

原 著

高齢者を対象とした日本語版 HLS-Q12に関する尺度評価

ユダマ ユウキ* ハガ クニユ トキタ レイユ オオヤマ ヒトシ*
 児玉 悠希* 芳賀 邦子* 時田 礼子* 大山 一志*
 キシダ るみ* カネユ マサユ*
 岸田 るみ* 金子 仁子*

目的 本研究ではヘルスリテラシー評価尺度である HLS-Q12を高齢者に対し使用した場合の内的一貫性と因子妥当性評価を行うことを研究の目的とした。

方法 2022年1~2月をデータ収集期間とし、地域で生活を営む高齢者を対象に質問紙を用いた郵送調査を行った。日本語版 HLS-Q12によって高齢者のヘルスリテラシーに関するデータを取得し、尺度の内的一貫性と因子妥当性を評価した。分析方法としては、Cronbachの α 係数によって内的一貫性を評価し、確証的因子分析によって因子妥当性の評価を行った。また、ラッシュモデルを用いて各質問項目の詳細な分析を行った。

結果 3,572人に対し質問紙を配布し、1,082人の高齢者より質問紙の返送があった。そのうち HLS-Q12の質問項目に欠損があった者を除外し、984人のデータで分析を行った。Cronbachの α 係数では0.8以上を示し内的一貫性に問題はなかった。確証的因子分析では、CFI=0.933, AGFI=0.876, RMSEA=0.092であり、いずれの指標も一定の評価水準を満たしていた。しかし、RMSEAの値に関しては複数ある適合基準の一つからの逸脱が確認され、尺度によって算出される推定値と真値との誤差が比較的大きいことが示唆された。また、ラッシュモデルによる各質問項目の分析では、すべての質問項目で Infit MSQ の基準を満たしており、概ね適合のよい質問構成となっていた。

結論 高齢者を対象とした HLS-Q12の尺度評価として、一定の水準で信頼性と妥当性が認められる尺度であることが確認された。しかし、RMSEAの値が大きくなり、尺度によって算出される推定値と真値との誤差においては比較的大きいことが示唆された。

Key words : 高齢者, ヘルスリテラシー, HLS-Q12

日本公衆衛生雑誌 2023; 70(4): 252-260. doi:10.11236/jph.22-068

I 緒 言

人口構造の変化により高齢化が深刻な日本では、地域の高齢者の健康寿命を延伸することが重要な課題の一つである。厚生労働省による2022年の「高齢者の特性を踏まえた保険事業ガイドライン補足版¹⁾」では、健康状態不明者や未治療によるコントロール不良者、治療中断者などへの支援に関する取り組みが新たに取りまとめられており、早期の支援によって生活機能低下を防止することの重要性が強調されている。また、こうした健康政策のほかにも、加齢による変化に伴う心身の不調、基礎疾患を

有する人の割合が多くなる高齢者では、自らの健康を管理する自立的な能力を身につけることが重要となる。近年ではこうした健康に関する意思決定に関わる能力としてヘルスリテラシーの概念が重要視され、可視化するための評価尺度も複数開発されている。

ヘルスリテラシーの起源は1990年代以前であるが、その概念が広く知れ渡る契機としては、1990年代に米国医師会科学協議会がヘルスリテラシーという用語を定義し、それまでの関連研究を統括したレビュー²⁾を公表したことや、世界保健機関 (WHO) による定義づけ³⁾などがあげられる。当初は、臨床の場において患者の教育や社会背景に関連した読み書き、数的技能に焦点をあてた機能的なヘルスリテラシーが中心的に扱われていた。しかし、次第により高次の概念として包括的にヘルスリテラシーをと

* 東京情報大学看護学部看護学科
 責任著者連絡先: 〒265-8501 千葉市若葉区御成台4-1
 東京情報大学看護学部 児玉悠希

らえる取り組みが行われるようになった。こうした取り組みはとくに公衆衛生分野での広がりを見せ、現在において広く用いられている包括的ヘルスリテラシーの概念枠組みが構築された。代表的なものには、Nutbeam⁴⁾や、Sørensen ら⁵⁾による枠組みがある。Nutbeamは「機能的」、「相互作用」、「批判的」なヘルスリテラシーといった3つのレベルからなるモデルを提唱した。一方でSørensenらは、ヘルスリテラシーを健康情報の「入手」、「理解」、「評価」、「活用」という4つの能力としてまとめ、その能力を発揮する場を「ヘルスケア」、「疾病予防」、「ヘルスプロモーション」の3つの領域とするモデルを提唱した。いずれの概念枠組みも、ヘルスリテラシー評価尺度の基盤となる重要な枠組みとして知られている。

ヘルスリテラシーを評価するにあたり、日本国内の一般市民を対象とした評価尺度にはNutbeam⁴⁾の概念枠組みに基づくCCHL (Communicative and Critical Health Literacy) 尺度⁶⁾やHLS-14 (14-item Health Literacy Scale)⁷⁾などがある。また、国際的に広く普及している測定尺度として、Sørensenらによって開発されたHLS-EU-Q47 (European Health Literacy Survey Questionnaire)^{8,9)}がある。HLS-EU-Q47は、EU諸国のヘルスリテラシーレベルを評価するプロジェクトによって開発され、現在では多くの国々で使用されている¹⁰⁾。日本においても中山ら¹¹⁾によって、日本語版の信頼性と妥当性の検証が行われている。また、質問項目を47項目から12項目とした短縮版尺度 (HLS-Q12)¹²⁾も作成されており、HLS-Q12に関しても日本国内において一定の信頼性と妥当性が確認されている¹³⁾。こうした国際比較が可能な評価尺度の普及によって、ヘルスリテラシーの概念を用いた研究や健康政策はさらなる広がりを見せている。

しかしながら、日本の高齢者を対象としたHLS-EU-Qによるヘルスリテラシーの計測においては、尺度の適合に関する課題があげられる。これまでのHLS-EU-Qの日本語版尺度は、成人期を中心としたサンプルによって評価が行われてきた経緯があり、十分な高齢者サンプルを用いての尺度評価は行われていない。そのため、既存の尺度が後期高齢者を含む高齢者に対して適用可能かどうかは明確に示されていない現状がある。こうしたなか、HLS-EU-Qによって測定される日本の高齢者のヘルスリテラシーに関しては特徴的な報告もみられている。一般的に高齢者のヘルスリテラシーは認知機能の低下や、情報取得に関する要因などから成人期よりも低くなることが推測され、実際に国外の研究では高

齢であることが低いヘルスリテラシーに關与しているといった報告が認められる¹⁴⁾。しかし、国内では高齢者のヘルスリテラシーが成人期よりも高いことが複数の文献によって報告されており^{11,13)}、海外とは違った特徴がみられている。また、高齢者が対象に含まれる国内の研究報告を比較した際には、ヘルスリテラシーの値に差が生じており、結果にばらつきもみられている^{15~17)}。これらの結果を説明する高齢者特有の要因は不明であり、これまでに十分な議論は行われてこなかった。また、根本的な高齢者に対する尺度の適合に関する課題についても言及されてはこなかった。こうした尺度の測定値への疑問を解決するためには、第一にこれまで検討されてこなかった測定ツールの評価が重要である。そのため、既存のHLS-EU-Qの日本語版尺度が高齢者に対して適用可能な尺度であるかを改めて評価することが当該分野の研究課題の一つとしてあげられる。

近年はヘルスリテラシーを定量分析する機会も増え、健康政策への活用も期待されている。とくに高齢化が進む我が国においては、キーパーソンである高齢者のヘルスリテラシーを適切に評価する尺度の存在が貴重である。そのため、前述した尺度評価に関する課題は社会的にも重要な意味を持つ。そこで、本研究では、既存のヘルスリテラシー評価尺度であるHLS-Q12を高齢者に対し使用し、あらためて尺度評価 (内的一貫性および、因子妥当性評価) を行うことを研究の目的とした。

II 研究方法

1. 研究デザイン

無記名自記式質問紙を用いた郵送調査を横断研究のデザインで行った。

2. 対象者

対象者は東京情報大学総合情報研究所プロジェクト研究「高齢者のIT活用とヘルスリテラシーの実態に関する研究」の調査対象者3,572人のうち、質問紙の返送があった65歳以上の高齢者1,082人とした。特定の2つの地域を調査の対象とし、医療機関への入院、老人介護施設等に入所している対象を除外し、地域で生活する高齢者に対し調査を実施した。対象者の健康状態の特性としては、88%の対象が何らかの身体的・精神的な不調を自覚している集団であった。不調の内容は腰痛や関節痛、視力や聴力障害、物忘れなどの加齢に関連する不調が多かった。なお、当該プロジェクト全体における対象には65歳未満の対象も含まれているが、本研究では高齢者の定義上65歳未満を除外している。

3. データ収集方法

2022年1~2月をデータ収集期間とし、無記名自記式質問紙による郵送調査にてデータ収集を行った。質問紙配布の手続きは、はじめに対象となる地域の老人（シニア）クラブ会長、民生・児童委員に対し、口頭と書面を用いた研究説明を行い、質問紙調査の協力依頼を行った。次に協力が得られた老人（シニア）クラブ会長、民生・児童委員を通して、各管轄の対象者への質問紙と説明文書、返信用封筒の配布を行った。各対象者に質問紙が配布されたのちは、自由意志に基づく対象者からの質問紙の返送をもってデータを収集した。

4. 調査内容

対象者のヘルスリテラシーを日本語版12項目ヘルスリテラシー尺度（HLS-Q12）によって測定した。HLS-Q12は European Health Literacy Survey で開発された47項目4件法で測定される HLS-EU-Q47の短縮版尺度である。ヘルスケア（HC）、疾病予防（DP）、ヘルスプロモーション（HP）の3つの領域で構成され、それぞれの概念に情報の入手、理解、評価、活用に関する質問内容が含まれている。回答形式はヘルスリテラシーを問う質問内容に対し4件法（1：とても簡単、2：やや簡単、3：やや難しい、4：とても難しい）で回答する形式となっている。オリジナルの尺度は対面質問形式での調査であり、質問内容に対しわからないなどの返答があった際には、その質問項目への回答が欠損として扱われる。質問紙として尺度を使用する際には、4件法による回答に加え、5つ目の選択肢として「わからない/あてはまらない」といった回答項目が用いられ、選択した場合には欠損データとして扱われる。日本人を対象に実施した調査¹³⁾では、回答者の24%で「わからない/あてはまらない」の選択肢を認めており、完全回答によるデータが大幅に減少することが知られている。本研究においては、対象者が高齢者であり欠損率がより高くなることが推測されるため、質問への回答に「わからない/あてはまらない」を加えず、無回答のみを欠損として調査を行った。ヘルスリテラシーの高さを表す係数の算出は、4件法によって得られた順序尺度の数値を逆転し、すべての項目の平均値を算出した後に、「 $(平均-1) \times (50/3)$ 」の式⁹⁾によって算出した。計算式は尺度で測定された数値を0から50の係数として変換するののもであり、指標の比較を容易にする目的で行われている。計算式の原理として、1は4段階のリッカートスケールにおける平均値の最小値（変換した際の最小値が0となる値）であり、3は平均値の範囲を示す。50は係数における最大値を意味している。この式に

よって0から50の数値で評価を行い、係数が高いほどヘルスリテラシーが高いと判定した。

5. 分析方法

Cronbachの α 係数にて尺度の内的一貫性を評価し、確証的因子分析によって因子妥当性を評価した。確証的因子分析では、飽和モデルとの基準比較としてCFI (Comparative Fit Index)、モデルの適合評価としてGFI (Goodness of Fit Index)とAGFI (Adjusted Goodness of Fit Index)、モデルによる推定値と真の値との誤差評価としてRMSEA (Root Mean Square Error of Approximation)を算出し評価を行った。HLS-Q12には、1次元、3次元、12次元として扱うモデルが提唱されているが、日本において幅広い年齢層を対象に調査した先行研究¹³⁾では、3次元モデルの当てはまりが最も良好な結果を示していたため、3次元モデルを採用し分析を行った。各ヘルスケア領域別評価も行うため、総合的なヘルスリテラシーの尺度構造に加え、ヘルスケア、疾病予防、ヘルスプロモーションそれぞれで確証的因子分析を行った。確証的因子分析の指標の基準としては、CFI > 0.9¹⁸⁾、GFI > 0.9、AGFI > 0.85¹⁹⁾、RMSEA < 0.8¹⁹⁾の許容基準に準じて評価を行った。

確証的因子分析によるモデル全体の評価を行った後に、各質問項目の評価をラッシュモデルによって分析した。ラッシュモデルは項目応答理論に基づくモデルとして知られており、対象の能力と質問項目の難易度の関係（対象の集団特性と質問項目への回答傾向の関係）を分析することで、質問項目のモデルへの適合を評価することができる。モデルは正解・不正解による回答に適応する2値モデルのほか、2値を超える尺度による回答に適応するRating Scaleモデルなどがあり、本研究ではRating Scaleモデルを適用した。評価指標としては、各質問項目と回答カテゴリにおいてInfit MSQ (Infit Mean Square)を算出することでモデルへの適合を評価した。Infit MSQは0.7~1.3の範囲であれば良好な適合と評価される²⁰⁾。0.7より低い場合はモデルに過剰に適合している状態 (Over fit)を示し、1.3より高い場合はモデルに適合していない状態 (Under fit)を示す。モデルによる予測性能（真の値との誤差）に強い影響を与えるのはUnder fitの場合であり、Under fitの基準を主とした質問項目の評価を行った。

ラッシュモデルによる各質問項目評価後には、適合の悪い結果を示す質問項目を除外した確証的因子分析を実施した。質問項目除外モデルによって適合指標の改善を認めるか検証することで、ラッシュモデルを用いた分析結果の妥当性を評価した。

確証的因子分析は IBM SPSS Amos Version 28 を用いて行い、ラッシュモデルによる分析は Winsteps Version 5.2 を用いて行った。

6. 倫理的配慮

本研究は東京情報大学研究倫理審査委員会の承認を得て実施した（承認番号：2021-005，承認年月日：2021年11月24日）。対象者には，研究の概要と目的，研究への参加は自由意志に基づくものであり強制されないこと，匿名性を確保する方法などの説明を書面にて行った。研究への同意は質問紙の返送をもって得られたものとした。質問紙の配布にあたっては，老人クラブ会長や，民生・児童委員を通して行ったが，返送にあたっては一人一人に返送用封筒を配布し各自で行うものとし，研究参加の強制力がかからないよう配慮した。

Ⅲ 研究結果

1. 回収率と有効回答率

3,572人を対象に郵送調査を行い，1,082人の高齢者から返送がみられた（回収率30.3%）。尺度の質問項目に欠損がない完全データを取得できた回答者は984人であった（有効回答率90.9%）。

2. 対象者の特性とヘルスリテラシー得点（表1，表2，図1）

対象者の年齢は77.7±6.0（mean±SD）で，中央値は78であった。各年齢層の分布としては，65-69歳が87人（8.8%），70-74歳が231人（23.5%），75-79歳283人（28.8%），80-84歳が238人（24.2%），85-89歳が110人（11.2%），90歳以上が27人（2.7%）であった。男女の比率は男性53.4%，女性46.1%で同等の比率であった。最終学歴については高等学校卒業が最も多く48.6%，大学卒業が次いで多く26.8%であった。

HLS-Q12によって測定された高齢者全体のヘル

表1 対象者の特性

n=984

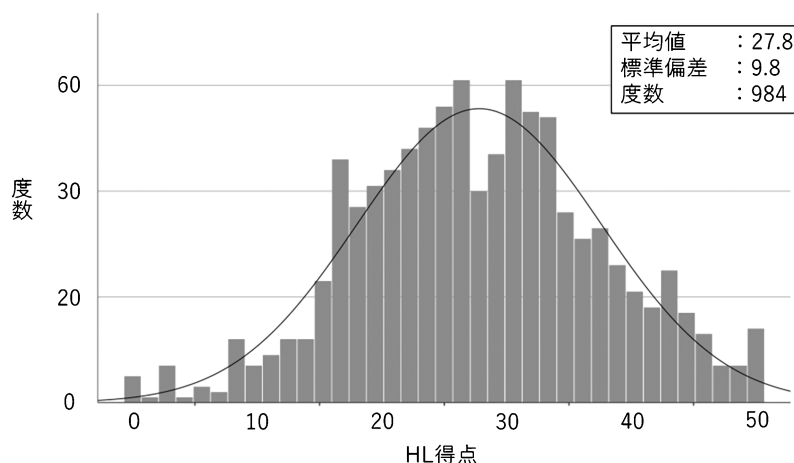
| 項目 | n | % | ヘルスリテラシー係数 (平均値±標準偏差) |
|----------|-----|------|--------------------------|
| 年齢 | | | |
| 65-69歳 | 87 | 8.8 | 30.0±9.3 |
| 70-74歳 | 231 | 23.5 | 29.6±9.0 |
| 75-79歳 | 283 | 28.8 | 28.0±9.8 |
| 80-84歳 | 238 | 24.2 | 26.5±9.9 |
| 85-89歳 | 110 | 11.2 | 25.3±10.5 |
| 90歳以上 | 27 | 2.7 | 24.7±12.0 |
| 欠損 | 8 | 0.8 | |
| 平均値±標準偏差 | | | 77.7±6.0 |
| 中央値 | 78 | | |
| 性別 | | | |
| 男性 | 525 | 53.4 | 27.8±9.4 |
| 女性 | 454 | 46.1 | 27.9±10.3 |
| 欠損 | 5 | 0.5 | |
| 最終学歴 | | | |
| 中学校卒業以前 | 78 | 7.9 | 25.6±12.1 |
| 高等学校卒業 | 478 | 48.6 | 27.0±10.0 |
| 専門学校卒業 | 81 | 8.2 | 29.1±9.7 |
| 短期大学卒業 | 68 | 6.9 | 28.3±7.9 |
| 大学卒業 | 264 | 26.8 | 29.5±8.8 |
| 大学院卒業 | 7 | 0.7 | 28.2±10.8 |
| 欠損 | 8 | 0.8 | |

表2 HLS-Q12による高齢者のヘルスリテラシー

| 項目 | 平均値 | 標準偏差 | 信頼区間 (下限-上限) |
|--------------|------|------|-----------------|
| HL | 27.8 | 9.8 | 27.2-28.4 |
| HC (項目 1-4) | 26.2 | 10.5 | 25.5-26.8 |
| DP (項目 5-8) | 27 | 10.8 | 26.4-27.7 |
| HP (項目 9-12) | 30.2 | 11 | 29.5-30.9 |

HL：ヘルスリテラシー，HC：ヘルスケア，DP：疾病予防，HP：ヘルスプロモーション

図1 HL得点ヒストグラム



スリテラシー (HL) は 27.8 ± 9.8 (mean \pm SD) であった。分布はヒストグラム (図1) によって正規分布に近似していることが確認され、床効果、天井効果は認められなかった。また、各領域ではヘルスケア (HC) が 26.2 ± 10.5 , 疾病予防 (DP) が 27.0 ± 10.8 , ヘルスプロモーション (HP) が 30.2 ± 11.0 であった。

3. 内的一貫性と因子妥当性評価 (表3, 図2)

Cronbach の α 係数は、HL において0.922, HL 領域別では0.807, 0.807, 0.850 (HC, DP, HP) であった。確証的因子分析の結果として、飽和モデルとの基準比較指標である CFI ではそれぞれ, 0.933, 0.987, 0.986, 0.993 (HL, HC, DP, HP) であった。

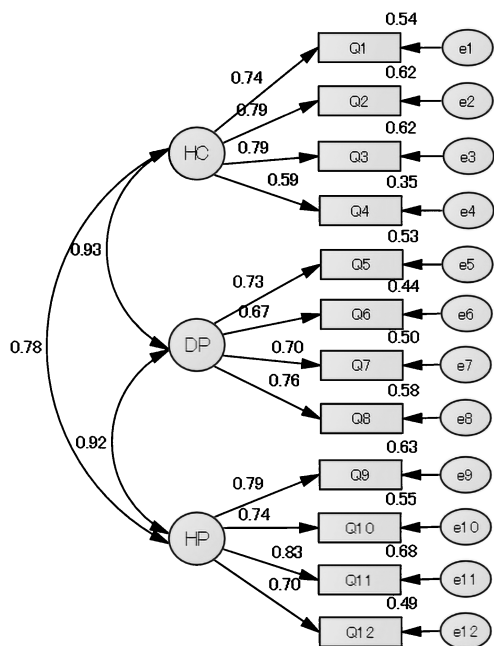
表3 高齢者を対象とした HLS-Q12の信頼性と妥当性の検証 $n=984$

| 項目 | HLS-Q12 (3次元モデル) | | | | 1次元モデル |
|---------------------|------------------|------------|------------|-------------|--------|
| | HL (項目1-12) | HC (項目1-4) | DP (項目5-8) | HP (項目9-12) | |
| Cronbach's α | 0.922 | 0.807 | 0.807 | 0.85 | 0.922 |
| CFI | 0.933 | 0.987 | 0.986 | 0.993 | 0.891* |
| GFI | 0.919 | 0.99 | 0.99 | 0.993 | 0.87* |
| AGFI | 0.876 | 0.948 | 0.95 | 0.965 | 0.812* |
| RMSEA | 0.092* | 0.097* | 0.094* | 0.076 | 0.114* |

HL: ヘルスリテラシー, HC: ヘルスケア, DP: 疾病予防, HP: ヘルスプロモーション

*: CFI > 0.9, GFI > 0.9, AGFI > 0.85, RMSEA < 0.8を許容基準とし, 基準を逸脱したことを示す

図2 日本語版 HLS-Q12 (3次元モデル) の確証的因子分析



モデルの適合評価指標である AGFI では, 0.876, 0.948, 0.950, 0.965であった。モデルの誤差評価指標である RMSEA は, 0.092, 0.097, 0.094, 0.076であった。

4. 質問項目評価 (表4)

ラッシュモデルによる各質問項目の評価では, すべての質問項目の Infit MSQ の値が適合基準値である0.7~1.3の範囲内に収まっていた。各質問に対する回答カテゴリの偏りについては, 質問4の「難しい (やや難しい, とても難しい)」の割合が低く16.3%であった。質問4は最も「簡単 (やや簡単, とても簡単)」の回答カテゴリへの偏りがみられる項目となっていた。次いで回答カテゴリの偏りが大きい項目は質問6であり, 「難しい」の割合は21%であった。他の質問項目に比べ, 「難しい」の割合が低い質問4と質問6に関しては, 回答カテゴリ「とても難しい」における Infit MSQ の値が1.5であり, Under fit を示していた。また, 質問10に関しては「難しい」の割合が35.7%と明らかに低い結果ではなかったが, 回答カテゴリ「とても難しい」の Infit MSQ の値が1.5で Under fit を示していた。

5. HLS-Q12項目削除モデルの分析 (表5)

ラッシュモデルによる質問項目分析の結果に準じて, 比較的適合が悪かった質問4, 6をそれぞれ削除した11項目モデルによる確証的因子分析を行った。いずれのモデルもすべての評価指標で改善が認められた。とくに質問項目4を削除したモデルにおいては, RMSEA が許容基準の < 0.8まで改善が認められた。

IV 考 察

1. 尺度評価

尺度の内的一貫性を示す Cronbach の α 係数については, HL のデータおよび各領域別のデータで基準となる0.8を満たす結果となっており, 高齢者を対象としても尺度の内的一貫性は十分に確保できているといえる。

確証的因子分析によって算出された指標について, 飽和モデルとの基準比較指標である CFI の指標基準は > 0.9であり, 良好な結果を示していた。また, 尺度モデルの適合 (説明力) を示す GFI, AGFI では, それぞれ GFI > 0.90, AGFI > 0.85が許容基準の指標として知られており¹⁹⁾, こちらも問題ない水準であるといえる。これらのことから, 高齢者を対象に HLS-Q12を使用した場合でも CFI や GFI 等の適合指標に問題がないことが示唆された。

しかしながら, モデルの誤差評価指標である RMSEA においては, < 0.8の許容基準から逸脱し

表4 HLS-Q12質問項目分析

| 質問項目 | とても難しい | やや難しい | やや簡単 | とても簡単 | Infit MSQ | 難しい† n (%) | 欠損‡ n (%) |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-----------|---------------|--------------|
| | n (%) Infit MSQ | n (%) Infit MSQ | n (%) Infit MSQ | n (%) Infit MSQ | | | |
| 1 気になる病気の治療に関する情報を見つけるのは | 84(8.5) 1.3 | 364(37.0) 0.9 | 409(41.6) 1 | 127(12.9) 1.1 | 1.1 | 448 45.5 | 42(3.9) |
| 2 急病時に対処方法を理解するのは | 140(14.2) 1.2 | 472(48.0) 1 | 303(30.8) 0.8 | 69(7.0) 1.2 | 1 | 612 62.2 | 41(3.8) |
| 3 治療法が複数ある時、それぞれの長所と短所を判断するのは | 175(17.8) 1.1 | 501(50.9) 1 | 257(26.1) 0.8 | 51(5.2) 0.7 | 0.9 | 676 68.7 | 40(3.7) |
| 4 薬の服用に関する指示に従うのは | 31(3.2) 1.5* | 129(13.1) 1 | 441(44.8) 1.1 | 383(38.9) 1.2 | 1.2 | 160 16.3 | 32(3.0) |
| 5 ストレスや抑うつなどの心の健康問題への対処方法に関する情報を見つけるのは | 132(13.4) 1.2 | 391(39.7) 0.8 | 351(35.7) 0.9 | 110(11.2) 1.1 | 1.1 | 523 53.2 | 43(4.0) |
| 6 検診(乳房検査、血糖検査、血圧)が必要な理由を理解するのは | 47(4.8) 1.5* | 160(16.3) 0.8 | 462(47.0) 0.9 | 315(32.0) 1.2 | 1.2 | 207 21.0 | 43(4.0) |
| 7 メディア(テレビ、インターネット、その他のメディア)から得た健康リスク(危険性)の情報が信頼できるかどうかを判断するのは | 124(12.6) 1.2 | 436(44.3) 1 | 349(35.5) 0.9 | 75(7.6) 1.1 | 1 | 560 56.9 | 35(3.2) |
| 8 家族や友人のアドバイスをもとに、病気から身を守る方法を決めるのは | 68(6.9) 1 | 367(37.3) 0.8 | 437(44.4) 0.8 | 112(11.4) 0.8 | 0.8 | 435 44.2 | 35(3.2) |
| 9 運動、健康食品、栄養などの健康的な活動に関する情報を見つけるのは | 49(5.0) 0.9 | 268(27.2) 0.7 | 505(51.3) 0.8 | 162(16.5) 0.8 | 0.8 | 317 32.2 | 38(3.5) |
| 10 食品パッケージに書かれている情報を理解するのは | 51(5.2) 1.5* | 300(30.5) 1 | 442(44.9) 1 | 191(19.4) 1 | 1.1 | 351 35.7 | 35(3.2) |
| 11 どの生活習慣(飲酒、食生活、運動など)が自分の健康に関係しているかを判断するのは | 36(3.7) 0.6 | 235(23.9) 0.8 | 471(47.9) 0.8 | 242(24.6) 1 | 0.8 | 271 27.5 | 30(2.8) |
| 12 健康改善のための意思決定をするのは | 57(5.8) 1.3 | 316(32.1) 1.2 | 438(44.5) 1.1 | 173(17.6) 1.1 | 1.2 | 373 37.9 | 30(2.8) |

†: 質問への回答で「やや難しい」、「とても難しい」の合算を示す。

‡: 完全データによる抽出前のサンプルサイズ1082に対する欠損の数値と割合を示す。

*: Infit MSQが1.3より大きく Under fitを示す項目(適合が悪い項目)を示す。

表5 HLS-Q12項目削除モデルにおける確証的因子分析

| 項目 | HLS-Q12 (3次元モデル) | | |
|---------------------|------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 既存モデル | 項目削除モデル1 (質問項目4削除) | 項目削除モデル2 (質問項目6削除) |
| Cronbach's α | 0.922 | 0.918 | 0.916 |
| CFI | 0.933 | 0.957 | 0.952 |
| GFI | 0.919 | 0.948 | 0.942 |
| AGFI | 0.876 | 0.916 | 0.907 |
| RMSEA | 0.092* | 0.079 | 0.082* |

*: CFI>0.9, GFI>0.9, AGFI>0.85, RMSEA<0.8を適合基準とし、基準を逸脱したことを示す

ていた。確証的因子分析による尺度評価で用いられる指標については複数の基準があり、一概に先に示した基準を満たさないことで当該尺度の使用ができないといった結論にはいたらない。RMSEAに関しては、0.05から0.1を適切な適合指標とするもの²¹⁾や、RMSEA<0.08を good fit, 0.08<RMSEA<0.1を adequate fit, そして0.1<RMSEAを poor fit とする指標²²⁾もある。これらの基準を採用した場合には、尺度としての一定の水準を満たしていると評価できる。そのため、RMSEAに関しては明らかに基準から逸脱した結果とはいいきれず、一定の基準を満たす尺度であることが示唆される。ただし、尺度を用いて取得したデータを正しく解釈するためには、これらの結果を踏まえた考察が重要である。

RMSEAはモデルの分布と真の値による分布の乖離の大きさを示す指標である。つまり高齢者に対し

HLS-Q12を用いて測定した場合には、ヘルスリテラシーの推定値と真値との誤差が比較的大きいということを示している。表3では、ヘルスリテラシーの構成領域において、HCとDPのRMSEAが大きく、この2つの領域における誤差にとくに留意が必要である。誤差には測定器の性質によるズレで規則的な傾向や一定方向へのズレを示す系統誤差と、偶然によって生じる偶然誤差などがある。そのため、高齢者のヘルスリテラシーをHLS-Q12によって測定した際には、HC、DP領域における偶然誤差、系統誤差の影響を念頭においた解釈を行う必要があり、複数の研究結果を比較して解釈することも重要である。緒言で述べたHLS-EU-Qによって測定された高齢者のヘルスリテラシーが成人期の水準よりも高いといった先行研究の結果についても、こういった系統誤差による影響を考慮する必要がある。

2. 質問項目評価

ラッシュモデルを用いて行った各質問項目の評価では、各質問項目のInfit MSQが適合範囲内の値を示しており、全体としては比較的当てはまりが良いといえる。この結果からも基本的には使用可能な水準の尺度であると考えられる。しかし、回答カテゴリの詳細まで分析すると、質問4と質問6は対象者の回答が「とても簡単」、「やや簡単」に偏っている（以下、「難易度が低い」と表現する）質問項目であり、回答カテゴリの一部の適合が悪い（Infit MSQが基準外）といった結果を示していた。一見して、難易度が低いということだけがInfit MSQの指標と関連していると感じるが、必ずしもそのような結果を示すわけではない。実際にHLS-EU-Q47に関する先行研究¹³⁾では、難易度の低い質問項目のInfit MSQが適合を示し、簡単、難しいへの回答カテゴリの偏りが少なく、中間が多い（以下、「難易度が中程度」と表現する）質問項目で適合の悪い結果を示していた。このことを踏まえると尺度を構成する質問項目の適合において、質問項目全体のバランスが重要な要素の一つと考えられる。たとえば、難易度が中程度の質問が多くなれば、能力（ヘルスリテラシー）が中間層にある対象者の評価得点に差が生じないため、それらの対象における弁別性が低い尺度となる。Infit MSQはそれらの対象能力分布と質問難易度（質問への回答傾向）のバランスも反映する指標となっている。つまり、今回的高齢者を対象とした分析では適合が悪い項目として質問4と質問6が抽出されたが、ヘルスリテラシーの高さが異なる集団における分析では、適合の悪い質問項目も異なることが推測される。実際に幅広い年齢層を対象にHLS-Q12の尺度評価を行っている先行研究¹³⁾で

は、Infit MSQを用いた分析において質問4と質問6の適合が良い結果であった。そのため、誰を対象に使用する尺度を目指すかによって質問項目の構成は異なるといえる。HLS-Q12はすでに国際的に用いられている尺度であり、日本においても幅広い年齢層を対象に使用できることが確認されている¹³⁾。このことを踏まえると、HLS-Q12を日本の高齢者により適合した尺度にするために、あえて尺度全体のバランスを崩してまで質問項目の変更を行う必要はないと考えられる。

3. 項目削除モデルによる確証的因子分析

ラッシュモデルによる各質問項目分析の妥当性について、比較的あてはまりの悪い質問4と質問6をそれぞれ削除したモデルによって確証的因子分析を再度行うことで検証した。いずれのモデルにおいても適合指標は改善されており、ラッシュ分析による質問項目分析が妥当な結果であることが認められた。また、質問4を削除したモデルにおいてはRMSEA<0.8まで改善が認められており、高齢者を対象にHLS-Q12を用いた場合の真値との誤差を改善するにあたり、質問項目4が重要な項目であることが示唆された。また、質問4は最も難易度が低い質問項目として全体的にヘルスリテラシー得点を高める方向に作用している。そのため、先の考察で述べたように、一定方向へのズレを示す系統誤差が生じているのであれば、実際の高齢者のヘルスリテラシーは尺度によって推定された値よりも低いことが推測される。

4. 研究の限界

本研究で分析した尺度評価の内容は、内的一貫性と因子妥当性であり、信頼性と妥当性の一部を検証するものである。そのため、より厳密に尺度の信頼性と妥当性を評価するのであれば、再検査による真の信頼性評価や、他の尺度との基準関連妥当性の評価なども必要である。また、ヘルスリテラシー尺度であるHLS-EU-Q47は短縮版として「HLS-Q12」、「HLS-SF12」、「HLS-EU-Q16」などの尺度が認められるが、本研究ではHLS-Q12を扱っており、他の短縮版尺度よりも高齢者に対して適しているかの比較は行えていない。そのため、質問項目が異なる他の短縮版尺度がよりよい適合を示す可能性もある。

V 結 語

高齢者を対象にHLS-Q12を使用した場合の内的一貫性と因子妥当性が一定の水準で認められた。しかしながら、尺度によるヘルスリテラシーの推定値と真の値との乖離は比較的大きいことが推測されるため、HLS-Q12を用いた測定では誤差の影響を考

慮した結果の解釈が必要である。

本研究は東京情報大学総合情報研究所プロジェクト研究助成を受け実施している。また、本研究に関して開示すべきCOI状態はない。

| | | |
|---|-------------|------------|
| (| 受付 | 2022. 7. 1 |
| | 採用 | 2022.10.14 |
| | J-STAGE早期公開 | 2022.12.23 |

文 献

- 1) 厚生労働省. 高齢者の特性を踏まえた保健事業ガイドライン第2版補足版. 2022. <https://www.mhlw.go.jp/content/000918003.pdf> (2022年6月15日アクセス可能).
- 2) Ad Hoc Committee on Health Literacy for the Council on Scientific Affairs, American Medical Association. Health literacy: Report of the Council on Scientific Affairs. *Journal of American Medical Association* 1999; 281: 552-557.
- 3) Nutbeam D, Kickbusch I. Health promotion glossary. *Health Promotion International* 1998; 13: 349-364.
- 4) Nutbeam D. Health literacy as a public health goal: a challenge for contemporary health education and communication strategies into the 21st century. *Health Promotion International* 2000; 15: 259-267.
- 5) Sørensen K, Van den Broucke S, Fullam J, et al. Health literacy and public health: a systematic review and integration of definitions and models. *BMC Public Health* 2012; 12: 1-13.
- 6) Ishikawa H, Nomura K, Sato M, et al. Developing a measure of communicative and critical health literacy: a pilot study of Japanese office workers. *Health Promotion International* 2008; 23: 269-274.
- 7) Suka M, Odajima T, Kasai M, et al. The 14-item health literacy scale for Japanese adults (HLS-14). *Environmental Health and Preventive Medicine* 2013; 18: 407-415.
- 8) Sørensen K, Van den Broucke S, Pelikan J, et al. Measuring health literacy in populations: illuminating the design and development process of the European Health Literacy Survey Questionnaire (HLS-EU-Q). *BMC Public Health* 2013; 13: 1-10.
- 9) HLS-EU Consortium. Comparative report of health literacy in eight EU member states. The European Health Literacy Survey HLS-EU (Second revised and extended version). 2012. https://cdn1.sph.harvard.edu/wp-content/uploads/sites/135/2015/09/neu_rev_hls-eu_report_2015_05_13_lit.pdf (2022年8月22日アクセス可能).
- 10) Duong TV, Aringazina A, Baisunova G, et al. Measuring health literacy in Asia: Validation of the HLS-EU-Q47 survey tool in six Asian countries. *Journal of Epidemiology* 2017; 27: 80-86.
- 11) Nakayama K, Osaka W, Togari T, et al. Comprehensive health literacy in Japan is lower than in Europe: a validated Japanese-language assessment of health literacy. *BMC Public Health* 2015; 15: 1-12.
- 12) Finbråten HS, Wilde-Larsson B, Nordström G, et al. Establishing the HLS-Q12 short version of the European Health Literacy Survey Questionnaire: latent trait analyses applying Rasch modelling and confirmatory factor analysis. *BMC Health Services Research* 2018; 18: 1-17.
- 13) Maie A, Kanekuni S, Yonekura Y, et al. Evaluating short versions of the European Health Literacy Survey Questionnaire (HLS-EU-Q47) for health checkups. *Health Evaluation and Promotion* 2021; 48: 351-358.
- 14) Sørensen K, Pelikan JM, Röthlin F, et al. Health literacy in Europe: comparative results of the European health literacy survey (HLS-EU). *European Journal of Public Health* 2015; 25: 1053-1058.
- 15) Goto E, Ishikawa H, Nakayama K, et al. Comprehensive health literacy and health-related behaviors within a general Japanese population: differences by health domains. *Asia Pacific Journal of Public Health* 2018; 30: 717-726.
- 16) 上村一貴, 山田 実, 紙谷 司, 他. 高齢者のヘルスリテラシーが2年後のフレイルの有無に及ぼす影響—前向きコホート研究—. *日本老年医学会雑誌* 2021; 58: 101-110.
- 17) 島田広美, 川上和美, 岡本美代子, 他. 都市在住高齢者のヘルスリテラシーの実態. *医療看護研究* 2021; 18: 63-74.
- 18) Bentler PM, Bonett DG. Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin* 1980; 88: 588-606.
- 19) Schermelleh-Engel K, Moosbrugger H, Müller H. Evaluating the fit of structural equation models: tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online* 2003; 8: 23-74.
- 20) Rasch Measurement Transactions. Reasonable mean-square fit values. 1994. <https://www.rasch.org/rmt/rmt83b.htm> (2022年6月15日アクセス可能).
- 21) MacCallum RC, Browne MW, Sugawara HM. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods* 1996; 1: 130-149.
- 22) Kenny DA, Kaniskan B, McCoach DB. The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociological Methods & Research* 2014; 44: 486-507.

Evaluation of the Japanese version of HLS-Q12 in older adults

Yuki KODAMA*, Kuniko HAGA*, Reiko TOKITA*, Hitoshi OYAMA*, Rumi KISHIDA* and Masako KANEKO*

Key words : older adults, health literacy, HLS-Q12

Objectives The purpose of this study was to evaluate the internal consistency and factorial validity of the Japanese version of HLS-Q12 health literacy rating scale when used with older adults.

Methods A questionnaire-based mail survey was conducted among older adults living in a community. The data collection period was from January to February 2022. The Japanese version of HLS-Q12 was used to obtain data on health literacy of older adults, and the internal consistency and factorial validity of the scale were evaluated using Cronbach's alpha coefficient and confirmatory factor analysis, respectively. In addition, a Rasch model was used to conduct a detailed analysis on each questionnaire item.

Results Questionnaires were distributed among 3,572 people, out of which, 1,082 responses were received from older adults (over 65 years of age). Cronbach's alpha coefficient was 0.8 or higher, indicating no internal consistency issues. According to the confirmatory factor analysis, CFI was equal to 0.933, AGFI, 0.876, and RMSEA, 0.092; thus, all indicators met certain evaluation levels. However, deviation from one of the multiple fit criteria was confirmed for the value of RMSEA, indicating that the error between the estimated value calculated by the scale and the true value was relatively large. Analysis of each question item using the Rasch model showed that all the questions met the criteria of Infit MSQ and were suitable in their question structure.

Conclusion Following the evaluation of the HLS-Q12 scale in older adults, the scale was found to be reliable and valid at a certain level. However, the value of RMSEA indicated that it was relatively large in terms of the error between the estimated value calculated by the scale and the true value.

* Faculty of Nursing, Tokyo University of Information Sciences