

要援護高齢者の主介護者における精神的健康

ヒガシノ 東野 サダノリ 定律*1 ツツイ 筒井 スミエ 澄栄*3 ヤジマ 矢嶋 ユウキ 裕樹*5
キリノ 桐野 マサフミ 匡史*6 ツツイ 筒井 タカコ 孝子*2 ナカジマ 中嶋 カズオ 和夫*4

目的 在宅で要援護高齢者を介護している主介護者の精神的健康をGHQ-12で測定し、GHQ-12の構成概念妥当性を因子モデルおよび基本属性との関連性で明らかにすることを目的とした。

方法 調査対象はS県A市に在住し、平成14年4月1日現在、要介護認定を受けた第1号被保険者5,189人の要援護高齢者のうち、協力が得られたその主介護者1,143人であった。調査員は介護支援専門員とした。調査内容は、要援護高齢者の性、年齢、主介護者の性、年齢、介護期間、続柄、精神的健康で構成した。精神的健康はGHQ-12で測定した。統計解析では、GHQ-12の因子モデルは1因子モデルとして設定し、さらにその精神的健康に対する主介護者の性、年齢、介護期間がGHQ-12の調査項目に与える影響をMultiple Indicators Multiple Causes(MIMICモデリング)で検討した。

結果 想定した英国版GHQ-12の1因子モデルのデータへの適合度は、統計学的な許容水準をほぼ満たしていた。また、その信頼性は、KR-20係数で0.85であった。さらに、MIMICモデリングで検討した主介護者の性、年齢、介護期間と精神的健康との関連性については、主介護者の精神的健康には性別が関連し、女性が男性に比べて精神的健康度が劣悪な状態であった。

結論 英国版GHQ-12は下位概念(因子)を想定せず、そのまま観測変数の合計点をもって、精神的健康度の程度とみなせることを支持する結果と解釈できた。また、女性が男性に比べて精神的健康度が劣悪な状態にあるという結果は性的役割社会化仮説を支持する知見と推察された。

キーワード 高齢者、家族介護者、負担感、精神的健康

I 緒言

要援護高齢者の在宅介護は、家族構成員の健康に大きな影響を与える。Fenglerら¹⁾は、介護によって健康を損なった家族員は「隠れた患者 hidden patient」と総称できるほど深刻なインパクトを受けていると指摘している。例えば、要援護高齢者を介護する家族の精神的健康に着目するなら、抑うつdepressionが一般サンプルと比較して2倍強観察されたとする報告²⁾からもそれは納得できる。その後の研究でも、CES-D³⁾⁴⁾や

GHQ⁵⁾⁶⁾を使用した同様の報告が多数なされている。しかし、CES-Dの因子モデルには、4因子モデル⁷⁾⁸⁾に加え、2因子モデル⁹⁾、3因子モデル¹⁰⁾あるいは5因子モデル¹¹⁾を仮定する研究者もあり、さらに4因子モデルとしながらも、解析結果の因子負荷量から判断して観測変数を20項目とすることの不適切さ¹²⁾¹³⁾を指摘する報告もある。また、1972年に英国で開発された「GHQ」¹⁴⁾は、当初60項目版であったが、その後、短縮版として30項目版(GHQ-30)、28項目版(GHQ-28)等が考案されている。それら尺度のうち、

*1 国立保健医療科学院福祉サービス部研究員 *2 同室長 *3 岡山県立大学保健福祉学部講師 *4 同教授
*5 岡山大学大学院医歯学総合研究科博士後期課程 *6 岡山県立大学大学院保健福祉学研究科博士後期課程

GHQ-30とGHQ-28はすでにその因子モデルの構成概念妥当性が確証的因子分析によって検討されているものの¹⁵⁾、20項目版(「GHQ-20」)と12項目版(GHQ-12)に関しては、探索的因子分析による内容的妥当性の検討¹⁶⁾¹⁷⁾にとどまり、構成概念妥当性に関するアセスメントはいまだ不十分である。このような測定尺度に依拠した調査研究は、その外的妥当性に問題が残り、誤った認識をもたらすことは否定できない。

本研究は、在宅で要援護高齢者を介護している主介護者の精神的健康をGHQ-12で測定し、GHQ-12の構成概念妥当性を因子モデルおよび基本属性との関連性で明らかにすることを目的とした。

II 方 法

本研究では、S県A市に在住し、平成14年4月1日現在、要介護認定を受けた第1号被保険者5,189人の要援護高齢者のうち、協力が得られたその主介護者1,143人を調査対象とした。調査員は介護支援専門員とし、彼らに対して調査の目的、内容などは個別に著者らが説明を行った。その上で、調査員が介護者に個別に調査票を配布し、秘密厳守のため封印の後、調査票を回収した。

調査内容は、要援護高齢者の性、年齢、主介護者の性、年齢、介護期間、続柄、精神的健康で構成した。精神的健康は、英国版精神健康調

査票GHQ-12(英国版GHQ-12)¹⁸⁾で測定した。回答はリカート4件法で求め、得点化はGHQ採点法(4選択肢の左から0-0-1-1点、12点満点)に従った。

統計解析には、要援護高齢者の性、年齢、主介護者の性、年齢、介護期間、英国版GHQ-12の回答に欠損値を有さない1,127人のデータを用いた。解析では、英国版GHQ-12の因子モデルは1因子モデルとして設定し(図1)、さらにそれに対する主介護者の性、年齢、介護継続期間が英国版GHQ-12の調査項目に与える影響(特異項目機能 Differential Item Functioning : DIF)を、Multiple Indicators Multiple Causes (MIMICモデリング)で検討した(図2)。このとき、性については男性を「1」、女性を「0」とカテゴリ化し、年齢と介護期間は素点を用いた。相関係数の算出には多分相関係数を用い、パラメータの推移には、得点が2値型変数を含むことを考慮し、Weighted Least-Squares with Mean and Variance adjustment (WLSMV)¹⁹⁾を採用した。前記の因果関係モデルの適合度は、比較適合度指数(Comparative Fit Index:CFI)とTucker-Lewis Index (TLI)²⁰⁾、平均二乗誤差平方根(Root Mean Square Error of Approximation:RMSEA)で評価した²¹⁾。なお、英国版GHQ-12の信頼性は、Kuder-Richardsonの公式20(KR-20係数)で検討した。これらの分析は統計ソフトMplus Version 2.01²²⁾を用いて行った。

表1 主介護者の属性分布(n=1,127)

性 別	
男性	254 人 (22.5%)
女性	873 (77.5)
平均年齢	60.2歳(標準偏差=11.7) (範囲26-93歳)
平均介護期間	48.1カ月(標準偏差=51.5) (範囲0-492カ月 ¹⁾)
要援護高齢者との続柄	
配偶者	343 人 (30.4%)
息子	126 (11.2)
息子の嫁	344 (30.5)
娘	281 (24.9)
娘の婿	1 (0.1)
孫(女)	1 (0.1)
孫(男)	1 (0.1)
その他	30 (2.7)

注 1) 介護期間が1カ月未満の場合「0」としている。

III 結 果

(1) 属性等の分布

回答者1,127人の性別構成は、男性が254人(22.5%)、女性が873人(77.5%)であった。年齢分布は平均が60.2歳(標準偏差11.7歳)であった。介護期間は、平均が48.1カ月(同51.5カ月)であった。要援護高齢者と主介護者の続柄は、最も多かったのが息子の嫁344人(30.5%)で、次いで配偶者343人(30.4%)、娘281人(24.9%)の順であった(表1)。英国版GHQ-12の回答は表2に示した。なお、精神的健康度を12点満点で

表2 GHQ-12の回答分布(n=1,127)

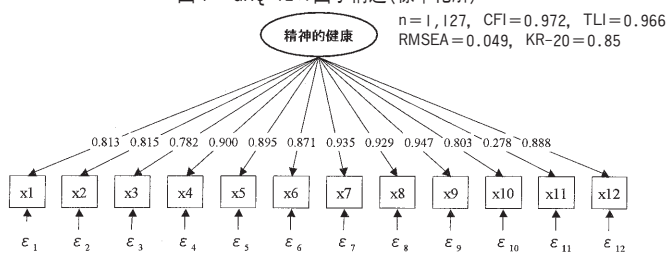
(単位 人, ()内%)

質問項目	回答1	回答2	回答3	回答4
x1 何かをする時にいつもより集中して	72(6.4)	731(64.9)	282(25.0)	42(3.7)
x2 心配事があって、よく眠れないことは、	136(12.1)	486(43.1)	357(31.7)	148(13.1)
x3 いつもより自分のしていることに生きがいを感じる事が、	109(9.7)	686(60.9)	275(24.4)	57(5.1)
x4 いつもより容易に物ごとを決めることが、	79(7.0)	820(72.8)	211(18.7)	17(1.5)
x5 いつもストレスを感じたことが、	62(5.5)	421(37.4)	471(41.8)	173(15.4)
x6 問題を解決できなくて困ったことが、	169(15.0)	607(53.9)	271(24.0)	80(7.1)
x7 いつもより問題があった時に積極的に解決しようとする事が、	125(11.1)	767(68.1)	217(19.3)	18(1.6)
x8 いつもより気が重くて、憂うつになることは、	113(10.0)	480(42.6)	408(36.2)	126(11.2)
x9 自信を失ったことは、	202(17.9)	581(51.6)	259(23.0)	85(7.5)
x10 自分は役に立たない人間だと考えたことは、	405(35.9)	558(49.5)	130(11.5)	34(3.0)
x11 一般的にみて、しあわせといつもより感じたことは、	53(4.7)	346(30.7)	647(57.4)	81(7.2)
x12 ノイローゼ気味で何もすることができないと考えたことは、	554(49.2)	407(36.1)	129(11.4)	37(3.3)

注 項目1:「回答1:できた」「回答2:いつもと変わらなかった」「回答3:いつもよりできなかった」「回答4:まったくできなかった」
 項目2, 5, 6, 9, 10, 12:「回答1:まったくなかった」「回答2:あまりなかった」「回答3:あった」「回答4:たびたびあった」
 項目3:「回答1:あった」「回答2:いつもと変わらなかった」「回答3:なかった」「回答4:まったくなかった」
 項目4, 7:「回答1:できた」「回答2:いつもと変わらなかった」「回答3:できなかった」「回答4:まったくできなかった」
 項目8:「回答1:まったくなかった」「回答2:いつもと変わらなかった」「回答3:あった」「回答4:たびたびあった」
 項目11:「回答1:たびたびあった」「回答2:あった」「回答3:なかった」「回答4:まったくなかった」

評価すると、その得点分布は平均が4.0点(標準偏差3.3点)で、cut-off pointについては3点とし、3点以上に該当するものを精神的に不健康であると判定するならば、3点以上である精神的に不健康な介護者は1,127人中638人(56.6%)であった。

図1 GHQ-12の因子構造(標準化解)



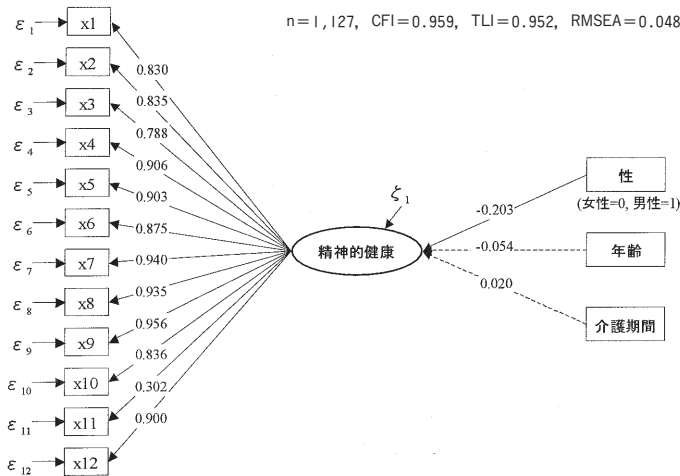
注 εは誤差変数を示す。誤差変数は、分析にかけている部分以外の要因を意味する変数のことである。

(2) モデルのデータへの適合性

英国版GHQ-12の因子モデルとして仮定した「1因子モデル」のデータへの適合度は、CFIが0.972、TLIが0.966、RMSEAが0.049であった。パス係数はいずれも統計学的に有意な水準にあった。KR-20係数は0.85であった(図1)。

MIMICモデリングで検討した主介護者の性、年齢、介護期間と精神的健康との関連性は、性のみが統計学的に有意な関係を示し、男性に比べて女性が低い精神的健康状態にあることを示していた(図2)。

図2 精神的健康と性、年齢、介護期間との関係(標準化解)



注 1) 実線の矢印は関連性があり、点線の矢印は関連性がなかったことを示す。
 2) ε, ζは誤差変数を示す。

IV 考 察

本研究では、要援護高齢者を介護する家族員のストレス反応を、原因を特定化しない一般的な抑うつ症状で評価することを試みた。その理由は、抑うつ症状が多く要因によって生じることから、それらを前提に、例えば介護負担感がどの程度の影響をもつかを明らかにすることが、今後の精神保健学的な介入のあり方の検討にとって重要と判断したからにほかならない。それは世界的にもよく使用されているGHQ-12で評価した。

従来の探索的因子分析を用いた研究によれば、英国版GHQ-12の因子モデルとして、3因子(「抑うつ/睡眠障害因子」「社会的役割障害因子」「自信喪失因子」)が想定されていた¹⁷⁾。ただし、報告されている因子負荷量に着目するならば、複数の因子に共通して高い数値を示す観測変数が多数観察できた。そのような特徴をもった観測変数を除くと、英国版GHQ-12が実際には7項目で構成されることになり、従来の研究において有効とされているcut-off point²³⁾²⁴⁾が成立しなくなる。また、最近、米国版GHQ-12のイタリア版を基準に、12項目すべてが2因子に分離する因子モデルが報告されている。しかし、抽出されていた因子はpositively and negatively worded itemsに依存した方向因子²⁵⁾を特徴とするものであって、英国版GHQ-12の下位概念として望ましくない潜在変数と判断された。最終的に、本研究では12項目で構成される1因子モデルを想定し、データへの適合度を検討した。すなわち、従来のcut-off pointを生かしつつ、英国版GHQ-12で測定される精神的健康度の統計学的な一次元性について検討することを試みた。

その結果、想定した英国版GHQ-12の1因子モデルのデータへの適合度は、統計学的な許容水準をほぼ満たしていた。また、その信頼性は、KR-20係数で0.85であった。このことは、英国版GHQ-12は下位概念(因子)を想定せず、そのまま観測変数の合計点をもって、精神的健康度の程度とみなせることを支持する結果と解釈でき

た。

次いで、本研究では、要援護高齢者を介護している人々の英国版GHQ-12で測定された得点の平均が4.0点(標準偏差3.3点)で、また「抑うつ症状」を呈しているか否かを、cut-off pointを3点で判定した。その結果、抑うつ症状を呈している3点以上に該当する者は56.6%を占めていた。一般に思春期から青年期にかけての抑うつ症状の発現頻度は成人より高く²⁶⁾²⁷⁾、年齢とともに低下し、高齢者ではまた高くなることが指摘されている²⁸⁾。また、思春期の女性で特に抑うつ症状を呈している者の頻度が高い²⁹⁾³⁰⁾ことが報告されている。しかし、本研究の結果は、その割合を大きく超えるものであった。従来の研究でも、要援護高齢者を介護する人に精神的健康が阻害されている人が多い²⁾ことが指摘されており、本研究の結果はそれに矛盾するものではない。しかし、抑うつ症状を呈している者が多数を占めることから、認知症高齢者などの要援護高齢者を介護している家族に対し、早急に精神保健学的なアプローチが必要なことが示唆された。介護者が自身の健康を損なうことなく健康であることは、介護の質を向上させるだけではなく、介護放棄や虐待、自殺を予防するという点においても非常に重要な意味をもつものと考えられる。その意味で、彼らに対する早急な社会的介入が望まれよう。

なお、本研究では主介護者の性、年齢、介護期間と精神的健康度の関連性を検討した。結果は、性別が関連し、女性が男性に比べて精神的健康度が劣悪な状態にあることを示していた。従来の研究によれば、認知症高齢者の介護に関連した抑うつなどのストレス反応にはいくつかの要因³¹⁾が複雑に関係していることが指摘されている。人口学的な要因の中では、性別が着目されてきた。それは、女性の介護者は男性に比べて意欲が低下し、緊張や不安、うつ状態が高い³²⁾³³⁾ことが指摘されている。その理由の1つとして、「性的役割社会化仮説」³⁴⁾があり、また近年、多くの女性が職場に出るようになったという人口統計学的な傾向の変化の反映などが想定されている。後者では、特に中年の女性は、自分の家

庭、介護者としての抱負と責任、親の介護といった競合する要求に伴う役割葛藤がストレス反応に関連していると推察されている。今後は、このようなことを踏まえた積極的な社会的介入が望まれよう。

文 献

- 1) Fengler AP, Goodrich N. Wives of elderly disabled men : the hidden patients. *Gerontologist* 1979 ; 19(2) : 175-83.
- 2) Tennstedt S, Cafferata GL, Sullivan L. Depression among caregivers of impaired elders. *J Aging Health* 1992 ; 4(1) : 58-76.
- 3) Baumgarten M, Hanley JA, Infante-Rivard C, et al. Health of family members caring for elderly persons with dementia. A longitudinal study. *Ann Intern Med* 1994 ; 120(2) : 126-32.
- 4) Meshefedjian G, McCusker J, Bellavance F, et al. Factors associated with symptoms of depression among informal caregivers of demented elders in the community. *Gerontologist* 1998 ; 38(2) : 247-53.
- 5) Draper BM, Poulos CJ, Cole AM, et al. A comparison of caregivers for elderly stroke and dementia victims. *J Am Geriatr Soc* 1992 ; 40(9) : 896-901.
- 6) Collins C, Jones R. Emotional distress and morbidity in dementia carers : a matched comparison of husbands and wives. *Int J Geriatr Psychiatry* 1997 ; 12(12) : 1168-73.
- 7) Radoff LS. The CES - D scale : a self - report depression scale for research in the general population. *Appl Psychol Measurement* 1977 ; 1 : 385-401.
- 8) Golding JM, Aneshensel CS. Factor structure of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale among Mexican American and Non - Hispanic whites. *Psychological Assessment : A Journal of Consulting Clinical Psychology* 1989 ; 1(3) : 163-8.
- 9) Edman JL, Danko GP, Andrade N, et al. Factor structure of the CES - D (Center for Epidemiologic Studies Depression Scale) among Filipino - American adolescents. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 1999 ; 34(4) : 211-5.
- 10) Guarnaccia PJ, Angel R, Worobey IL. The factor structure of the CES - D in Hispanic health and nutrition examination survey The influences of ethnics, gender and language. *Social Science and Medicine* 1989 ; 29 : 85-94.
- 11) Liang J, Van Tran T, Krause N, et al. Generation differences in the structure of the CES - D scale in Mexican American. *Journal of Gerontology* 1989 ; 44(3) : 110-20.
- 12) Roberts RE. Reliabilities of the CES - D scale in different ethnics contexts. *Psychiatry Research* 1980 ; 2 : 125-34.
- 13) Clark VA, Aneshensel CS, Freichs RR, et al. Analysis of effects of sex and age in response to items on the CES - D scale. *Psychiatry Research* 1981 ; 5 : 171-81.
- 14) Werneke U, Goldberg DP, Yalcin I, et al. The stability of the factor structure of the General Health Questionnaire. *Psychol Med* 2000 ; 30(4) : 823-9.
- 15) Shek DTL. Factor structure of the Chinese version of the General Health Questionnaire (GHQ -13) A confirmatory factor analysis. *Journal of Clinical Psychology* 1993 ; 49(5) : 678-84.
- 16) Worsley A, Cribbin CC. A factor analytic study of the twelve item general health questionnaire. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry* 1977 ; 269-72.
- 17) Polita PL, Piccinelli M, Wilkinson G. Reliability, validity and factor structure of the 12-item General Health Questionnaire among young males in Italy. *Acta Psychiatrica Scandinavica* 1994 ; 90 : 432-7.
- 18) Mcdowell IAN, Newell C. *Measuring health : A guide to rating scales and questionnaires*. New York : Oxford University Press, 1987.
- 19) Muthen LK, Muthen BO. *Mplus User's Guide*. Los Angeles : 1998.
- 20) Hu L, Bentler P M. *Cutoff Criteria for Fit Index in Covariance Structure Analysis : Conventional Criteria Versus New Alternatives*, *Structural equation modeling* 1999 ; 6(1) : 1-55.
- 21) 東野定律, 桐野匡史, 種子田綾, 他. 要介護高齢者の家族員における介護負担感の測定. *厚生指標* 2004 ; 51(4) : 18-23.
- 22) Linda KM, Bengt OM. *Mplus User's Guide ; Los Angeles : 1998*.
- 23) 福西勇夫. 日本版General Health Questionnaire (GHQ) のcut-off point. *心理臨床* 1990 ; 3(3) : 228-34.
- 24) 本田純久, 柴田義貞, 中根允文. GHQ-12項目質問紙を用いた精神医学的障害のスクリーニング. *厚生指標* 2001 ; 48(10) : 5-10.
- 25) Marsh HW. Positive and negative global self-esteem : a substantively meaningful distinction or artifactors? *J Pers Soc Psychol* 1996 ; 70(4) : 810-9.
- 26) Kandel DB, Davies M. Epidemiology of depressive mood in adolescents. *Archives of General Psychiatry* 1982 ; 39 : 1205-11.
- 27) Kaplan SL, Hong GK, Weinhold C. Epidemiology of depressive symptomatology in adolescents. *Journal of the American Academy of Child Psychiatry* 1984 ; 23 : 91-8.
- 28) Zung WWK. Depression in the normal aged. *Psychosomatics* 1967 ; 8 : 287-92.
- 29) 高倉実, 平良一彦, 新屋信雄, 他. 高校生の抑うつ症状の実態と人口統計学的変数との関係. *日本公衆衛生雑誌* 1996 ; 43(8) : 615-23.
- 30) Schoenbach VJ, Kaplan BH, Grimson RC, et al. Use of a symptom scale to study the prevalence of a depressive syndrome in young adolescents. *American Journal of Epidemiology* 1982 ; 116 : 791-800.
- 31) Morris RG, Morris LW, Britton PG. Factors affecting the emotional wellbeing of the caregivers of dementia sufferers. *Br J Psychiatry* 1988 ; 153 : 147-56.
- 32) Fitting M, Rabins P, Lucas MJ, et al. Caregivers for Dementia Patients : A Comparison of Husbands and Wives. *Gerontologist* 1986 ; 26 : 248-52.
- 33) Gallagher D, Rose J, Rivera P, et al. Prevalence of depression in family caregivers. *Gerontologist* 1989 ; 29(4) : 449-56.
- 34) Miller B, Cafasso L. Gender differences in caregiving : fact or artifact? *Gerontologist* 1992 ; 32(4) : 498-507.