Canadiens pourrait servir à prédire des risques de morbidité et de mortalité dus à l'alimentation dans des études longitudinales. De telles informations constitueraient un

aspect important d'une surveillance nutritionnelle qui aiderait les autorités canadiennes dans la prise de décision éclairée en matière de nutrition lors d'élaboration des politiques et des programmes de promotion de la saine alimentation et de prévention des maladies chroniques

7. CONCLUSION

La présente étude d'évaluation des liens entre le C-HEI et des variables nutritionnelles colligées à partir d'une mesure de consommation alimentaire quantitative et précise, soit la moyenne de trois R24H a démontré que le C-HEI était positivement corrélé avec certains nutriments provenant des fruits et légumes et négativement avec des nutriments signalant une alimentation moins bien équilibrée, soit le cholestérol alimentaire et les acides gras saturés. Le C-HEI reflète également l'atteinte des recommandations alimentaires et nutritionnelles canadiennes pour l'apport en fibres, le pourcentage d'énergie provenant des lipides, des glucides et des acides gras saturés. En outre, le score total était associé à un apport suffisant en énergie et en protéines.

L'évaluation des liens entre l'indice de la qualité alimentaire globale C-HEI et des paramètres anthropométriques et des indicateurs de santé a démontré que chez les participants avec un score C-HEI total élevé, les risques pour la santé sont significativement inférieurs comparativement à ceux ayant un score faible. En conséquence, le C-HEI se veut bien une mesure composite capable de synthétiser, de statuer et d'évaluer la qualité alimentaire chez les personnes âgées.

Cette information colligée au sein de la cohorte Nuage a fournit des preuves additionnelles de la qualité de mesure du score C-HEI, ainsi confirmant l'utilité d'un indice qui permet davantage aux professionnels de la santé d'évaluer de façon sommaire la qualité alimentaire globale chez les personnes âgées de 65 ans et plus. D'autres recherches seraient nécessaires afin d'évaluer le C-HEI au sein d'un échantillon représentatif de la population âgée canadienne. De plus, il est souhaité que les autorités canadiennes se servent de cet indice pour statuer sur la qualité alimentaire globale au Canada afin de dévoiler les liens potentiels entre la qualité alimentaire globale et le risque de morbidité et de mortalité dans la population et ainsi mieux planifier des programmes de promotion de la saine alimentation liée au bien-vieillir. Plus de recherches mettant en exergue le lien entre le C-HEI et les maladies chroniques pourraient être envisagées dans le but de dévoiler l'association entre la qualité alimentaire globale évaluée par le C-HEI et ces maladies. Il importe de dire que l'étiologie de ces affections est complexe du fait que plusieurs facteurs contribuent

parallèlement à leur émergence. Toutefois, une alimentation saine et équilibrée dès un jeune âge combinée à une activité physique modérée, serait le profil d'une population âgée qui vieillit bien, moins prédisposée à l'apparition de ces affections ou éventuellement, retarder leur émergence à un âge assez avancé de la vie.

Références bibliographiques

Amarantos, E., Martinez, A., & Dwyer, J. (2001). Nutrition and quality of life in older adults. *The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences*, 56(suppl 2), 54-59.

Atkinson, M. J., & Zibin, S. L. (1996). Évaluation de la qualité de vie des personnes atteintes de troubles mentaux chroniques: analyse critique des mesures et des méthodes. Unité de la santé publique et de la santé mentale. *Santé Canada*.

Bernèche, F., Cazale, L., & Dumitru, V. (2010). Les maladies chroniques des facteurs multiples, des liens complexes. Édition 2010, Québec, *Institut de la statistique du Québec*.

Bertrand, L., & Nadon, S. (1997). Enquête québécoise sur la nutrition. Santé Québec. Cahier technique ISBN 2-550-32370-X.

Biro, G., Hulshof, K., Ovesen, L., & Amorim, C. J. A. (2002). Selection of methodology to assess food intake. *European Journal of Clinical Nutrition*, 56, S25-S32.

Block, G., Hartman, A. M., Dresser, C. M., Carroll, M. D., Gannon, J., & Gardner, L. (1986). A data-based approach to diet questionnaire design and testing. *American Journal of Epidemiology*, 124(3), 453-469.

Brownie, S. (2006). Why are elderly individuals at risk of nutritional deficiency? *International Journal of Nursing Practice*, 12(2), 110-118.

Cade, J., Burley, V., Warm, D., Thompson, R., & Margetts, B. (2004). Food-frequency questionnaires: a review of their design, validation and utilisation. *Nutrition Research Reviews*, 17(1), 5-22.

Cade, J., Thompson, R., Burley, V., & Warm, D. (2002). Development, validation and utilisation of food-frequency questionnaires-a review. *Public Health Nutrition*, 5(4), 567-587.

Castetbon, K., Vernay, M., Malon, A., Salanave, B., Deschamps, V., Roudier, C., et al. (2009). Dietary intake, physical activity and nutritional status in adults: the French nutrition and health survey (ENNS, 2006-2007). *British Journal of Nutrition*, 102(5), 733-743.

Chiuve, S. E., Fung, T. T., Rimm, E. B., Hu, F. B., McCullough, M. L., Wang, M., et al. (2012). Alternative dietary indices both strongly predict risk of chronic disease. *The Journal of Nutrition*, 142(6), 1009-1018.

Collins, C. E., Young, A. F., & Hodge, A. (2008). Diet quality is associated with higher nutrient intake and self-rated health in mid-aged women. *Journal of the American College of Nutrition*, 27(1), 146-157.

Conway, J. M., Ingwersen, L. A., Vinyard, B. T., & Moshfegh, A. J. (2003). Effectiveness of the US Department of Agriculture 5-step multiple-pass method in assessing food intake in obese and nonobese women. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 77(5), 1171-1178.

Darmon, N., & Drewnowski, A. (2008). Does social class predict diet quality? *The American Journal of Clinical Nutrition*, 87(5), 1107-1117.

Day, N., McKeown, N., Wong, M., Welch, A., & Bingham, S. (2001). Epidemiological assessment of diet: a comparison of a 7-day diary with a food frequency questionnaire using urinary markers of nitrogen, potassium and sodium. *International Journal of Epidemiology*, 30(2), 309-324.

Dehghan, M., Al Hamad, N., Yusufali, A. H., Nusrath, F., Yusuf, S., & Merchant, A. T. (2005). Development of a semi-quantitative food frequency questionnaire for use in United Arab Emirates and Kuwait based on local foods. *Nutrition Journal*, 4(1), 18-23.

Dodd. (1996). A technical guide to C-SIDE: Software for intake distribution estimation Dietary Assessment Research Serie. *Report 9 Technical Report 96-TR 32. Ames: Iowa State University Department of Statistics and Center for Agricultural and Rural Development.*

Drewnowski, A., Henderson, S. A., Shore, A., Fischler, C., Preziosi, P., & Hercberg, S. (1996). Diet Quality and Dietary Diversity in France: Implications for the French Paradox. *Journal of the American Dietetic Association*, 96(7), 663-669

Drewnowski, A., Henderson, S. A., Driscoll, A., & Rolls, B. J. (1997). The Dietary Variety Score: assessing diet quality in healthy young and older adults. *Journal of the American Dietetic Association*, 97(3), 266-271.

Ervin, R. B. (2008). Healthy Eating Index scores among adults, 60 years of age and over, by sociodemographic and health characteristics: United States, 1999–2002. *Adv Data*, 395, 1-16

Falk, L. W., Sobal, J., Bisogni, C. A., Connors, M., & Devine, C. M. (2001). Managing healthy eating: definitions, classifications, and strategies. *Health Education & Behavior*, 28(4), 425-439.

Ferry, M. (2008). Bases nutritionnelles pour un vieillissement réussi. *Cahiers de Nutrition et de Diététique*, 43(2), 90-96.

Fitzgerald, A. L., Dewar, R. A., & Veugelers, P. J. (2002). Diet quality and cancer incidence in Nova Scotia, Canada. *Nutrition and Cancer*, 43(2), 127-132.

Fogli-Cawley, J. J., Dwyer, J. T., Saltzman, E., McCullough, M. L., Troy, L. M., Meigs, J. B., et al. (2007). The 2005 Dietary Guidelines for Americans and risk of the metabolic syndrome. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 86(4), 1193- 1201.

Fraser, G., Welch, A., Luben, R., Bingham, S., & Day, N. (2000). The Effect of Age, Sex, and Education on Food Consumption of a Middle-Aged English Cohort- EPIC in East Anglia. *Preventive Medicine*, 30(1), 26-34.

Fulgoni, V., Keast, D., & Drewnowski, A. (2009). Development and validation of the nutrient-rich foods index: a tool to measure nutritional quality of foods. *The Journal of Nutrition*, 139(8), 1549-1554.

Fung, T. T., Hu, F. B., McCullough, M. L., Newby, P., Willett, W. C., & Holmes, M. D. (2006). Diet quality is associated with the risk of estrogen receptor–negative breast cancer in postmenopausal women. *The Journal of Nutrition*, 136(2), 466- 472.

Fung, T. T., McCullough, M. L., Newby, P., Manson, J. A. E., Meigs, J. B., Rifai, N., et al. (2005). Diet-quality scores and plasma concentrations of markers of inflammation and endothelial dysfunction. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 82(1), 163-173.

Galobardes, B., Morabia, A., & Bernstein, M. S. (2001). Diet and socioeconomic position: does the use of different indicators matter? *International Journal of Epidemiology*, 30(2), 334-340.

Gao, S. K., Beresford, S. A., Frank, L. L., Schreiner, P. J., Burke, G. L., & Fitzpatrick, A. L. (2008). Modifications to the Healthy Eating Index and its ability to predict obesity: the Multi-Ethnic Study of Atherosclerosis. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 88(1), 64-69.

Garriguet, D. (2009). Diet quality in Canada. *Health Rep*, 20(3), 41-52.

Gaudreau, P., Morais, J. A., Shatenstein, B., Gray-Donald, K., Khalil, A., Dionne, I., et al. (2007). Nutrition as a determinant of successful aging: description of the Quebec longitudinal study Nuage and results from cross-sectional pilot studies. *Rejuvenation Research*, 10(3), 377-386.

Gibson, R. S. (2005). *Principles of Nutritional Assessment*. Oxford University Press, USA. Goris, A. H. C., Westerterp-Plantenga, M. S., & Westerterp, K. R. (2000). Undereating and underrecording of habitual food intake in obese men: selective underreporting of fat intake. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 71(1), 130-134.

Guo, X., Warden, B., Paeratakul, S., & Bray, G. (2004). Healthy Eating Index and obesity. *European Journal of Clinical Nutrition*, 58(12), 1580-1586.

Haines, P. S., Siega-Riz, A., & Popkin, B. M. (1999). The Diet Quality Index Revised: A Measurement Instrument for Populations. *Journal of the American Dietetic Association*, 99(6), 697-704.

Hann, C. S., Rock, C. L., King, I., & Drewnowski, A. (2001). Validation of the Healthy Eating Index with use of plasma biomarkers in a clinical sample of women. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 74(4), 479-486.

Harnack, L., Nicodemus, K., Jacobs Jr, D. R., & Folsom, A. R. (2002). An evaluation of the Dietary Guidelines for Americans in relation to cancer occurrence. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 76(4), 889-896.

Hebert, J. R., Ma, Y., Clemow, L., Ockene, I. S., Saperia, G., Stanek, E. J., et al. (1997). Gender differences in social desirability and social approval bias in dietary selfreport. *American Journal of Epidemiology*, 146(12), 1046-1056.

Hébuterne, X. (2008). *Traité de nutrition de la personne âgée*. Springer Verlag France. ISBN-10 2287799273.

Heidemann, C., Schulze, M. B., Franco, O. H., van Dam, R. M., Mantzoros, C. S., & Hu, F. B. (2008). Dietary patterns and risk of mortality from cardiovascular disease, cancer, and all causes in a prospective cohort of women. *Circulation*, *118*(3), 230-237.

Hiza, H. A., Casavale, K. O., Guenther, P. M., & Davis, C. A. (2012). Diet quality of Americans differs by age, sex, race/ethnicity, income, and education level. *Journal of the Academy of Nutrition and Dietetics*. US Department of Agriculture, Center for Nutrition Policy and Promotion, Alexandria, VA 22302, USA

Houston, D. K., Stevens, J., Cai, J., & Haines, P. S. (2005). Dairy, fruit, and vegetable intakes and functional limitations and disability in a biracial cohort: the Atherosclerosis Risk in Communities Study. *The American Journal of Clinical Nutrition*, *81*(2), 515-522.

Hu, F. B., Rimm, E. B., Stampfer, M. J., Ascherio, A., Spiegelman, D., & Willett, W. C. (2000). Prospective study of major dietary patterns and risk of coronary heart disease in men. *The American Journal of Clinical Nutrition*, *72*(4), 912-921.

Huijbregts, P., Feskens, E., Räsänen, L., Fidanza, F., Nissinen, A., Menotti, A., et al. (1997). Dietary pattern and 20 year mortality in elderly men in Finland, Italy, and the Netherlands: longitudinal cohort study. *British Journal of Nutrition*, *315*(7099), 13-17.

Hunter, D. J., Spiegelman, D., Adami, H. O., Beeson, L., van den Brandt, P. A., Folsom, A. R., et al. (1996). Cohort studies of fat intake and the risk of breast cancer—a pooled analysis. *New England Journal of Medicine*, *334*(6), 356-361. ISQ. (1998).

Institut de la statistique du Québec. *Enquête sociale et de santé*. (Les publications du Québec, Québec).

Jacka, F. N., Mykletun, A., Berk, M., Bjelland, I., & Tell, G. S. (2011). The Association Between Habitual Diet Quality and the Common Mental Disorders in Community-Dwelling Adults: The Hordaland Health Study. *Psychosomatic Medicine*, *73*(6), 483.

Johnson, R. K., Soutanakis, R. P., & Matthews, D. E. (1998). Literacy and Body Fatness are Associated with Underreporting of Energy Intake in US Low- Income Women Using the Multiple-Pass 24-hour Recall: A Doubly Labeled Water Study. *Journal of the American Dietetic Association*, *98*(10), 1136-1140.

Kant, A. K. (1996). Indexes of overall diet quality: a review. *Journal of the American Dietetic Association*, 96(8), 785-791.

Kant, A. K. (2004). Dietary patterns and health outcomes. *Journal of the American Dietetic Association*, 104(4), 615-635.

Kant, A. K., & Graubard, B. I. (2005). A comparison of three dietary pattern indexes for predicting biomarkers of diet and disease. *Journal of the American College of Nutrition*, 24(4), 294-303.

Kant, A. K., Schatzkin, A., Graubard, B. I., & Schairer, C. (2000). A prospective study of diet quality and mortality in women. *JAMA: the Journal of the American Medical Association*, 283(16), 2109-2115.

Kant, A. K., & Thompson, F. E. (1997). Measures of overall diet quality from a food frequency questionnaire: National Health Interview Survey, 1992. *Nutrition Research*, 17(9), 1443-1456.

Keller, H. H. (2007). Promoting food intake in older adults living in the community: a review. *Applied Physiology, Nutrition, and Metabolism*, 32(6), 991-1000.

Kennedy, E., Ohls, J., Carlson, S., & Fleming, K. (1995). The Healthy Eating Index: design and applications. *Journal of the American Dietetic Association*, 95(10), 1103-1108.

Khaw, K. T. (1997). Epidemiological aspects of ageing. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series B: Biological Sciences*, 352(1363), 1829-32.

Kim, E. H., Willett, W. C., Fung, T., Rosner, B., & Holmes, M. D. (2011). Diet quality indices and postmenopausal breast cancer survival. *Nutrition and Cancer*, 63(3), 381-388.

Kipnis, V., Subar, A. F., Midthune, D., Freedman, L. S., Ballard-Barbash, R., Troiano, R. P., et al. (2003). Structure of dietary measurement error: results of the OPEN biomarker study. *American Journal of Epidemiology*, 158(1), 14-21.

Knoops, K. (2006). Comparison of three different dietary scores in relation to 10-year mortality in elderly European subjects: the HALE project. *European Journal of Clinical Nutrition*, 60(6), 746-755.

Kohlmeier, L. (1994). Gaps in dietary assessment methodology: meal-vs list-based methods. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 59(1), 175S.

Kouris-Blazos, A., Gnardellis, C., Wahlqvist, M. L., Trichopoulos, D., Lukito, W., & Trichopoulou, A. (1999). Are the advantages of the Mediterranean diet transferable to other populations? A cohort study in Melbourne, Australia. *British Journal of Nutrition*, 82, 57-61.

Kourlaba, G., & Panagiotakos, D. B. (2009). Dietary quality indices and human health: a review. *Maturitas*, 62(1), 1-8.

Krebs-Smith, S., Graubard, B., Kahle, L., Subar, A., Cleveland, L., & Ballard-Barbash, R. (2000). Low energy reporters vs others: a comparison of reported food intakes. *European Journal of Clinical Nutrition*, 54(4), 281-287.

Kromhout, D., Keys, A., Aravanis, C., Buzina, R., Fidanza, F., Giampaoli, S., et al. (1989). Food consumption patterns in the 1960s in seven countries. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 49(5), 889-882.

Kubota, Y., Maruyama, K., Sato, S., Ishikawa, Y., Shimamoto, T., Inagawa, M. (2010). Reproducibility of 24-hour dietary recall for vitamin intakes by middleaged Japanese men and women. *The Journal of Nutrition, Health & Aging*, 14(3), 196-200.

Lallukka, T., Laaksonen, M., Rahkonen, O., Roos, E., & Lahelma, E. (2006). Multiple socio-economic circumstances and healthy food habits. *European Journal of Clinical Nutrition*, 61(6), 701-710.

Lasheras, C., Fernandez, S., & Patterson, A. M. (2000). Mediterranean diet and age with respect to overall survival in institutionalized, nonsmoking elderly people. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 71(4), 987-992.

Lioret, S., Touvier, M., Balin, M., Huybrechts, I., Dubuisson, C., Dufour, A., et al. (2011). Characteristics of energy under-reporting in children and adolescents *British Journal of Nutrition*, 105(11), 1671-1680.

Mason, J. B., Habicht, J. P., Tabatabai, H., & Valverde, V. (1987). La surveillance nutritionnelle. *Organisation mondiale de la Santé*. Genève.

McCullough, M. L., Feskanich, D., Rimm, E. B., Giovannucci, E. L., Ascherio, A., Variyam, J. N., et al. (2000b). Adherence to the Dietary Guidelines for Americans and risk of major chronic disease in men. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 72(5), 1223-1231

McCullough, M. L., Feskanich, D., Stampfer, M. J., Giovannucci, E. L., Rimm, E. B., Hu, F. B., et al. (2002). Diet quality and major chronic disease risk in men and women: moving toward improved dietary guidance. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 76(6), 1261-1271.

McCullough, M. L., Feskanich, D., Stampfer, M. J., Rosner, B. A., Hu, F. B., Hunter, D. J., et al. (2000). Adherence to the Dietary Guidelines for Americans and risk of major chronic disease in women. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 72(5), 1214-1222.

McCullough, M. L., & Willett, W. C. (2006). Evaluating adherence to recommended diets in adults: the Alternate Healthy Eating Index. *Public Health Nutrition*, 9(1a), 152-157.

McDonald, A., Van Horn, L., Slattery, M., Hilner, J., Bragg, C., Caan, B., et al. (1991). The CARDIA dietary history: development, implementation, and evaluation. *Journal of the American Dietetic Association*, 91(9), 1104-1112

McNaughton, S. A., Ball, K., Crawford, D., & Mishra, G. D. (2008). An index of diet and eating patterns is a valid measure of diet quality in an Australian population. *The Journal of Nutrition*, 138(1), 86-93.

McNaughton, S. A., Bates, C. J., & Mishra, G. D. (2012). Diet Quality Is Associated with All-Cause Mortality in Adults Aged 65 Years and Older. *The Journal of Nutrition*, 142(2), 320-325.

Michel de Lorgeril, M., Salen, P., Martin, J.-L., Monjaud, I., Delaye, J., & Mamele, N. (1999). Mediterranean diet, traditional risk factors, and the rate of cardiovascular complications after myocardial infarction. *Heart failure*, 11, 779-786.

Michels, K. B., Giovannucci, E., Joshipura, K. J., Rosner, B. A., Stampfer, M. J., Fuchs, C. S., et al. (2000). Prospective study of fruit and vegetable consumption and incidence of colon and rectal cancers. *Journal of the National Cancer Institute*, 92(21), 1740-1752.

Millen, B. A., Quatromoni, P. A., Copenhafer, D. L., Demissie, S., O'hororo, C. E., & Dagostino, R. B (2001). Validation of a dietary pattern approach for evaluating nutritional risk: the Framingham Nutrition Studies. *Journal of the American Dietetic Association*, 101(2), 187-194.

Munoz, K. A., Krebs-Smith, S. M., Ballard-Barbash, R., & Cleveland, L. E. (1997). Food intakes of US children and adolescents compared with recommendations. *Pediatrics*, 100(3), 323.

Newby, P., Hu, F. B., Rimm, E. B., Smith-Warner, S. A., Feskanich, D., Sampson, L., et al. (2003). Reproducibility and validity of the Diet Quality Index Revised as assessed by use of a food-frequency questionnaire. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 78(5), 941-949.

Newby, P. K., Muller, D., Hallfrisch, J., Qiao, N., Andres, R., & Tucker, K. L. (2003). Dietary patterns and changes in body mass index and waist circumference in adults. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 77(6), 1417-1425.

NHANES (2010) Repéré le 30 Décembre 2011 sur le site suivant :

<http://www.cdc.gov/nchs/tutorials/dietary/SurveyOrientation/DietaryDataOverview/Info2.htm>. Accessed December 2011.

Nishida, C., Uauy, R., Kumanyika, S., & Shetty, P. (2004). The joint WHO/FAO expert consultation on diet, nutrition and the prevention of chronic diseases: process, product and policy implications. *Public Health Nutrition*, 7(1A; SPI), 245-250.

OMS. (2003). Rapport sur la santé dans le monde: façonner l'avenir. (ISBN 92 4 256243 2 (Classification NLM : WA 540.1) 1020-332X).

OMS. (2008). Waist Circumference and waist hip ratio *Report of a WHO Expert Consultation, Geneva, 8-11*.

Osler, M., & Schroll, M. (1997). Diet and mortality in a cohort of elderly people in a north European community. *International Journal of Epidemiology*, 26(1), 155-159.

Paquette, M. C. (2005). Perceptions de la saine alimentation: état actuel des connaissances et lacunes au niveau de la recherche. *Canadian Journal of Public Health*, 96(3), S16-S21.

Patterson, R. E., Haines, P. S., & Popkin, B. M. (1994). Diet quality index: capturing a multidimensional behavior. *Journal of the American Dietetic Association*, 94(1), 57-64.

Payette, H. (2005). Nutrition as a determinant of functional autonomy and quality of life aging: a research program. *Canadian Journal of Physiology and Pharmacology*, 83, 1061-1070.

Payette, H., Gray-Donald, K., Cyr, R., & Boutier, V. (1995). Predictors of dietary intake in a functionally dependent elderly population in the community. *American Journal of Public Health*, 85(5), 677-683.

Payette, H., & Shatenstein, B. (2005). Determinants of healthy eating in community dwelling elderly people. *Canadian Journal of Public Health*, 96, S30a-S35a.

Price, G., Paul, A., Cole, T., & Wadsworth, M. (1997). Characteristics of the lowenergy reporters in a longitudinal national dietary survey. *British Journal of Nutrition*, 77(06), 833-851.

Pryer, J. A., Vrijheid, M., Nichols, R., Kiggins, M., & Elliott, P. (1997). Who are the low energy reporters' in the dietary and nutritional survey of British adults? *International Journal of Epidemiology*, 26(1), 146-154.

Raine, K. D. (2005). Determinants of healthy eating in Canada: an overview and synthesis. *Canadian Journal of Public Health. Revue canadienne de santé publique*, 96, S8.

Rosell, M. S., Hellénus, M. L. B., de Faire, U. H., & Johansson, G. K. (2003). Associations between diet and the metabolic syndrome vary with the validity of dietary intake data. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 78(1), 84-90.

Rossi, M., Negri, E., Bosetti, C., Dal Maso, L., Talamini, R., Giacosa, A., et al. (2008). Mediterranean diet in relation to body mass index and waist-to-hip ratio. *Public Health Nutrition*, 11(02), 214-217.

Sääksjärvi, K., Knekt, P., Lundqvist, A., Männistö, S., Heliövaara, M., Rissanen, H., et al. (2012). A cohort study on diet and the risk of Parkinson's disease: the role of food groups and diet quality. *The British Journal of Nutrition*, 109 (20), 329-337.

Schröder, H., Marrugat, J., Vila, J., Covas, M. I., & Elosua, R. (2004). Adherence to the traditional Mediterranean diet is inversely associated with body mass index and obesity in a Spanish population. *The Journal of Nutrition*, 134(12), 3355-3361.

Serra-Majem, L., Frost Andersen, L., Henríquez-Sánchez, P., Doreste-Alonso, J., Sánchez-Villegas, A., Ortiz-Andrelluchi, A., et al. (2009). Evaluating the quality of dietary intake validation studies. *British Journal of Nutrition*, 102(S1), S3-S9.

Seymour, J. D., Calle, E. E., Flagg, E. W., Coates, R. J., Ford, E. S., & Thun, M. J. (2003). Diet quality index as a predictor of short-term mortality in the American Cancer Society Cancer Prevention Study II Nutrition Cohort. *American Journal of Epidemiology*, 157(11), 980-988.

Shatenstein, B., Nadon, S., & Ferland, G. (2004). Determinants of diet quality among Quebecers aged 55-74. *The Journal of Nutrition, Health & Aging*, 8(2), 83-91.

Shatenstein, B., Nadon, S., Godin, C., & Ferland, G. (2005a). Development and Validation of a Food Frequency Questionnaire. *Canadian Journal of Dietetic Practice and Research*, 66(2), 67-75.

Shatenstein, B., Nadon, S., Godin, C., & Ferland, G. (2005b). Diet quality of Montreal area adults needs improvement: estimates from a self-administered food frequency questionnaire furnishing a dietary indicator score. *Journal of the American Dietetic Association*, 105(8), 1251-1260.

Shepherd, J., Harden, A., Rees, R., Brunton, G., Garcia, J., Oliver, S., et al. (2005). Young people and healthy eating: a systematic review of research on barriers and facilitators. *Health Education Research*, 21(2), 239-257.

Statistique Canada (2006). *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 2.2, Nutrition (2004) (H164-20/2006F)*. Repéré à http://www.hcsc.gc.ca/fnan/surveill/nutrition/commun/cchs_guide_esc-fra.php,

Stookey, J., Wang, Y., Ge, K., Lin, H., & Popkin, B. (2000). Measuring diet quality in china: the INFH-UNC-CH diet quality index. *European Journal of Clinical Nutrition*, 54(11), 811-821.

Taren, D., Tobar, M., Hill, A., Howell, W., Shisslak, C., Bell, I., et al. (1999). The association of energy intake bias with psychological scores of women. *European Journal of Clinical Nutrition*, 53(7), 570-574.

Thompson, F. E., & Byers, T. (1994). Dietary assessment resource manual. *The Journal of Nutrition*, 124(11 Suppl), 2245s.

Thompson, F. E., & Subar, A. (2001). Dietary assessment methodology. Chapitre 1: Assesment methods for research and practice *Nutrition in the Prevention and Treatment of Disease*, 2ème edition. National Cancer Institute, Maryland.

Trichopoulou, A., Costacou, T., Bamia, C., & Trichopoulos, D. (2003). Adherence to a Mediterranean diet and survival in a Greek population. *New England Journal of Medicine*, 348(26), 2599-2608.

Trichopoulou, A., Kouris-Blazos, A., Wahlqvist, M. L., Gnardellis, C., Lagiou, P., Polychronopoulos, E., et al. (1995). Diet and overall survival in elderly people. *British Journal of Nutrition*, 311(7018), 1457-1460.

Trichopoulou, A., Naska, A., Orfanos, P., & Trichopoulos, D. (2005). Mediterranean diet in relation to body mass index and waist-to-hip ratio: the Greek European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition Study. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 82(5), 935-940.

Trichopoulou, A., Orfanos, P., Norat, T., Bueno-de-Mesquita, B., Ocké, M. C., Peeters, P. H. M., et al. (2005). Modified Mediterranean diet and survival: EPIC-elderly prospective cohort study. *British Medicine Journal*, 330 (7498), 991.

Tucker, K. L., Bianchi, L. A., Maras, J., & Bermudez, O. I. (1998). Adaptation of a food frequency questionnaire to assess diets of Puerto Rican and non-Hispanic adults. *American Journal of Epidemiology*, 148(5), 507-518.

Tucker, K. L., Hannan, M. T., Chen, H., Cupples, L. A., Wilson, P. W. F., & Kiel, D. P. (1999). Potassium, magnesium, and fruit and vegetable intakes are associated with

greater bone mineral density in elderly men and women. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 69(4), 727-736.

Vercambre, M. N., Boutron-Ruault, M. C., Ritchie, K., Clavel-Chapelon, F., & Berr, C. (2009). Long-term association of food and nutrient intakes with cognitive and functional decline: a 13-year follow-up study of elderly French women. *British Journal of Nutrition*, 102(3), 419-427.

Verger, E. O., Mariotti, F., Holmes, B. A., Paineau, D., & Huneau, J.-F. (2012). Evaluation of a diet quality index based on the probability of adequate nutrient intake (PANDiet) using national French and US dietary surveys. *PLoS ONE*, 7(8), 421-426

Waijers, P., Feskens, E. J. M., & Ocke, M. C. (2007). A critical review of predefined diet quality scores. *British Journal of Nutrition*, 97(2), 219-231.

Washburn, R. A., McAuley, E., Katula, J., Mihalko, S. L., & Boileau, R. A. (1999). The physical activity scale for the elderly (PASE): evidence for validity. *Journal of Clinical Epidemiology*, 52(7), 643-651.

Washburn, R. A., Smith, K. W., Jette, A. M., & Janney, C. A. (1993). The Physical Activity Scale for the Elderly (PASE): development and evaluation. *Journal of Clinical Epidemiology*, 46(2), 153-158.

Weinstein, S. J., Vogt, T. M., & Gerrior, S. A. (2004). Healthy Eating Index scores are associated with blood nutrient concentrations in the third National Health And Nutrition Examination Survey. *Journal of the American Dietetic Association*, 104(4), 576-581.

Wentzel-Viljoen, E., Laubscher, R., & Kruger, A. (2011). Using different approaches to assess the reproducibility of a culturally sensitive quantified food frequency questionnaire. *South African Journal of Clinical Nutrition*, 24(3), 143-148.

Willett (1998). *Nutritional Epidemiology*: Second edition. Oxford University Press, New York, 514 pp.

Willett, W., Koplan, J., Nugent, R., Dusenbury, C., Puska, P., Gaziano, T., et al. (2006). Prevention of chronic disease by means of diet and lifestyle changes. *Disease control priorities in developing countries*(2nd Ed.), 833-850.

Willett, W. C., Sampson, L., Stampfer, M. J., Rosner, B., Bain, C., Witschi, J., et al. (1985). Reproducibility and validity of a semiquantitative food frequency questionnaire. *American Journal of Epidemiology*, 122(1), 51-55.

Wilson, A. M. R., & Lewis, R. D. (2004). Disagreement of energy and macronutrient intakes estimated from a food frequency questionnaire and 3-day diet record in girls 4 to 9 years of age. *Journal of the American Dietetic Association*, 104(3), 373-378.

Wold, R. S., Lopez, S. T., Pareo-Tubbeh, S. L., Baumgartner, R. N., Romero, L. J., Garry, P. J., et al. (1998). Helping elderly participants keep 3-day diet records in the New Mexico Aging Process Study. *Journal of the American Dietetic Association*, 98(3), 326-332.

Wolongevicz, D. M., Zhu, L., Pencina, M. J., Kimokoti, R. W., Newby, P., D'Agostino, R. B., et al. (2010). An obesity dietary quality index predicts abdominal obesity in women: potential opportunity for new prevention and treatment paradigms. *Journal of Obesity*, 2010; 945987 (1-13).

Wolters, M., Hermann, S., & Hahn, A. (2003). B vitamin status and concentrations of homocysteine and methylmalonic acid in elderly German women. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 78(4), 765-768.

Woo, J., Woo, K., Leung, S., Chook, P., Liu, B., Ip, R., et al. (2001). The Mediterranean score of dietary habits in Chinese populations in four different geographical areas. *European Journal of Clinical Nutrition*, 55(3), 215-220.

Xia, W., Sun, C., Zhang, L., Zhang, X., Wang, J., Wang, H., et al. (2011). Reproducibility and Relative Validity of a Food Frequency Questionnaire Developed For Female Adolescents in Suuiha, North China. *PloS one*, 6 (5), 1965-1969.

ANNEXES

Annexe 1: Composantes du score C-HEI

Composantes de l'indice	Étendue du score	Critères pour score maximal	Critère pour score minimal
1. Consommation de produits céréaliers	0-10	Femmes 19-50 ans 6,5 portions Femmes 51+ ans 6 portions Hommes 19-50 ans 8 portions Hommes 51 + ans 7 portions	0 portion
2. Consommation de légumes et de fruits	0-20	Femmes 19-50 ans 7,5 portions Femmes 51+ ans 7 portions Hommes 19-50 ans 9 portions Hommes 51 + ans 7 portions	0 portion
3. Consommation des laits et substituts	0-10	Femmes 19-50 ans 2 portions Femmes 51+ ans 3 portions Hommes 19-50 ans 2 portions Hommes 51 + ans 2 portions	0 portion
4. Consommation de viandes et substituts	0-10	Femmes 19-50 ans 2 portions Femmes 51+ ans 2 portions Hommes 19-50 ans 3 portions Hommes 51 + ans 3 portions	0 portion
5. Apport en lipides totaux	0-10	< 30% énergie total provenant des lipides	≥45% de l'énergie total provenant des lipides

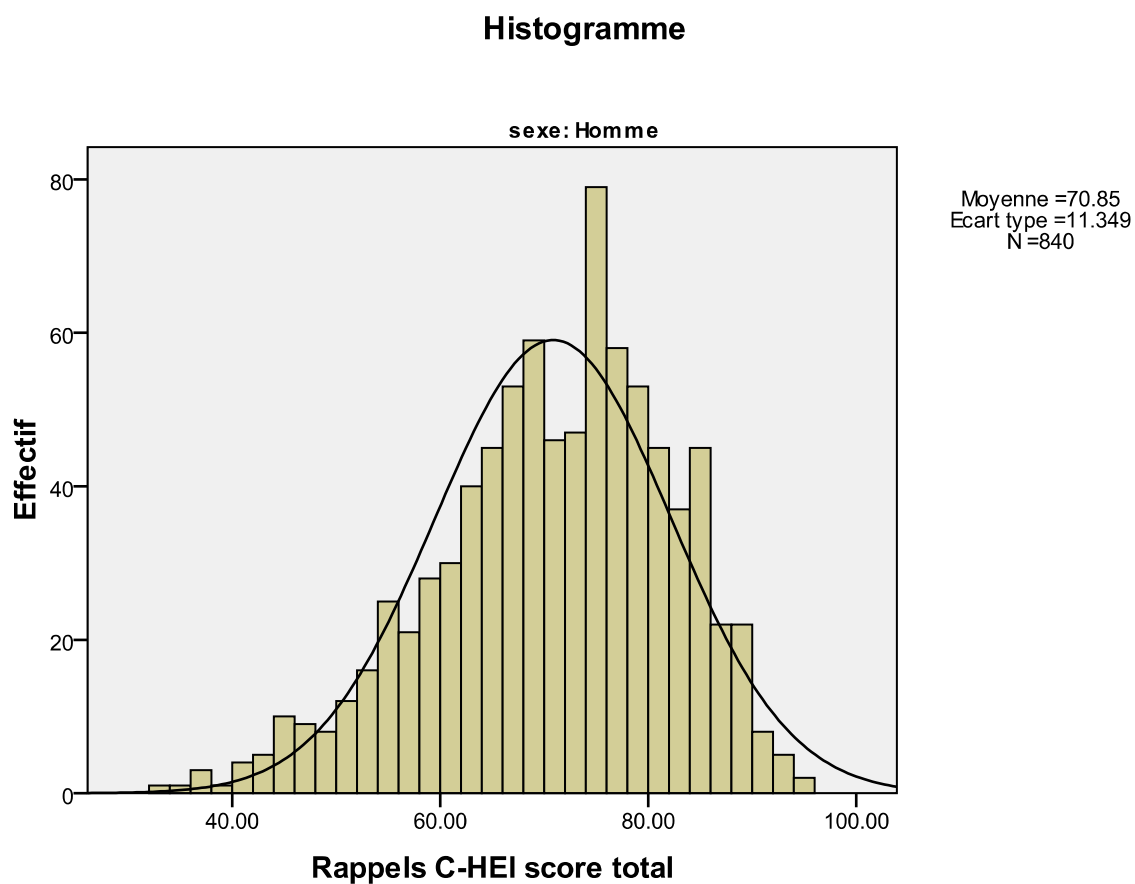
6. Apport en acides gras saturés	0-10	< 10% de l'énergie totale provenant des acides gras saturés	≥15% de l'énergie total provenant des acides gras saturés
7. Apport en cholestérol	0-10	≤300 mg cholestérol	≥450 mg cholestérol
8. Apport en sodium	0-10	≤2300 mg sodium	≥4600 mg sodium
9. Variété alimentaire	0-10	1 portion de chacun des 4 groupes du GAC	<1 portion des 4 groupes du GAC

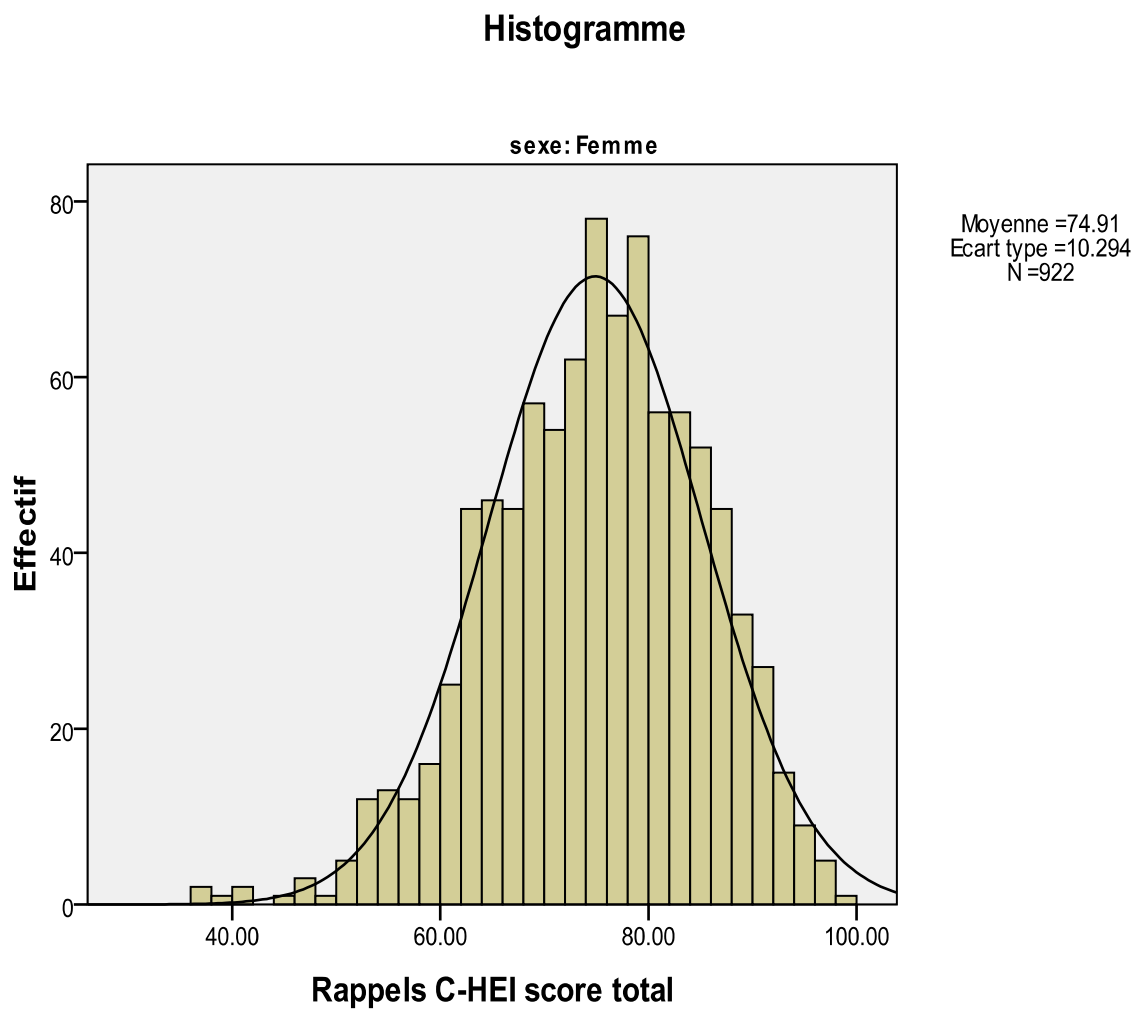
Shatenstein et al., 2005; révisé 2008

Guide alimentaire canadien, Santé Canada 2007

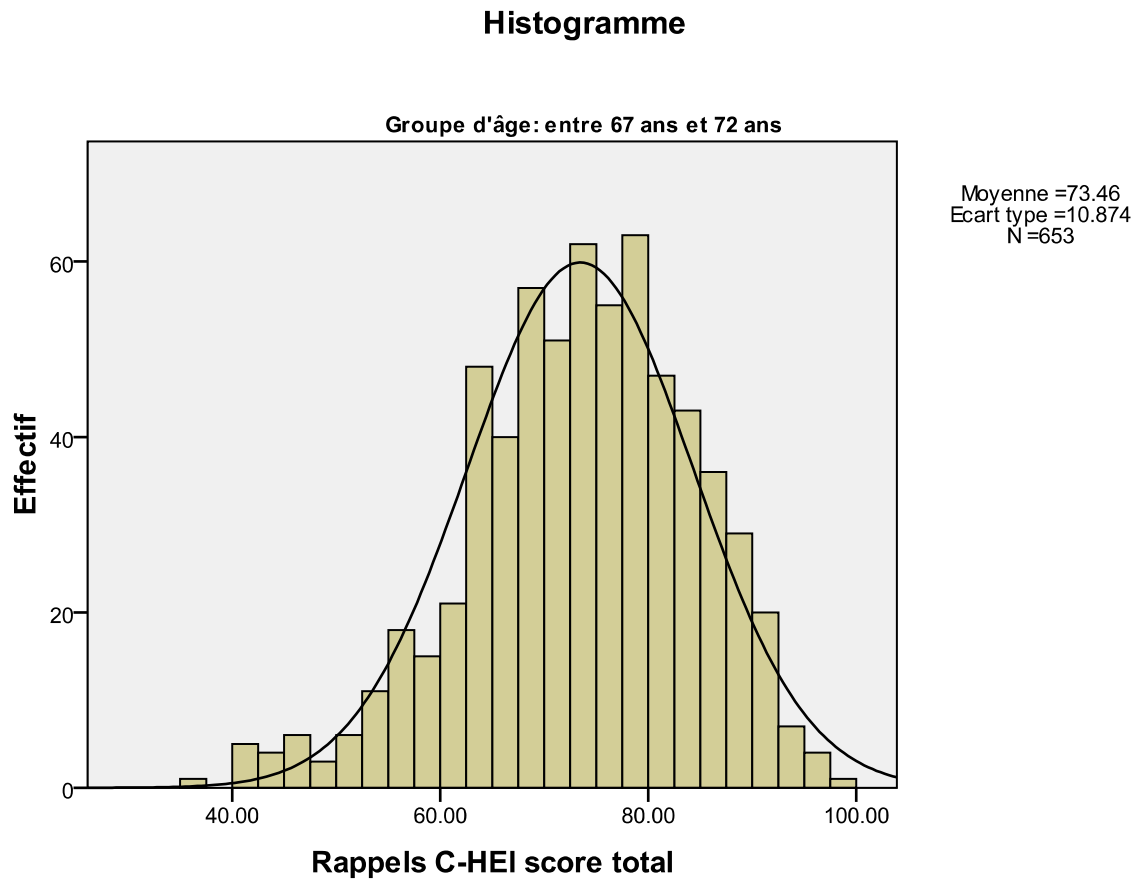
Annexe 2 : Distribution du score total C-HEI

a) Distribution du score total C-HEI chez les hommes de la cohorte Nuage (n=840)

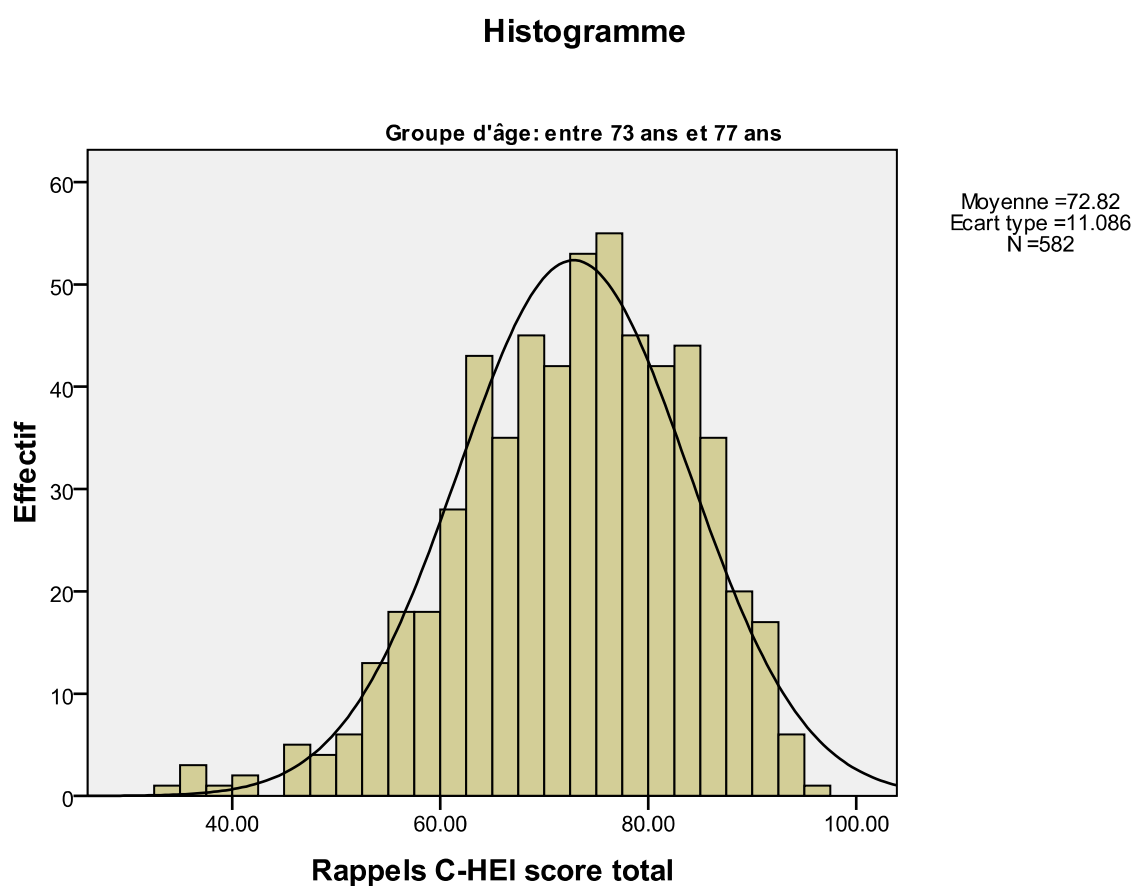


b) Distribution du score total C-HEI chez les femmes de la cohorte NuAge (n=922)

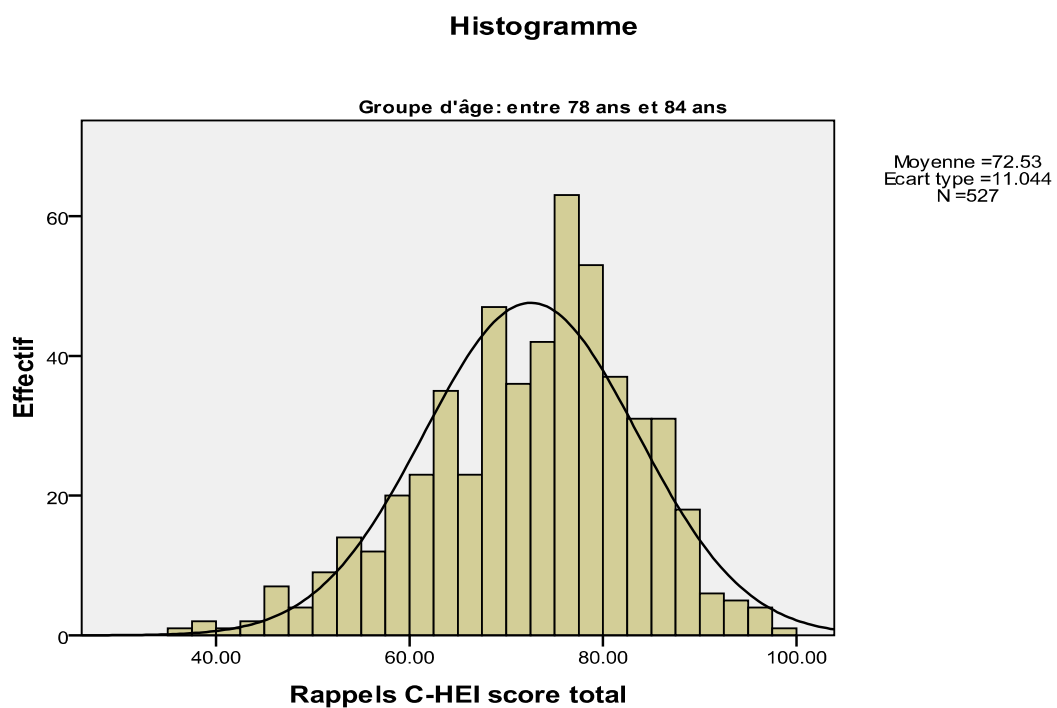
- c) Distribution du score total C-HEI chez les sujets âgés entre 67 et 72 ans de la cohorte NuAge (n=653)



- d) Distribution du score total C-HEI chez les sujets âgés entre 73 et 77 ans de la cohorte NuAge (n=582)



- e) Distribution du score total C-HEI chez les sujets âgés entre 78 et 84 ans de la cohorte NuAge (n=527)



Annexe 3: Apports nutritionnels de référence

	Apport recommandé pour les hommes	Apport recommandé pour les femmes
Protéines g/j	56	46
Fibres g/j	38	25
Calcium mg/j	1000 (51 à 70 ans) 1200 (71 ans et plus)	1200
Fer mg/j	8	8
Sodium g/j	1.2-1.3	1.2-1.3
Zinc mg/j	11	8
VitA µg/j	900	700
Rétinol/VitE mg/j	15	15
Vitamine D µg/j	15 (51 à 70 ans) 20 (71 ans et plus)	15 (51 à 70 ans) 20 (71 ans et plus)
Vitamine C mg/j	90	75
Thiamine mg/j	1.2	1.1
Riboflavine mg/j	1.3	1.1
Niacine mg/j	16	14
Vitamine B6 mg/j	1.7	1.5
Vitamine B12 µg/j	2.4	2.4
Acide folique/ Folate µg/j	400	400
Cholestérol	Apport le plus faible possible	Apport le plus faible possible
Gras saturés	Apport le plus faible possible	Apport le plus faible possible
Monoinsaturés	Apport le plus faible possible	Apport le plus faible possible

(ANREF, National Academy of Sciences, 2006)