

資料

地域高齢者における「食事関連 QOL 尺度」と その短縮版の計量心理学的特性

イワサ 岩佐¹ ハジメ 一^{2,*} ヨシダ 吉田³ ユウコ 祐子^{2,*} スズカモ 鈴鴨よしみ^{3*}

目的 食生活は、生物・心理・社会・文化的存在としての人の満足感と密接に結びついており、食生活に関する満足度の評価には多面的な尺度が必要である。本研究では、日本全国に居住する地域高齢者を対象とした標本調査を行い、鈴鴨他（2001）の「食事関連 QOL 尺度」（18項目版）とその短縮版における計量心理学的特性を検討した。まず、①18項目版の因子構造の確認を行い、その結果をもとに、②短縮版を作成した。次いで、18項目版・短縮版における、③信頼性、④性差ならびに年齢差、⑤妥当性の検証を行った。

方法 日本全国に在住する地域高齢者（60～84歳）1,200人を無作為抽出して郵送調査を行い、849人から回答を得た（参加割合70.8%）。このうち、「食事関連 QOL 尺度」18項目に欠損の無い者780人（男性367人、女性413人）を分析の対象とした。「食事関連 QOL 尺度」（5件法、18項目）、外部基準変数（主観的幸福感、食満足感、食欲、食事の制限、咀嚼、共食の回数、惣菜・インスタント食品の利用頻度、食に関する情報収集、食品摂取多様性）、基本属性（居住形態、教育歴、経済状態自己評価、有償労働、健康度自己評価、生活機能、生活習慣病、飲酒、喫煙）を分析に用いた。

結果 確認的因子分析を行ったところ、適合度は許容範囲であり、先行研究で報告された4因子解が再現された（『Ⅰ 食事の楽しみ』、『Ⅱ 食事の充足感』、『Ⅲ 食事環境』、『Ⅳ 食の多様性』）。8項目を選出し短縮版を作成した。「食事関連 QOL 尺度」得点（18項目）、各下位尺度得点（因子Ⅰ～Ⅳ）、短縮版得点（8項目）における α 係数はそれぞれ、0.94、0.86、0.89、0.77、0.72、0.90であった。「食事関連 QOL 尺度」得点、各下位尺度得点、短縮版得点をそれぞれ従属変数として2要因分散分析（性別：2水準、年齢：5水準）を行ったところ、すべての変数において、女性のほうが男性よりも得点が高かった。一方、年齢差は認められなかった。総菜の利用頻度において有意な相関は認められなかったほかは、外部基準変数との間に概ね中等度以上の相関が認められた。

結論 地域高齢者を対象として、「食事関連 QOL 尺度」（18項目版）とその短縮版の信頼性・妥当性を確認した。今後は、健康アウトカムを外部基準として「食事関連 QOL 尺度」の関連要因、予測妥当性の検証を行うことが課題である。

Key words : QOL, 高齢者, 食生活, 尺度開発

日本公衆衛生雑誌 2019; 66(3): 151-160. doi:10.11236/jph.66.3_151

I 緒 言

日本において、健康寿命の延伸は重要な課題である¹⁾。健康寿命の要因の一つに食生活があげられ、

咀嚼機能²⁾や味覚³⁾などの加齢変化、低栄養と身体機能⁴⁾・認知機能⁵⁾・生命予後⁶⁾との関連が報告されている。また、孤食は抑うつ傾向や生活の質（quality of life; QOL）と関連すること⁷⁾、高齢女性の食事作りは QOL と関連すること⁸⁾というように、高齢期の食生活は身体的要因だけではなく、精神的健康や QOL といった心理的要因とも関連することが報告されている。

第3次食育推進基本計画⁹⁾の序文には、「食は命

* 福島県立医科大学医学部公衆衛生学講座

^{2*} 東京都健康長寿医療センター研究所

^{3*} 東北大学大学院医学系研究科

責任著者連絡先：〒960-1295 福島市光が丘1
福島県立医科大学医学部公衆衛生学講座 岩佐 一

の源であり、私たち人間が生きていくために食は欠かせない。また、健全な食生活を日々実践し、おいしく楽しく食べることは、人に生きる喜びや楽しみを与え、健康で心豊かな暮らしの実現に大きく寄与するものである。」と記されている。「おいしい」、「たのしい」といった、食生活に関するQOLを高めることは、人々の健康の維持・増進のみならず、幸福（well-being）の向上にも大きく寄与することが考えられる。そのため、食生活に関するQOLの向上は公衆衛生上重要な課題として位置づけられる。

世界保健機関（World Health Organization; WHO）によると、QOLは、「一個人が生活する文化や価値観のなかで、目標や期待、基準、関心に関連した自分自身の人生の状況に対する認識」と定義されており、人の身体的・精神的な自立のレベル、社会関係、信念、環境などの重要な側面との関わりという複雑なあり方を取り入れた広範な概念である¹⁰⁾。上記の構成概念に基づき作成されたWHO/QOLの評価尺度である「WHO QOL26」¹¹⁾には、ヒトの基本的欲求である、性生活ならびに睡眠に関する項目は含まれるが、食生活に関する項目は含まれていない。食生活はQOLとの関わりが深いとされており¹²⁾、日常生活におけるQOLを検討するうえで重要な一要素である。

食生活は多様な側面を持つ^{13,14)}。生命や身体機能の維持のための栄養摂取といった生物学的な側面がある。好みの食物を摂取できた時に人は幸せを感じるといった心理的な側面がある。家族や仲間と食卓を囲む時感じる充足感であったり、親が子供に対して食卓でのしつけを行ったりするといった社会的な側面がある。葬式には精進料理を食べる風習が受け継がれていくといった文化的側面もある。以上のように、食生活は、生物学的な存在に加え、心理・社会・文化的存在としての人の満足感と密接に結びついている。それゆえ、食生活に関する満足度の評価には多面的な尺度が必要である。

鈴嶋¹⁴⁾は、「食事関連QOL」を「食事に関する量的・質的充足感と主観的な充足感、および食生活の変化に伴う日常生活機能・社会生活機能の制限の程度を測定する尺度」というように操作的に定義し、尺度開発を行った。大学生とその家族219人に質問紙調査を行い、探索的因子分析を行った結果、4因子が抽出された（『Ⅰ食事の楽しみ』、『Ⅱ食事の充足感』、『Ⅲ食事環境』、『Ⅳ食の多様性』）。しかしながら、「食事関連QOL尺度」は、その計量心理学的特性について検討が不十分であること、地域高齢者に対する適応がまだ行われていないことが課題である。また、高齢者を対象とした調査では、視

覚能力や体力の低下、疾病等の影響により長時間の調査に参加することが困難な者が含まれる。よって、こうした対象者の負担を考慮すると、より簡便で分かり易くかつ的確な尺度による調査の実施が望ましいと考えられるため、「食事関連QOL尺度」の短縮版の開発も課題のひとつである。

本研究では、日本全国に居住する地域高齢者を対象とした標本調査を行い、鈴嶋¹⁴⁾の「食事関連QOL尺度」（18項目版）とその短縮版における計量心理学的特性を検討した。まず、①18項目版の因子構造の確認を行い、その結果をもとに、②短縮版を作成した。次いで、18項目版・短縮版における、③信頼性、④性差ならびに年齢差、⑤妥当性の検証を行った。

Ⅱ 研究方法

1. 対象者

日本全国に居住する高齢者（60～84歳）から、住民基本台帳を利用して、層化二段無作為抽出法により、1,200人を抽出した。住民基本台帳の閲覧にあたっては、事前に市区町村の住民基本台帳の管理部署に、当該住民基本台帳の一部閲覧申請を行い、各市区町村長の許可を得てから行った。対象者の抽出ならびに調査の実施は調査会社に委託して行った。調査会社が上記の個人情報管理し、調査終了後に破棄した（詳細は岩佐¹⁵⁾参照）。これらに対して郵送調査を行ったところ、849人から回答があり、回答者が不明な5票を除外し844票を有効票とみなした（男性390人、女性454人）。「食事関連QOL尺度」の18項目すべてに回答した者780人（男性367人、女性413人）のデータを分析に用いた。表1は、対象者の基本属性についてまとめたものである。

2. 測度

1) 「食事関連QOL尺度」

鈴嶋¹⁴⁾による18項目を用いた（表2）。各項目の質問に対して、過去1か月間の状況を5件法（「5：いつも」、「4：ほとんどいつも」、「3：ときどき」、「2：まれに」、「1：ぜんぜんない」の5段階）で回答を求めた。

2) 外部基準変数

「食事関連QOL尺度」の妥当性検証のために以下の外部基準変数を用いた。日本語版「WHO-5精神的健康状態表」を用いて主観的幸福度を測定した（得点範囲：0～25点）^{16,17)}。得点が高いほど主観的幸福度が良好であることを意味する。

経済状態自己評価は、現在の経済的状态に対する自己評価を5件法（5：「非常にゆとりがある」、「4：ややゆとりがある」、「3：普通である」、「2：あまり

表1 対象者基本属性 (N=780)

	男性 (n=367)	女性 (n=413)	全体 (n=780)
年齢(歳)	70.39±6.88	70.25±6.86	70.32±6.86
居住形態(独居)	37(10.1)	64(15.5)	101(12.9)
教育歴(義務教育)	76(20.7)	81(19.6)	157(20.1)
有償労働(なし)	203(55.3)	288(69.7)	491(62.9)
健康度自己評価 (不健康)	77(21.0)	76(18.4)	153(19.6)
高次生活機能(点)	11.23±2.63	11.83±2.07	11.55±2.37
脳卒中(あり)	14(3.8)	12(2.9)	26(3.3)
心臓病(あり)	42(11.4)	23(5.6)	65(8.3)
糖尿病(あり)	51(13.9)	29(7.0)	80(10.3)
がん(あり)	21(5.7)	6(1.5)	27(3.5)
総合移動能力 (非自立)	16(4.4)	20(4.8)	36(4.6)
飲酒(あり)	221(60.2)	91(22.0)	312(40.0)
喫煙(あり)	82(22.3)	20(4.8)	102(13.1)

人数(%), もしくは平均値±標準偏差

健康度自己評価は4段階で評価し, 「あまり健康ではない」, 「健康ではない」を「不健康」, 「非常に健康だと思う」, 「まあ健康な方だと思う」を「健康」とした。高次生活機能は「老研式活動能力指標」で評価した。総合移動能力は6件法で評価し, 「ひとりで遠出可能」, 「外出可能だが遠出できない」を「総合移動能力(自立)」, 「少しは動ける」, 「起きているが, あまり動けない」, 「寝たり起きたり」, 「寝たきり」を「総合移動能力(非自立)」とした。

ゆとりがない」, 「1: 全くゆとりがない」) で求めた。

食生活満足度は, 「ふだんの食生活(食事)に満足していますか」という問に対し, 「4: 非常に満足」, 「3: まあ満足」, 「2: あまり満足ではない」, 「1: 満足ではない」から当てはまるものを一つ回答してもらい, 連続量として分析に用いた。得点が高いほど満足度が高いことを意味する。

食欲は, 「最近(1か月以内)食欲はありますか」という問に対し, 「4: 非常にある」, 「3: まあまあ」, 「2: あまりない」, 「1: ほとんどない」から当てはまるものを一つ回答してもらい, 連続量として分析に用いた。得点が高いほど食欲が高いことを意味する。

食事の制限は, 「あなたの食生活において, 以下のような問題がありますか」という問に対し, 「医師から食事制限を受けている」, 「歯や身体疾患のため制限がある」, 「食事を決まった時間にとることができない」, 「経済的な理由により, 食事を十分にとることができない」, 「心理的な理由により, 食事を十分にとることができない」に該当するか回答を求めた(複数選択可)。上記いずれかに当てはまる場

合に, 「食事制限あり」とした。

咀嚼は, 「現在, どれくらいのが噛めますか」という問に対し, 「どんなものでも, 欲しいものを噛んで食べられる」, 「噛みにくいものもあるが, たいていのものは食べられる」, 「あまり噛めない」ので, 食べ物が限られている」, 「ほとんど噛めない」, 「全く噛めず, 流動食(ミキサー食)を食べている」から当てはまるものを一つ回答してもらった。前二者(「咀嚼障害なし」と後三者(「咀嚼障害あり」)に分け, 2値で整理した。

共食の状況は, 朝食, 昼食, 夕食のそれぞれの食事について, 「一人で食べる」, 「夫婦で食べる」, 「家族で食べる」, 「家族以外(ヘルパー等)と食べる」, 「食べない」から当てはまるものを一つ回答してもらい, 「夫婦で食べる」, 「家族で食べる」, 「家族以外(ヘルパー等)と食べる」と回答した回数を加算し, 一日の「共食の回数」とした(値範囲: 0~3回)。

社会的ネットワークは, Lubben Social Network Scale-6¹⁸⁾を用いて測定した(値範囲: 0~30点)。値が高いほど社会的ネットワークが広いことを意味する。

惣菜・インスタントの利用頻度は, それぞれ「4: ほとんど毎日」, 「3: 二日に一回」, 「2: 一週間に1, 2回」, 「1: ほとんどない」から当てはまるものを一つ回答してもらい, 連続量として分析に用いた。得点が高いほど利用頻度が高いことを意味する。

食に関する情報収集は, 「食に関する情報をよく集めるほうだ」という問に対して5件法(「5: いつも」, 「4: ほとんどいつも」, 「3: ときどき」, 「2: まれに」, 「1: ぜんぜんない」の5段階)で回答を求めた。得点が高いほど食に関する情報収集の頻度が高いことを意味する。

食品摂取多様性は, 「食品摂取の多様性評価票」¹⁹⁾を用いて測定した。魚, 肉類, 卵, 牛乳, 緑黄色野菜, いも類, 豆製品, 海藻類, 油を一週間あたりほとんど毎日食べているかどうかについて回答を求め, 「ほとんど毎日」と回答した項目数を加算し得点化した。最大10点で, 得点が高いほど多様性が高いことを意味する。

3) その他の変数

居住形態は, 「独居」あるいは「同居者有り」で回答を求めた。教育歴は, 最終学歴の報告を求め, 義務教育かそれ以上かの2値で整理した。有償労働は, 有償での労働(フルタイム, パート)を行っているか否かについて二者択一で回答を求めた。健康度自己評価は4段階で回答を求め, 「あまり健康ではない」, 「健康ではない」を「不健康」, 「非常に健

康だと思う」,「まあ健康な方だと思う」を「健康」として2値で整理した。老研式活動能力指標²⁰⁾総得点を用いて高次生活機能を評価し,連続量として解析に用いた(値範囲0~13点)。生活習慣病(脳卒中,心臓病,糖尿病,がん)は,「無い」,「現在治療中」,「過去に治療したことがある」の三件法で回答を求め,「現在治療中」を「あり」,それ以外を「なし」として2値で整理した。総合移動能力²¹⁾は6件法(「1:ひとりで遠出可能」,「2:外出可能だが遠出できない」,「3:少しは動ける」,「4:起きているが,あまり動けない」,「5:寝たり起きたり」,「6:寝たきり」)で回答を求め,「ひとりで遠出可能」と「外出可能だが遠出できない」を「総合移動能力(自立)」,それ以外を「総合移動能力(非自立)」として2値で整理した。飲酒は,現在飲酒しているか否かで回答を求めた。喫煙は,現在喫煙しているか否かで回答を求めた。

3. 手続き

2013年3月に自記式質問紙調査を行った。調査説明書とともに調査票を郵送した後,調査票に回答を求め,郵送にて回収した。調査票の返送をもって本調査への協力に同意したとみなした。期間内に回収が無かった対象者には訪問調査員を派遣し調査票を回収した。回収時に調査員が調査票を確認し,記入漏れがあった場合には直接質問をして回答を得た。なお,調査票の返送が確認できなかった場合には,回収のために調査員が訪問することを調査説明書に記した。回収時には調査員が対象者に対して改めて本調査の趣旨について説明を行い,口頭で本調査への協力の同意を得た。調査は1人当たり30分~1時間を要した。本研究は東京都健康長寿医療センター倫理委員会の承認を受けて実施した(24健事第1642号:平成24年12月6日承認,29健経第2605号:平成29年8月28日承認)。

4. 統計解析

(1) 確証的因子分析

先行研究¹⁴⁾と同一の因子構造が再現されるか検証するため,確証的因子分析を実施した。推定にはロバスト最尤法を用いた²²⁾。モデル適合度として,the root mean square error of approximation (RMSEA) と the comparative fit index (CFI) を使用した(RMSEA が0.08以下,CFI が0.90以上の場合に「適合度は許容範囲」,RMSEA が0.06以下,CFI が0.95以上の場合に「適合度は良好」とした^{23~25)}。

(2) 短縮版の開発

18項目版における各因子の項目数の違いを考慮し,因子Iから2項目,因子IIから3項目,因子III

から2項目,因子IVから1項目の計8項目を以下の基準を用いて選出した。1. まず,確証的因子分析の因子負荷が最も高い項目を「第1項目」として選出した。2. 次に,第1項目と相関の高い項目を「第2項目」として(因子IIではさらに「第3項目」も)選出した。ただし,18項目版の確証的因子分析で,項目の誤差分散に相関を仮定したペア同士(すなわち,項目3と項目4,項目1と項目2,Ⅲ研究結果参照。)はいずれか一方のみ選出した。これは,相互相関の高い項目のみで因子を構成すると,内的整合性は高まるが,内容的妥当性は損なわれること(「忠実度と帯域幅のジレンマ bandwidth fidelity trade-off」)²⁶⁾を考慮したためである。

(3) 信頼性

総得点,因子分析の結果得られた下位尺度ごとに,クロンバックの α 係数を求めた。

(4) 性差ならびに年齢差

5歳刻み年齢で対象者を分割し,5群を構成した(60~64歳,65~69歳,70~74歳,75~79歳,80~84歳)。性別(2水準) \times 年齢(5水準)ごとに平均値,標準偏差を算出した。「食事関連QOL尺度」総得点,下位尺度得点,短縮版得点の性差および年齢差を検討するため,性別,年齢を要因とする二要因分散分析を行った。要因の効果量の指標として,偏 η^2 を算出した²⁷⁾。

(5) 妥当性の検証

「食事関連QOL尺度」の妥当性を検証するため,上述した外部基準変数との相関を求めた。なお,主観的幸福感,社会的ネットワーク,食品摂取多様性についてはピアソンの積率相関係数を,それ以外の変数については,ポリシリアル相関係数を求めた²²⁾。外部基準変数の性差を, t 検定(主観的幸福感,社会的ネットワーク,食品摂取多様性),Mann-Whitneyの U 検定(経済状態自己評価,食満足感,食欲,共食回数,惣菜利用頻度,インスタント食品利用頻度,食の情報収集), χ^2 検定(食事制限,咀嚼)で検討した。有意水準を $P<0.05$ とした。解析は,IBM SPSS Statistics version 25 (IBM Corp., Armonk, NY), Mplus Version7²⁸⁾で実施した。

Ⅲ 研究結果

1. 因子構造の検証

確証的因子分析を行ったところ,適合度は許容範囲であり($\chi^2=686.9$, $df=129$, $P<0.01$, RMSEA = 0.07, CFI = 0.90), 先行研究¹⁴⁾で報告された4因子解が再現された(『I 食事の楽しみ』,『II 食事の充足感』,『III 食事環境』,『IV 食の多様性』)。また,修

正指標を手がかりにして、項目1と項目2、項目3と項目4の誤差分散に相関を仮定したモデル²⁹⁾においても適合度は許容範囲であった ($\chi^2=469.3$, $df=127$, $P<0.01$, $RMSEA=0.06$, $CFI=0.94$)。因子間相関は、因子IとIIが0.86、因子IとIIIが0.87、因子IとIVが0.80、因子IIとIIIが0.92、因子IIとIVが0.74、因子IIIとIVが0.76であった。なお、完全情報最尤推定法 ($N=842$, 全項目が無回答であった2人は分析から除外) で欠損値を補完して解析した場合でもほぼ同様の結果が得られた。

2. 短縮版の作成

上述の手順に従い8項目を選出して短縮版を作成した(項目2, 3, 6, 8, 11, 14, 15, 17, 表2参照)。なお、因子Iにおける「第1項目」(項目3)

との相関は、項目4で0.77、項目12で0.54、項目8で0.55、項目13で0.54であった。因子IIにおける「第1項目」(項目2)との相関は、項目14で0.70、項目1で0.80、項目15で0.60、項目9で0.56、項目7で0.54であった。因子IIIにおける「第1項目」(項目11)との相関は、項目6で0.53、項目5で0.51、項目10で0.51であった。確証的因子分析を行ったところ、1因子構造において適合度は許容範囲であった ($\chi^2=65.5$, $df=14$, $P<0.01$, $RMSEA=0.08$, $CFI=0.95$)。「食事関連QOL尺度」得点と短縮版得点には高い相関 ($r=0.97$) が認められた。

3. 信頼性

18項目、各下位尺度(因子I~IV)、短縮版(8項目)におけるクロンバックの α 係数はそれぞれ、

表2 「食事関連QOL尺度」の確証的因子分析結果 ($N=780$)

番号	項目	I 食事の楽しみ	II 食事の充足感	III 食事環境	IV 食の多様性	平均	標準偏差
3 ^{a)}	彩りや盛りつけを楽しみながら食事をしましたか	0.81[0.67]				3.37	1.14
4	香りを楽しみながら食事をしましたか	0.81				3.29	1.12
12	食事の時に「おいしい」と言いながら食べましたか	0.73				3.58	1.10
8 ^{a)}	多様な食品を取りましたか	0.71[0.69]				3.75	0.94
13	自分の好きな食器で食事をとりましたか	0.65				3.67	0.98
2 ^{a)}	食事の後に満足感を感じましたか		0.85[0.80]			4.07	0.85
14 ^{a)}	食事を楽しいと感じましたか		0.82[0.83]			3.90	0.98
1	食事を美味しいと感じましたか		0.82			4.11	0.84
15 ^{a)}	食事の後に満腹感を感じましたか		0.73[0.73]			4.10	0.86
9	好きなものを食べましたか		0.70			3.90	0.84
7	食べたい量を食べましたか		0.67			4.14	0.81
11 ^{a)}	リラックスした雰囲気です食事をしましたか			0.78[0.77]		4.02	0.88
6 ^{a)}	食感があるものを食感がよい状態で食べましたか			0.75[0.69]		3.97	0.87
5	食事を適温で食べましたか(温かいものは温かく、冷たいものは冷たく)			0.71		4.17	0.79
10	家族や友人と一緒に食事をしましたか			0.52		3.56	1.16
17 ^{a)}	旬のものを食べる機会が多いですか				0.80[0.62]	3.57	0.94
16	故郷の味、おふくろの味は、いまでも好んで食べる				0.66	3.24	1.13
18	季節の行事(たとえば正月、ひな祭り、月見など)をする習慣がありますか				0.61	3.43	1.20

注) 表中数値は因子負荷 ([] は短縮版の数値) を示す。モデル適合度は、 $\chi^2=686.9$, $df=129$, $P<0.01$, $RMSEA=0.07$, $CFI=0.90$ 。因子間相関は、因子IとIIが0.86、因子IとIIIが0.87、因子IとIVが0.80、因子IIとIIIが0.92、因子IIとIVが0.74、因子IIIとIVが0.76であった。^{a)} 短縮版の8項目。短縮版(1因子解)の適合度は、 $\chi^2=65.5$, $df=14$, $P<0.01$, $RMSEA=0.08$, $CFI=0.95$ 。

0.94, 0.86, 0.89, 0.77, 0.72, 0.90であった。

4. 記述統計量, 性差・年齢差

「食事関連 QOL 尺度」18項目の得点を単純加算して総得点を, 上記因子分析において見出された下位尺度に含まれる項目の得点を単純加算して各下位尺度得点を, 短縮版として選出された8項目の得点を単純加算して短縮版得点をそれぞれ算出した。総得点, 下位尺度得点, 短縮版得点の年齢群別・性別の平均値, 標準偏差を示した(表3)。また, 各尺

度得点の平均値, 標準偏差, 中央値, 歪度, 尖度を男女別に示した(表3)。

総得点, 下位尺度得点(因子 I~IV), 短縮版得点をそれぞれ従属変数として2要因分散分析を行ったところ, すべての変数において性別の主効果が有意であり, 女性のほうが男性よりも得点が高かった($F=23.4, P<0.01, \text{偏}\eta^2=0.03$; $F=25.8, P<0.01, \text{偏}\eta^2=0.03$; $F=7.2, P<0.01, \text{偏}\eta^2=0.009$; $F=9.2, P<0.01, \text{偏}\eta^2=0.012$; $F=45.2, P<$

表3 「食事関連 QOL 尺度」得点の年齢群別比較(上段:男性, 下段:女性)

	60~64歳 (n=90/105)	65~69歳 (n=87/103)	70~74歳 (n=84/83)	75~79歳 (n=58/70)	80~84歳 (n=48/52)	全体 (n=367/413)	中央値	歪度	尖度
総得点	62.69±12.32	66.19±12.32	65.48±12.29	65.05±14.92	68.42±10.95	65.28±12.53	66	-0.57	0.94
(範囲:18~90)	62.67±11.07	70.57±10.46	70.99±12.79	71.04±10.41	67.19±14.97	70.09±11.74	71	-0.81	1.52
I 食事の楽しみ	15.98±4.21	16.79±4.54	16.99±3.97	16.36±5.22	17.88±4.19	16.71±4.42	17	-0.27	-0.05
(範囲:5~25)	18.48±3.94	18.67±3.70	18.94±4.44	18.59±4.04	17.35±4.85	18.49±4.14	19	-0.54	0.16
II 食事の充足感	22.58±4.38	24.16±4.20	23.56±4.35	24.12±4.98	24.67±3.34	23.69±4.35	24	-0.84	1.28
(範囲:6~30)	24.48±3.60	24.85±3.67	24.84±4.34	25.06±3.39	23.98±5.29	24.68±3.98	25	-0.99	1.98
III 食事環境	15.02±3.06	15.47±2.56	15.37±3.10	15.10±3.55	15.81±2.61	15.32±2.98	16	-0.67	0.91
(範囲:4~20)	16.05±2.65	16.27±2.38	16.20±2.84	16.20±2.56	15.25±3.37	16.06±2.72	16	-0.96	2.46
IV 食の多様性	9.11±2.40	9.77±2.61	9.56±2.24	9.47±3.06	10.06±2.69	9.55±2.57	9	-0.02	-0.08
(範囲:3~15)	10.72±2.37	10.78±2.55	11.00±2.58	11.20±2.27	10.62±3.04	10.86±2.53	11	-0.23	-0.35
短縮版	28.57±5.69	30.29±5.53	29.94±5.77	29.57±6.52	30.81±4.97	29.74±5.80	30	-0.62	1.01
(範囲:8~40)	31.44±5.29	31.80±4.88	32.07±5.90	32.26±4.98	30.25±6.78	31.65±5.49	32	-0.81	1.26

注) 平均値±標準偏差。

表4 「食事関連 QOL 尺度」の妥当性検証(N=780)

	相 関 係 数					平均値±標準偏差, 人数(割合)				
	総得点	I 食事の 楽しみ	II 食事の 充足感	III 食事 環境	IV 食の 多様性	短縮版	全 体	男 性	女 性	P ⁷⁾
主観的幸福感	0.64**	0.58**	0.61**	0.54**	0.49**	0.66**	15.64±5.43	15.59±5.65	15.54±5.23	
経済状態自己評価 ¹⁾	0.26**	0.22**	0.21**	0.24**	0.25**	0.26**	3.06±0.91	3.10±0.96	3.01±0.87	
食満足感 ²⁾	0.64**	0.57**	0.65**	0.53**	0.45**	0.60**	3.19±0.53	3.20±0.56	3.18±0.51	
食欲 ³⁾	0.54**	0.48**	0.58**	0.45**	0.36**	0.52**	3.42±0.58	3.45±0.57	3.18±0.58	
食事制限(制限あり) ⁴⁾	-0.29**	-0.23**	-0.30**	-0.25**	-0.22**	-0.28**	178(22.8)	88(24.6)	90(22.7)	
咀嚼(障害あり)	-0.30**	-0.26**	-0.25**	-0.30**	-0.28**	-0.31**	39(5.0)	20(5.4)	19(4.6)	
1日の共食回数	0.26**	0.24**	0.20**	0.28**	0.20**	0.23**	1.97±1.14	2.09±1.07	1.87±1.20	*
社会的ネットワーク	0.35**	0.33**	0.27**	0.29**	0.35**	0.34**	14.03±5.90	12.95±6.34	14.99±5.29	**
惣菜利用頻度 ⁵⁾	0.02	0.01	0.06	-0.04	0.03	0.01	2.16±0.96	2.17±0.98	2.14±0.95	
インスタント食品利用頻度 ⁵⁾	-0.16**	-0.16**	-0.13**	-0.08	-0.22**	-0.14**	1.69±0.71	1.80±0.74	1.60±0.68	**
食情報収集 ⁶⁾	0.54**	0.54**	0.42**	0.38**	0.53**	0.49**	3.03±1.07	2.69±1.05	3.34±0.99	**
食品摂取多様性	0.35**	0.35**	0.26**	0.27**	0.36**	0.32**	4.24±2.52	3.87±2.54	4.58±2.45	**

注) 主観的幸福感は「WHO-5 精神的健康状態表」(範囲:0~25), 社会的ネットワークは「Lubben Social Network Scale-6」(範囲:0~30), 食品摂取多様性は「食品摂取多様性尺度」(範囲:0~10)で測定した。1) 5件法で回答を求めた(5:「非常にゆとりがある」, 4:「ややゆとりがある」, 3:「普通である」, 2:「あまりゆとりがない」, 1:「全くゆとりがない」)。2) 4件法で回答を求めた(4:「非常に満足」, 3:「まあ満足」, 2:「あまり満足ではない」, 1:「満足ではない」)。3) 4件法で回答を求めた(4:「非常にある」, 3:「まあまあ」, 2:「あまりない」, 1:「ほとんどない」)。4) 「医師から食事制限を受けている」, 「歯や身体疾患のため制限がある」, 「食事を決まった時間にとることができない」, 「経済的な理由により, 食事を十分にとることができない」, 「心理的な理由により, 食事を十分にとることができない」のいずれかの理由による食事制限がある場合に「制限あり」。5) 4件法で回答を求めた(4:「ほとんど毎日」, 3:「二日に一回」, 2:「一週間に1, 2回」, 1:「ほとんどない」)。6) 5件法で回答を求めた(5:「いつも」, 4:「ほとんどいつも」, 3:「ときどき」, 2:「まれに」, 1:「ぜんぜんない」)。7) 連続量はt検定もしくは Mann-Whitney の U 検定, 離散量は χ^2 検定を行った。** $P<0.01$, * $P<0.05$ 。

0.01, 偏 $\eta^2 = 0.06$; $F = 17.2$, $P < 0.01$, 偏 $\eta^2 = 0.02$ 。すべての変数において, 年齢差は認められなかった。

5. 妥当性

外部基準変数との相関係数を算出して妥当性の検証を行った。表4に, 総得点, 下位尺度得点, 短縮版得点と外部基準変数との相関係数, 外部基準変数得点の性差を示す。総菜の利用頻度においていずれの尺度とも有意な相関は認められなかった。インスタント食品の利用頻度と「Ⅲ食事環境」には有意な相関は認められなかった。そのほかは, 概ね中等度以上の相関が認められた。外部基準変数のうち性差が認められたのは, 共食回数 (男性 > 女性, $P < 0.05$), 社会的ネットワーク (女性 > 男性, $P < 0.01$), インスタント食品利用頻度 (男性 > 女性, $P < 0.01$), 食に関する情報収集 (女性 > 男性, $P < 0.01$), 食品摂取多様性 (女性 > 男性, $P < 0.01$) であった。

Ⅳ 考 察

18項目からなる「食事関連 QOL 尺度」の確証的因子分析の結果, 地域高齢者において, 先行研究¹⁴⁾と同一の因子構造が再現された。『Ⅰ食事の楽しみ』は, 料理の彩りや香りを楽しみ, 好きな食器で食事をするなど, 食事場面を楽しむ内容の因子である。田辺³⁰⁾の「食の満足感尺度」における『嗜好性』と類似の内容であった。『Ⅱ食事の充足感』は, 好きなものや食べたい量を食べ, 充足した状態を表す因子である。武見³¹⁾の「食行動・食態度の積極性尺度」における『総括的評価』や, 會退³²⁾の食に関する主観的 QOL (subjective diet-related quality of life (SDQOL)) と類似の内容であった。『Ⅲ食事環境』は, 食生活の社会性に関する内容が中心の因子であり, 共に食事をする誰かがおり, リラックスして食事を楽しむ環境があることを示している。田辺³⁰⁾における『人間環境』, 武見³¹⁾における『社会的側面』, 高野³³⁾や大庭³⁴⁾の「食生活スタイル尺度」における『食事場面の雰囲気』, 吉田³⁵⁾の「食行動尺度」における『一緒に食べる』と類似の内容であった。『Ⅳ食の多様性』は, 行事食や旬の食材の使用など, 多様な食材や献立を含む食生活を送っていることを示す因子である。

「食事関連 QOL 尺度」の総得点, 下位尺度得点において, クロンバックの α 係数はいずれも十分な値であり, 各尺度の信頼性が確認された。

「食事関連 QOL 尺度」の総得点, 下位尺度得点のすべてに性差が認められ, 女性の得点が男性よりも高かった。「平成28年社会生活基本調査」³⁶⁾による

と, 女性は男性よりも家事関連時間が長い。それゆえ, 家庭において主に調理や食品の買い物を担い, 自分の好みの食事をとることができるため満足感が高いことが考えられる。また本知見より, 女性は男性よりも食品摂取多様性が高いこと, インスタント食品の摂取頻度が低いこと, 食に関する情報収集の頻度が高いことが見出された (表4)。女性のほうがより充実した食生活を送っていること, 食事における安全性・健康面, 旬の食材等に対する関心が高いことが考えられる。さらには, 女性のほうが男性よりも社会的ネットワークの得点が高かった (表4)。この傾向は, 高齢者女性が男性よりも, 友人・知人・親戚との接触頻度が高いことを示した小林³⁷⁾と一致した。女性のほうが, 食事を通じた対人交流や社会的支援の機会 (すなわち, 近所と食べ物のやりとりがある, 買い物を手伝ってくれる人がいる等) が多いことが考えられる。これらが得点の性差に反映された可能性が考えられる。

いずれの得点においても年齢差は認められなかった。「食事関連 QOL 尺度」得点は, 高齢期において顕著な加齢変化を生じない可能性が考えられる。今後は, 縦断研究デザインにより高齢期における加齢変化について検討していくことが必要である。また, 高齢者の QOL は生活習慣病や生活機能により影響を受ける可能性が考えられるため¹⁷⁾, これについても考慮し知見を蓄積する必要ある。

外部基準変数と「食事関連 QOL 尺度」得点は概ね事前に予想された相関が認められた。下位尺度においても同様の傾向が認められた。上記より「食事関連 QOL 尺度」の妥当性が確認された。一方, 総菜の利用頻度が高いことは, 自分で調理する頻度が低いことを意味し, 食生活が充実しておらず QOL が低いことを想定したが, 仮説は支持されなかった。近年, コンビニエンスストアやスーパーでも高齢者の嗜好に合った惣菜メニューが販売されるようになり, 手軽に多様な食事をとることが可能となっている。こうした理由から, 惣菜の利用頻度が高くても「食事関連 QOL 尺度」得点が低くなりやすいとはいえないことが考えられる。

短縮版の確証的因子分析を行ったところ, 1 因子構造が確認された。クロンバックの α 係数は十分に高い値であったことから, 信頼性が確認された。短縮版得点には性差が認められ, 年齢差は認められなかった。「食事関連 QOL 尺度」の総得点 (18項目版) と短縮版得点には高い相関が認められたこと, 短縮版得点と外部基準変数との相関は, 「食事関連 QOL 尺度」の総得点におけるそれと同様の傾向を示したことから (表4), 短縮版の妥当性が確

認された。

會退³²⁾は、内閣府が実施した「食育の現状と意識に関する調査」のデータを用いて、4項目から構成されるSDQOLを開発した。SDQOLには、鈴鴨¹⁴⁾の「食事関連QOL尺度」における『II 食事の充足感』と似た項目が含まれている(例、「食事時間が楽しい」、「日々の食事に満足している」)。また、本知見、會退³²⁾ともに、経済状態自己評価、主観的幸福感において尺度得点との同等の相関が得られていることから、SDQOLと「食事関連QOL尺度」の『II 食事の充足感』は類似の概念を測定していると考えられる。よって、必要最小限の項目で「食生活に関するQOL」を測定する場合には、SDQOL(4項目)もしくは「食事関連QOL尺度」の『II 食事の充足感』(6項目)を用いると良いと考えられる。上記に加え、「食事関連QOL尺度」は食事に付随する楽しさ(第1因子)、食の社会機能(第3因子)、食の文化的側面(第4因子)をも含む多面的な尺度である。従って、より包括的な食生活に関するQOLを測定する場合には、「食事関連QOL尺度」の18項目版もしくは短縮版を用いると良いと考えられる。

本知見の限界について記す。第1に、調査対象者に占める分析対象者の割合が高くはないため(65.0%)、知見の代表性が制限されている可能性がある。地域調査の参加者は非参加者よりも健康状態が優れることが報告されている³⁸⁾ことから、本知見は健康状態が優れた集団から得られた知見の可能性はある。しかしながら、対象者の抽出にあたっては無作為抽出法を用いていること、参加割合を向上させるため郵送法に加えて訪問調査員による回収を実施していることから¹⁵⁾、一定程度の代表性が担保された知見であると考えられる。第2に、本研究結果からは「食事関連QOL尺度」の下位尺度間における特徴の差異が明瞭ではない。今後の課題として、食の嗜好性に関する質問項目(例、「食物の見た目を気にする方だ」³⁰⁾、食を通じた対人交流に関する質問項目(例、近所と惣菜をやりとりする頻度、友人との会食の頻度)、食の文化的側面に関する質問項目(例、「若い世代への料理や味の伝承をしている」³¹⁾等)を外部基準変数に加えて調査を実施し、妥当性の検証を継続して行う必要がある。

V おわりに

本研究では、日本全国に居住する地域高齢者を対象として標本調査を行った。層化二段無作為抽出法により対象者の抽出を行い、郵送に加えて訪問によって調査票を回収し参加割合を向上させた。本研

究では、一定程度の代表性が担保されたデータを用いて、地域高齢者における「食事関連QOL尺度」とその短縮版の信頼性・妥当性を確認した。今後は、健康アウトカムを外部基準として「食事関連QOL尺度」の関連要因、予測妥当性の検証を行い、地域疫学調査等での有用性を確認することが課題である。

本研究の一部は、文部科学省科学研究費補助金(課題番号:24590835,23790683)の助成を受け実施した。なお、開示すべきCOI状態はない。

(受付 2018. 8. 7)
(採用 2018.11.26)

文 献

- 1) 厚生労働省, 健康日本21(第二次), 2012. https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryuu/kenkou/kenkounippon21.html (2018年10月10日アクセス可能).
- 2) Okada K, Enoki H, Izawa S, et al. Association between masticatory performance and anthropometric measurements and nutritional status in the elderly. *Geriatr Gerontol Int* 2010; 10: 56-63.
- 3) 三橋富子, 戸田貞子, 畑江敬子. 高齢者の味覚感受性と食品嗜好. *日本調理科学会誌* 2008; 41: 241-247.
- 4) Aung KC, Feng L, Yap KB, et al. Serum albumin and hemoglobin are associated with physical function in community-living older persons in Singapore. *J Nutr Health Aging* 2011; 15: 877-882.
- 5) Ng TP, Niti M, Feng L, et al. Albumin, apolipoprotein E-epsilon4 and cognitive decline in community-dwelling Chinese older adults. *J Am Geriatr Soc* 2009; 57: 101-106.
- 6) 東口みづか, 中谷直樹, 大森 芳, 他. 低栄養と介護保険認定・死亡リスクに関するコホート研究 鶴ヶ谷プロジェクト. *日本公衛誌* 2008; 55: 433-439.
- 7) Kimura Y, Wada T, Okumiya K, et al. Eating alone among community-dwelling Japanese elderly: association with depression and food diversity. *J Nutr Health Aging* 2012; 16: 728-731.
- 8) 森下路子, 川崎涼子, 中尾理恵子, 他. 後期高齢女性のQOLと居住歴・生活・健康状態との関連. *保健学研究* 2007; 19: 31-41.
- 9) 内閣府食育推進室. 「第3次食育推進基本計画」, 2016. <http://warp.da.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/9929094/www8.cao.go.jp/syokuiku/about/plan/pdf/3kihonkeikaku.pdf> (2018年10月10日アクセス可能).
- 10) 田崎美弥子, 野地有子, 中根允文. 肺癌の現況と将来 WHOのQOL. *診断と治療* 1995; 83: 2183-2198.
- 11) 田崎美弥子, 中根允文. WHO QOL26手引改訂版. 東京: 金子書房, 2007.
- 12) 厚生労働省. 「健康日本21 各論栄養・食生活」, 2000. https://www.mhlw.go.jp/www1/topics/kenko21_

- 11/pdf/b1.pdf (2018年10月10日アクセス可能) .
- 13) 今田純雄. 食べることの心理学. 東京: 有斐閣, 2005.
 - 14) 鈴嶋よしみ, 小野智子, 福原俊一. 【長寿のための栄養と食習慣】 食事とQOL. *Geriatric Medicine* 2001; 39: 461-464.
 - 15) 岩佐 一, 吉田祐子. 中高年者における「日本語版 Ten-Item Personality Inventory」(TIPIJ) の標準値ならびに性差・年齢差の検討. *日本公衛誌* 2018; 65: 356-363.
 - 16) Awata S, Bech P, Yoshida S, et al. Reliability and validity of the Japanese version of the World Health Organization-Five Well-Being Index in the context of detecting depression in diabetic patients. *Psychiatry Clin Neurosci* 2007; 61: 112-119.
 - 17) 岩佐 一, 稲垣宏樹, 吉田祐子, 他. 地域在住高齢者における日本語版「WHO-5 精神的健康状態表」(WHO-5-J) の標準化. *老年社会科学* 2014; 36: 330-339.
 - 18) 栗本鮎美, 栗田圭一, 大久保孝義, 他. 日本語版 Lubben Social Network Scale 短縮版 (LSNS-6) の作成と信頼性および妥当性の検討. *日老医誌* 2011; 482: 149-157.
 - 19) 熊谷 修, 渡辺修一郎, 柴田 博, 他. 地域在宅高齢者における食品摂取の多様性と高次生活機能低下の関連. *日本公衛誌* 2003; 50: 1117-1124.
 - 20) 古谷野亘, 柴田 博, 中里克治, 他. 地域老人における活動能力の測定 老研式活動能力指標の開発. *日本公衛誌* 1987; 34: 109-114.
 - 21) 新開省二, 渡辺修一郎, 熊谷 修, 他. 地域高齢者における「準備たきり」の発生率, 予後及び危険因子. *日本公衛誌* 2001; 48: 741-752.
 - 22) 小杉孝司, 清水裕士. M-plus と R による構造方程式モデリング入門. 北大路書房, 京都, 2014.
 - 23) Hu L, Bentler P. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis; conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling* 1999; 6: 1-55.
 - 24) Browne MW, Cudeck R. Alternative ways of assessing model fit. In Bollen KA, Long JS (Eds.). *Testing Structural Equation Models*. Newbury Park, CA: SAGE, 1993; 136-162.
 - 25) Pietrzak RH, Van Ness PH, Fried TR, et al. Diagnostic utility and factor structure of the PTSD Checklist in older adults. *Int Psychogeriatr* 2012; 24: 1684-1696.
 - 26) Cronbach LJ, Gleser GC. *Psychological Tests and Personnel Decisions*. Urbana: University of Illinois Press, 1965.
 - 27) 水本 篤, 竹内 理. 研究論文における効果量の報告のために～基礎的概念と注意点～. *関西英語教育学会紀要 英語教育研究* 2008; 31: 57-66.
 - 28) Muthén LK, Muthén BO. *Mplus User's Guide*. 7th ed. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén. 1998-2017.
 - 29) 狩野 裕. 構造方程式モデリングは, 因子分析, 分散分析, パス解析のすべてにとって代わるか? *行動計量学* 2002; 29: 138-159.
 - 30) 田辺由紀, 金子佳代子. 食の満足感構成要素の構造. *日本家政学会誌* 1998; 49: 1003-1010.
 - 31) 武見ゆかり. 高齢者における食からみた QOL 指標としての食行動・食態度の積極性尺度の開発. *民族衛生* 2001; 67: 3-27.
 - 32) 會退友美, 赤松利恵, 林 芙美, 他. 成人期における食に関する主観的 QOL (subjective diet-related quality of life (SDQOL) の信頼性と妥当性の検討. *栄養学雑誌* 2012; 70: 181-187.
 - 33) 高野裕治, 野内 類, 高野春香, 他. 大学生の食生活スタイル 精神的健康及び食行動異常との関連. *心理学研究* 2009; 80: 321-329.
 - 34) 大庭 輝, 野内 類, 高野裕治, 他. 高齢期における食生活スタイルとソーシャルサポートの関連. *老年社会科学* 2014; 35: 429-437.
 - 35) 吉田礼維子, 長谷部幸子, 白井英子. 農村部における在宅高齢女性の食生活および生活の満足に影響する食行動の要因. *日本公衛誌* 2012; 59: 151-160.
 - 36) 総務省統計局. 平成28年社会生活基本調査. 2017. <http://www.stat.go.jp/data/shakai/2016/index.html> (2018年10月10日アクセス可能).
 - 37) 小林江里香, 杉原洋子, 深谷太郎, 他. 配偶者の有無と子どもとの距離が高齢者の友人・近隣ネットワークの構造・機能に及ぼす効果. *老年社会科学* 2005; 26: 438-450.
 - 38) Iwasa H, Yoshida H, Kim H, et al. A mortality comparison of participants and non-participants in a comprehensive health examination among elderly people living in an urban Japanese community. *Aging Clin Exp Res* 2007; 19: 240-245.

Psychometric properties of the diet-related quality of life (DRQOL) scale and its short version among older adults

Hajime IWASA^{*,2*}, Yuko YOSHIDA^{2*} and Yoshimi SUZUKAMO^{3*}

Key words : QOL, older adults, eating habits, scale development

Objectives The purpose of this study was to examine the psychometric properties of the diet-related quality of life (DRQOL) scale among older adults. Specifically, the study was conducted to confirm the scale's factor structure and construct a short version of the scale. Further, the scale's internal consistency and gender- and age-based differences as well as the validity of the DRQOL scale and its short version were examined.

Methods We surveyed a random sample of community-dwelling older Japanese adults (aged 60–84 years; $N=1,200$; response rate: 70.8%) and used the data of 780 participants (367 men and 413 women). We used the DRQOL scale, comprising 18 items that were measured using a five-point Likert-type scale. Additionally, we assessed subjective well-being, diet satisfaction, appetite, meal restriction, mastication, number of meals with others, frequency of using ready-made and instant food, information gathering regarding food, and dietary variety scores as external criterion variables; socioeconomic status and health habits were used to describe basic participant characteristics.

Results Confirmatory factor analysis revealed a replication of the four-factor structure of the measure (“pleasure from a meal,” “eating satisfaction,” “circumstances of meal,” and “diet diversity”). A short version of the measure comprising 8 items was developed. The DRQOL scale, its subscales, and its short version had high Cronbach's alpha coefficients as indicators of reliability (0.94; 0.86, 0.89, 0.77, and 0.72; and 0.90, respectively). There were significant sex differences in the scores of all constructs, and no significant age-based differences. The DRQOL scale scores had weak-to-moderate correlations with the external criterion variables mentioned above.

Conclusion Overall, this study confirmed the psychometric properties of the DRQOL scale, including factor structure, reliability, gender and age differences, and its validity among older adults using data from the general population in Japan. In addition, a short version of the DRQOL scale was developed. Future studies should examine the factors associated with the DRQOL. The predictive validity of the scale, with health outcomes as external criteria, should be examined to test its usefulness for epidemiological surveys among older adults in community settings.

* Department of Public Health, Fukushima Medical University School of Medicine

^{2*} Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology

^{3*} Graduate School of Medicine, Tohoku University