

GDS短縮版の因子不変性に関する検討

香川幸次郎 ・ 中嶋和夫

要旨 本研究はGDS短縮版の因子不変性の検討を目的に行った。調査対象（65歳以上の高齢者）は、北海道中央部の保健福祉圏において、層化多段無作為抽出法で抽出した。調査は調査員による留置法によって行った。在宅高齢者のうち、自記入で、性別ならびに年齢が明らかで、GDS短縮版への回答に欠損値がない1,010名（男性604名、女性406名：平均年齢71.7歳、標準偏差4.75）の資料を解析に用いた。因子不変性の検討は共分散構造分析により、配置不変の水準において行った。その結果、GDS短縮版の因子構造モデルとして、1因子モデルが性別及び年齢別の各標本において適合したが、3因子（うつ気分、ポジティブ感情の低下、エネルギー低下）モデル及び前記3因子を一次因子とする二次因子モデルはデータに適合しなかった。このことから、GDS短縮版の総合得点は1因子モデルにおける観測変数の総合得点と見なすべきことが示唆された。

キーワード：GDS短縮版 因子不変性

1. はじめに

従来の研究によれば、高齢期における「抑うつ症状」の有病率は決して低くない¹⁻³⁾。ただし、高齢者の抑うつ症状の測定は、従前はうつ症状として食欲不振、睡眠障害、気力の減退など他の疾患に合併する身体症状を含み、それが結果的には老年期に起こりやすい身体疾患に起因するものと十分鑑別できないといった問題が指摘されていた。そのためBrinkら⁴⁾は前記のまぎらわしい症状を取り除き、「30項目版老人用うつ尺度（Geriatric Depression Scale: GDS）」を考案し、さらに最近ではその短縮版（以下、「GDS短縮版」と略す）が開発されるに至っている⁵⁻⁶⁾。なお、30項目版GDSに関しては、開発当初からそれが抑うつ傾向を一元的に測定しているのか、それとも多次元的に測定しているのかといった構成概念上の問題が議論され、今日においてもその結論は得られていない。同様に、GDS短縮版も、欧米諸国においては結論が得られておらず、またわが国で使用されているGDS短縮版⁷⁾にあっても、それは一元的でもあり、また多次元的な構造を有しているとされている。この問題は、単なる概念的な問題にとどまらず、尺度の数量化するわち下

位項目の加算性の問題と密接に関連していること、またGDS尺度が精神的健康度を測定する代表的な尺度⁸⁾としてよく利用されていることを勘案するならば、早急に解明されなければならない課題と言える。

本研究は、日本版の抑うつ測定尺度である「GDS短縮版」を取り上げ、その因子不変性 factorial invarianceの問題を、在宅高齢者の資料を基礎に、同時因子分析 simultaneous factor analysis⁹⁾を用いて検討することを目的とした。

II. 方法

調査地域として北海道中央部の保健福祉圏を選定し、調査対象として在宅高齢者（65～84歳）を層化多段無作為抽出法により2,110名抽出した。層化には、農林統計を用いた地域特性（都市近郊、平地農村、農山村、山村）¹⁰⁾と高齢者人口規模を考慮した。第1次抽出単位は市町村とし、前記保健福祉圏の中から、「都市近郊地域」であるH市、「平地農村地域」であるS村、「農山村地域」であるS町及び「山村地域」のI町を抽出した。さらに、第2次抽出単位を前記地域における調査区とし、第3次抽出単位を個人とした。なお、第1次抽出単位における

市町村別対象割当は、等確率抽出法(20.0%)にて行った。また、調査対象個人の抽出には、住民基本台帳を用いた。調査は調査員による留置法とし、調査票は本人の自記入を原則とした。

調査内容は人口学的要因(年齢、性別)、社会構造的要因(教育歴、家族形態)ならびに抑うつ傾向とした。社会構造的要因のうち、教育歴は、旧制中学校卒業相当以上か否かを尋ねた。また家族形態は「高齢者単身世帯」「高齢者夫婦世帯」「その他」のいずれかを選択させた。ただし、社会的構造要因は今回の因子不変性の検討には使用しなかった。

統計解析においては、回収された1,486名(回収率70.4%)の回答のうち、本人が自記入で回答し、かつ性、年齢、GDS短縮版の回答に欠損値を有さない1,010名を集計対象とした。因子不変性の検証には、従来の研究業績⁷⁾に従い、1因子モデルと多因子モデル(3因子:うつ気分、ポジティブ感情の低下、エネルギー低下)、ならびに前記3因子を一次因子とする二次因子モデルをとりあげ、それらを性別、年齢階層別標本において同時因子分析を試み、因子不変性の問題を配置不変 configural invariance¹¹⁾のレベルで検討し、標準解を求めた⁹⁾。因子モデルの適合度は、いずれも共分散構造分析(統計ソフト「AMOS(エイモス)」使用)で解析した。適合度の判定には、適合度指標(「GFI」 Goodness of Fit Index)、修正適合度指標(「AGFI」 Adjusted GFI)、ならびに「RMSEA」 Root Mean Square Error of Approximation の計3つを用いた。GFIは一般的に0.9以上¹²⁾、またRMSEAは0.08以下⁹⁾であれば、そのモデルがデータをよく説明していると判断される。さらにモデルの相対的な説明力と安定性の良さは「AIC」 Akaike's Information Criterionを指標とした。AICは、数値が小さなほど最適なモデルであることを意味する¹²⁾。

以上の解析に加え、さらに各因子モデルの潜在因子得点が、群間で差が認められるか否かについて検討した。因子得点の群間の差の検定はカイ二乗値で判定した。

III. 結果

1. 対象の属性分布

集計対象1,010名の性別は、男性604名(59.8%)、女性406名(40.2%)であった。年齢は全体で平均

71.7歳、標準偏差4.75であった。男性の平均年齢は71.7歳(標準偏差4.81)、女性は平均年齢71.6歳(標準偏差4.66)であった。これを年齢階層で見ると、「前期高齢者」(65~75歳未満)が731名(72.4%)、「後期高齢者」(75~84歳)が279名(27.6%)となった。性別にみた年齢ならびに年齢階層の分布にも統計学的な有意差はなかった。教育歴の分布は、「小学校卒業群」628名(62.2%)、「中学校卒業群」382名(37.8%)であった。性別にみた教育歴の分布は、「小学校卒業群」が男性358名、女性270名、「中学校卒業群」が男性246名、女性136名で、統計学的に有意差が認められ、男性に教育歴が高い者が多い傾向にあった。家族構成の分布は、「単身」が157名(15.5%)、「夫婦のみ」が460名(45.5%)、「その他」が393名(38.9%)であった。家族構成には性差が統計学的に認められ、「単身」は男性35名、女性122名、「夫婦のみ」は男性352名、女性108名、「その他」は男性217名、女性176名となっていた。

2. 1因子モデルの適合度と因子得点の差の検討

GDSの測定内容15項目における回答傾向は表1に示した。15項目のクロンバックの α 係数は0.704(標準 α 係数0.731)であった。これは項目数を考慮すると特に高い数値ではないが、統計資料としては十分な大きさであると判断した。

性別にグループ化したときの1因子モデル(図1)の適合度は、GFIが0.907、AGFIが0.885、RMSEAが0.052、AICは808.7であった。このことは、1因子モデルが男女に共通して成立することを示している。また、同モデルにおいては、潜在的な因子得点に統計学的に有意な性差はなかった(χ^2 値=2.984、df=1、p=0.084)。

次いで、年齢階層別にグループ化し、1因子モデル(図2)の適合度を検討したが、そのときのGFIは0.907、AGFIは0.885、RMSEAは0.051、AICは802.8であった。このことは年齢階層によって因子構造が異なるものではなく、1因子モデルが成立することを示している。なお、同モデルにおける潜在的な因子得点には、統計学的に有意な年齢差が示唆され(χ^2 値=4.100、df=1、p=0.043)、後期高齢者は前期高齢者に比して、抑うつ傾向が重篤化する可能性が示唆された。その差は、因子の標準偏差で基準化すると、0.16倍高いものであった。

表1 GDS短縮版に対する回答（「はい」）分布（%）

質問項目	全体	男性	女性	性差
1. 自分の生活に満足していますか（逆転項目）	87.8	87.4	88.4	
2. これまでやってきたことや、興味があったことの多くを最近やめましたか	27.7	24.7	32.3	**
3. 自分の人生はむなしなものと感じますか	13.7	12.3	15.8	
4. 退屈と感ずることがよくありますか	21.5	23.3	18.7	*
5. 普段は気分がよいほうですか（逆転項目）	89.9	91.4	87.7	
6. 自分になにか悪いことが起こるかもしれない、という不安がありますか	23.0	20.5	26.6	*
7. あなたはいつも幸せと感ずていますか（逆転項目）	81.9	80.5	84.0	
8. 自分は無力と感ずることがありますか	39.2	36.9	42.6	*
9. 外にでて新しい物事をするより、家の中にいるほうが好きですか	40.9	35.5	49.3	**
10. ほかの人に比べ、記憶力が落ちたと感ずますか	58.2	57.9	58.6	
11. いま生きていることは、素晴らしいことと思えますか（逆転項目）	90.0	91.2	88.2	
12. 自分の現在の状態は、まったく価値のないものと感じますか	9.2	8.6	10.1	
13. 自分は、活力に満ちあふれていると感じますか（逆転項目）	35.2	39.6	28.8	**
14. いまの自分の状況は、希望のないものと感じますか	15.0	14.9	15.3	
15. ほかの人はあなたより、恵まれた生活をしていると思えますか（逆転項目）	32.8	33.3	32.5	

合算得点の算法には（逆転項目）は「はい」が0点となる。 * P<0.05 ** P<0.01

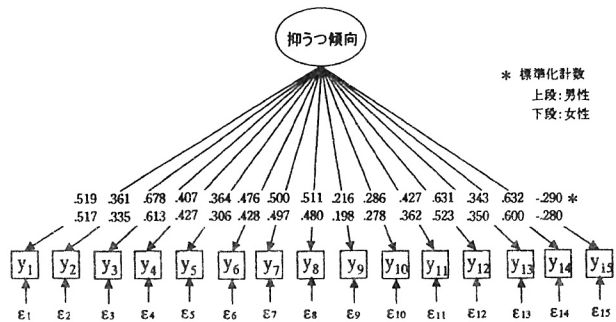


図1 1因子モデルにおける因子不変性の検討(性別)

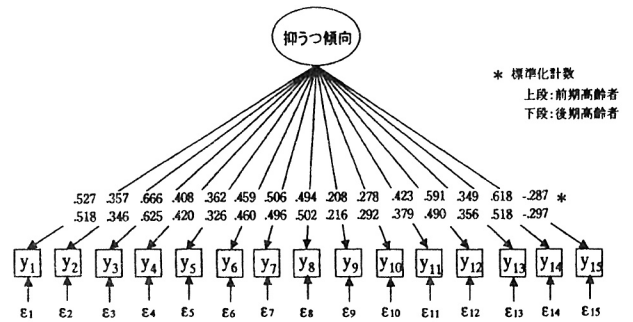


図2 1因子モデルにおける因子不変性の検討(年齢別)

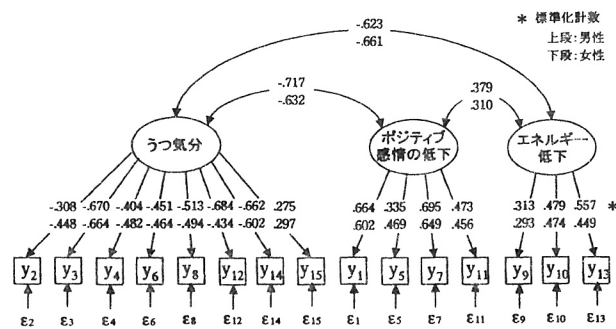


図3 3因子モデルにおける因子不変性の検討(性別)

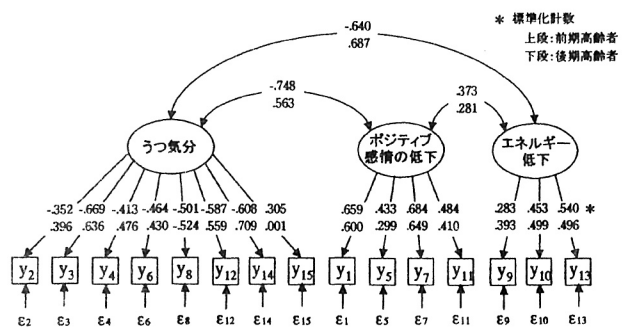


図4 3因子モデルにおける因子不変性の検討(年齢別)

3. 3因子モデルの適合度と因子得点の差の検討
性別にグループ化したときの3因子モデル(図3)の適合度は、GFIが0.932、AGFIが0.912、RMSEAが0.043、AICは634.8であった。しかし、潜在変数からのパス係数に負の値を示すものがあり、また潜

在変数間の相関係数も負の値を示すなど、本モデルにおいては不適切な解が認められた。

一方、年齢階層別にグループ化したときの3因子モデル(図4)の適合度は、GFIが0.934、AGFIが0.910、RMSEAが0.044、AICは651.8であった。

しかし、性別に見たのと同様に、潜在変数からのパス係数に負の値が観察され、また後期高齢者群における「うつ気分」から全観測変数へのパス係数において、棄却比1.96の条件を満たすものはほとんど観察されなかった。

4. 二次因子モデルの適合度と因子得点の差の検討
うつ気分、ポジティブ感情の低下、エネルギー低下を一次因子とし、抑うつ傾向を二次因子とする二次因子構造モデルの検定の結果、パス係数に不適切な解が見られ、モデルとして成立しないことが示された。これは誤差の共分散を可能な限り認めた場合にも同じ結果となった。従って、因子得点の差の検定は行わなかった。

IV. 考察

本研究においては、日本版のGDS短縮版を取り上げ、その因子不変性の問題について、在宅高齢者の性別ならびに年齢階層別標本において、同時因子分析を用いて検討した。

その結果、GDS短縮版の因子構造としては、1因子モデルが、性別及び年齢別の各標本においてそれぞれ配置不変の水準において十分に成立することが確認された。しかし、3因子モデルや二次因子モデルはデータに適合しなかった。なお、1因子モデルの潜在的な因子得点においては、年齢階層において違いが示唆され、後期高齢者が前期高齢者に比して抑うつ傾向が重篤化する傾向は否定できないことを示していた。

従来の欧米諸国の研究によれば、すでにGDS短縮版の信頼性や妥当性¹³⁻¹⁶⁾が検討されてきた。その成果を因子構造モデルという側面から捉え直すと、Parmeleeら¹⁷⁾が最初にこの問題を検討し、その主張を支持したのがSalameroとMarcos¹⁸⁾となっている。彼らの研究によれば、GDSは一元性を備えた尺度であるとされ、とりわけSalameroとMarcosは主成分分析を行って、うつ気分を示す第一主成分が唯一の次元として認められることを強く主張している。これに対し、GDSが多次元の構造を備えていることを最初に強調したのはSheikhら¹⁹⁾となっている。さらにその知見は、これまでに使用されていた30項目から成るGDSではなく、GDS短縮版を用いたMitchellら²⁰⁾によって支持されている。Mit-

chellらによると、GDS短縮版における因子構造モデルは3因子で構成されていると報告されている。なお、GDS短縮版を用いた研究においても、従来から指摘されていた一元性を強調する者がいないわけではない。たとえば、Cialdella²¹⁾は、Raschモデルを用いて一元性を検討した結果をふまえて、結論としてGDS短縮版がその特性を十分備えていることを報告している。

以上、諸外国のGDSに関連した研究の経過であるが、わが国においては矢富⁷⁾が、日本版のGDS短縮版を取り上げ、それが単一次元の因子構造と多次元の因子構造を同時に持ち合わせていることを報告している。ただし、それは下位の標本群を設定せず、ひとつの標本に対して探索的因子分析と検証的因子分析を同時に導入したものである。それに対し本研究の結果は、グループ化された複数の標本に対して同時因子分析を導入したものであり、GDS短縮版が単一因子構造をもっているという知見は、かなりの根拠をもって支持されたものと推察される。しかし、潜在因子として3つの下位概念（うつ気分、ポジティブ感情の低下、エネルギー低下）を含んだ尺度としては位置づけることが困難であり、GDS短縮版の総合得点は、あくまでも1因子モデルの総合得点と見なすべきことが推察された。ただし、この点については、今後とも慎重な議論が必要であると考える。

さて、本研究においては、前記の構成概念妥当性の検討に加え、潜在的な因子の得点と性差と年齢差についても検討を加えた。その結果、1因子モデルにおける因子得点には性差は想定できず、年齢差が存在することが示唆された。従来の研究によれば、抑うつ症状もしくは抑うつ傾向に性差を認める報告は多く、しかも男性に比して女性において抑うつ症状や抑うつ傾向が発現しやすい^{1-2, 22-25)}と報告されている。他方、抑うつ症状の発現に性差を認めない⁸⁾とする報告もないわけではない。このような知見の違いが生ずる背景として、ひとつに用いた尺度が異なっていることが、またふたつには、測定概念そのものの因子不変性が十分確認され、そのちに性差と抑うつ症状あるいは抑うつ傾向との関連性が検討されているわけではない、といったことが想定されよう。測定尺度における因子不変性が確認されていない場合、異なる変数（測定内容）の差の

検討を行っていることも十分想定できることである。従って、本研究において取りあげた抑うつ傾向に関する性差は、あくまでも1因子モデルを基礎とする潜在変数における差を問題としたと理解すべきであり、これは最も最近のGDS短縮版を用いた知見に一致していた。ただしこの点についても、測定尺度の吟味等を重ねる中で、慎重に議論されなければならないものと思料される。

次に、年齢と抑うつ症状ならびに抑うつ傾向との関連性についてであるが、この点については性差の問題に比して、必ずしもこれまで一致した傾向は得られていない^{1-2, 22-28}。ただし、GDS短縮版を用いた最近の知見によると、抑うつ傾向の発現には年齢差が認められないと報告されている。しかし、そこで対象とされた者の年齢幅が比較的狭かったことが、むしろ否定的な関連性につながったのではないかということが考察されている。その点、本研究では、調査対象を65歳から84歳と従来の研究に比して広く年齢幅を設定し、年齢階層別の因子不変性を検討した。これは本研究における結果の信頼度を裏付けるものと推察される⁸。本研究の結果に従うなら、高齢期においては、加齢とともに全般的に抑うつ傾向が重篤化していくことが想定されよう。しかし、こうした知見は前述の通りこれまで得られておらず、今後とも慎重な議論が必要となろう。そのためには、縦断的な資料を基礎に、その傾向を確認していくことがひとつの方略として提案できよう。

以上、健康的で活力に満ちた長寿社会をいかに実現するかが国民的な課題とされ、積極的に高齢者のQOL維持増進に向けた方策を検討する必要性が指摘²⁹されている今日、本研究においてGDS短縮版の構成概念の妥当性が確認できたことは大きな成果である。しかし残された問題は少なくないことから、高齢者の抑うつ症状もしくは抑うつ傾向に関しては今後とも継続的な研究が望まれよう。

文献

- 1) 新野直明 (1988). 老人における抑うつ症状の有症率. 日本老年医学会誌, 25: 403-407.
- 2) 更井啓介 (1990). 老年期デプレッションの疫学. 老年精神医学雑誌, 1, 1066-1073.
- 3) 一ノ渡尚道 (1992). うつ病. 老年精神医学雑誌, 3: 614-620.
- 4) Brink, T.L., Yesavage, J.A., Lum, O., Heersema, P.A., Adey, M., et al.(1982). Screening tests for geriatric depression. *Clinical Gerontologist*, 1: 37-44.
- 5) Brink, T.L., Yesavage, J., Rose, T.L., et al.(1983). Development and validation of a geriatric depression screening scale: a preliminary report. *Journal of psychiatric Research*, 17: 37-49.
- 6) Sheikh, J.I. and Yesavage, J.A.(1986). Geriatric Depression Scale(GDS): Recent evidence and development of a shorter version. In: Brink, T.L., ed. *Clinical Gerontology: A guide to assessment and intervention*. New York, The Haworth Press, 165-173.
- 7) 矢富直美 (1994). 日本老人における老人用うつスケール (GDS) 短縮版の因子構造と項目特性の検討. 老年社会科学, 16 (1) : 29-36.
- 8) 長田久雄、柴田博、芳賀博、安村誠司 (1995). 後期高齢者の抑うつ状態と関連する身体機能および生活活動能力. 日本公衛誌, 42 (10) : 897-909.
- 9) Arbuckle, J.L.(1997). *Amos user's guide version 3.6*. Chicago: SmallWaters Corporation.
- 10) 西川治 (1990). 地域区分法の応用 (2). 人文地理学入門, 181-192, 東京大学出版会.
- 11) 狩野裕 (1997). *グラフィカル多変量解析: 目で見える共分散構造分析*. 現代数学社.
- 12) 豊田秀樹 (1992). *SASによる共分散構造分析*. 東京大学出版会.
- 13) Koenig, H.G., Meador, K.G., Cohen, H.J. and Blazer, D.G.(1988). Self-rated depression in the order hospitalized patients with medical illness. *Journal of the American Geriatric Society*, 36: 699-706.

- 14) Norris, J.T., Gallagher, D., Wilson, A. and Winograd, C.H.(1987). Assessment of depression in geriatric medical outpatients; The validity of two screening measures. *Journal of the American Geriatric Society*, 35: 989-995.
- 15) Rapp, S.R., Parisi, A., Walsh, D.A. and Wallace, C.E.(1988). Detecting depression in elderly medical patients. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56: 509-513.
- 16) Yesavage, J.A., Brink, T.L., Rose, T.L., Lum, O., Huang, V.S. Adey, M. and Leirer, V.O.(1983). Development and validation of a geriatric depression scale. *Journal of Psychiatric Research*, 17: 31-49.
- 17) Parmelee, P.A., Lawton, M.P. and Katz, I.R.(1989). Psychometric properties of the Geriatric Depression Scale among the institutionalized aged. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 57: 331-338.
- 18) Salamero, M. and Marcos, T.(1992). Factor study of the Geriatric Depression Scale. *Acta Pschiarica Scandinavia*, 86: 283-286.
- 19) Sheikh, J.I., Yesavage, J.A., Brooks, III J.O., Friedman, L. and Gratzinger, P.(1991). Proposed factor structure of the Geriatric Depression Scale. *International Psychogeriatrics*, 3:23-28.
- 20) Mitchell, J., Mathews, H.F. and Yesavage, J.A.(1993). A multidimensional examination of depression among the elderly. *Research on Aging*, 15: 198-219.
- 21) Cialdella, P.H., Guillaud-Bataille, J.M., Gausset, M.F., Terra, J.L., Gerin, P., palliard, E. and Jouishhomme, J.C.(1992). Etude sur l'unidimensionalite de depression geriatrique Yesavage et Brink: Comparison entre methodes classique et modele de Rasch. *L'Encephale*, 18: 537-544.
- 22) Murrell, S.A., Himmelfarb, S. and Wright, K.(1983). Prevalence of depression and its correlates in older adults. *American Journal of Epidemiology*, 117: 173-185.
- 23) Husaini, B.A., Moore, S.T., Castor, R.S., Naser, W., Whitten-Stovall, R., Linn, J.G. and Griffin, D.(1991). Social density, stressors, and depression: gender differences among the black elderly. *Journal of Gerontology*, 46: 236-242.
- 24) Frerichs, R.R., Aneshensel, C.S., Clark, V.A.(1981). Prevalence of depression in Los Angeles county. *American Journal of Epidemiology*, 113: 691-699.
- 25) Eaton, W.W. and kessler, L.G.(1981). Rates of symptoms of depression in a national sample. *American Journal of Epidemiology*, 114: 528-538.
- 26) 井原一成 (1993). 地域高齢者の抑うつ状態とその関連要因に関する疫学的研究. *日本公衛誌*, 40: 85-93.
- 27) Berkman, L.F., Berkman, C.S., Kasl, S., Freedman, D.H., Leo, J., Ostfeld, A.M., Coronni-Huntley, J. and Brody, V.A.(1986). Depressive symptoms in relation to physical health and functioning in the elderly. *American Journal of Epidemiology*, 124: 372-388.
- 28) Dunn, V.K. and Sacco, W.P.(1989). Psychometric evaluation of the Geriatric Depression Scale and Zung Self-rating Depression Scale using an elderly community sample. *Psychology and Aging*, 4: 125-126.
- 29) 総務庁 (1995). 高齢化の状況. 高齢社会白書、1-35、大蔵省印刷局.

The Study of Factrial Invariance of GDS Short-version

KOUJIROU KAGAWA and KAZUO NAKAJIMA

*Department of Welfare System and Health Science,
Okayama Prefectural University, 111 Kuboki, Soja-shi, Okayama 719-1197, Japan*

The purpose of this study was to examine the factrial invariance of GDS short-version. The subjects were 1,010 (aged 65 to 84) selected stratified random sampling at a health-welfare area in Hokkido. The questionnaire were demographic items (age, gender, structure of family and years of education), GDS short-version. The fitness of the models, which are one-factor and second-order factor (energy loss, depressed mood and positive affect), were examined by the analysis of covariance structure at the level of configural invariance.

The results of analysis were the goodness of one-factor model but second-order model. That showed the evidence that total score of GDS short-version is summed by the one-factor model.

Key words: GDS short-version, Factrial invariance