

# 「要介護認定」における認定アセスメント項目の 妥当性に関する研究

——要援護高齢者問題行動指標の交差妥当化——

筒井 孝子\*<sup>1</sup> 中嶋 和夫\*<sup>2</sup>

## I 緒 言

要援護高齢者の家族や介護福祉士等の介護負担は、種々の要因が複雑に関連し<sup>1)~6)</sup>、いまだその因果関係は十分解明されていない。現状では、介護負担を規定する要因として、要援護高齢者の身体及び認知機能、問題行動、ソーシャルサポート等が指摘されている。

著者らはこれまで、介護負担の有無やその強さを説明する要因として、高齢者が有する「問題行動」troublesome behavior, problematic behavior, behavior disturbance<sup>7)8)</sup>に着目し、簡便にその状態を把握する「要援護高齢者問題行動指標」<sup>9)</sup>を開発した。この指標は、すでに内容的妥当性と構成概念妥当性、基準関連妥当性が検討され、2000年から実施される介護保険制度における要介護認定を行う際に用いる認定アセスメント項目の一部として用いられている。

認定アセスメントに用いられる「要援護高齢者問題行動指標」は、21項目から構成され、そ

の因子構造モデルは、「感情統制困難」「徘徊」「物の異常認知」「被害的幻覚・妄想」「無気力・健忘症状」を一次因子、そして「問題行動」を二次因子とする二次因子モデル<sup>10)</sup>として構成されている。

この因子構造モデルの妥当性をさらに詳細に吟味することは、この指標が介護負担に関連した因果モデルの検証に寄与する尺度として位置づけるために重要な課題である<sup>10)</sup>。また、十分な妥当性を備えた問題行動の測定尺度を確立することは、介護保険制度において、問題行動を有する高齢者の介護給付をどのように考えるべきかを検討する上で極めて重要である。そして、高齢者の問題行動の発現率や予後に関する正確な情報を得る上でこれらの指標は、多くの高齢者介護に携わる人々にとって有用な情報を与える事になると言えよう。

そこで本研究は、「要援護高齢者問題行動指標」の因子構造モデルを、要介護認定に関わるモデル事業の対象となった2つの異なる高齢者標本に適用し、同時因子分析 simultaneous factor analysis<sup>11)</sup>を用いて、その因子不変性の検討を行うことを目的とした。

## II 方 法

統計解析に必要な資料は、著者らが平成7年度と8年度に実施した調査から抜粋した。

付表 要援護高齢者問題行動指標

|                                                                        |         |         |         |
|------------------------------------------------------------------------|---------|---------|---------|
| 要援護高齢者の問題行動についてうかがいます。以下の行動について、「全くない」「時々ある」「よくある」のいずれかに○をつけて、お答えください。 |         |         |         |
| (1) 怒りっぽく興奮し暴力的になる                                                     | 1. 全くない | 2. 時々ある | 3. よくある |
| (2) 忠告や介助に抵抗する                                                         | 1. 全くない | 2. 時々ある | 3. よくある |
| (3) 大声を出す                                                              | 1. 全くない | 2. 時々ある | 3. よくある |
| (4) 外に出たがり、目が離せない                                                      | 1. 全くない | 2. 時々ある | 3. よくある |
| (5) 家へ帰ると言い、落ち着きなくなる                                                   | 1. 全くない | 2. 時々ある | 3. よくある |
| (6) 歩き回ってじっとしていない                                                      | 1. 全くない | 2. 時々ある | 3. よくある |
| (7) 物や衣類を壊したり、破いたりする                                                   | 1. 全くない | 2. 時々ある | 3. よくある |
| (8) 不潔行為                                                               | 1. 全くない | 2. 時々ある | 3. よくある |
| (9) 何でも口に入れ、食べようとする                                                    | 1. 全くない | 2. 時々ある | 3. よくある |
| (10) 物を盗られたなどと被害的になる                                                   | 1. 全くない | 2. 時々ある | 3. よくある |
| (11) 作り話をし周囲に言いふらす                                                     | 1. 全くない | 2. 時々ある | 3. よくある |
| (12) 物忘れがひどい                                                           | 1. 全くない | 2. 時々ある | 3. よくある |
| (13) 元気がなく、ぼんやりしている                                                    | 1. 全くない | 2. 時々ある | 3. よくある |

\* 1 厚生省国立公衆衛生院研究員（併任：国立医療・病院管理研究所） \* 2 岡山県立大学保健福祉学部教授

平成7年度調査（以下、「平成7年度データ」）は、介護力強化病院連絡協議会、全国老人保健施設協会、全国老人福祉施設協会それぞれの推薦をうけた施設51施設を対象に行ったものである。その内訳は介護力強化病院19病院、基本入所療養費IIを算定している老人保健施設17施設、特別養護老人ホーム15施設からなり、調査対象者はその利用者のうちの65歳以上の高齢者3,250人となっている。本研究では性、年齢、問題行動に欠損値を有さない3,055人のデータを使用した。

平成8年度の資料（以下、「平成8年度データ」）は、厚生省が介護保険制度の実施に際し、その準備として行った「高齢者ケアサービス体制整備支援事業」において収集したものである。このときの調査対象は、在宅福祉サービス受給者、特別養護老人ホーム入所者、老人保健施設入所者、療養型病床群入院者のうち、全国60カ所で展開された要介護認定モデル事業において書面により了解が得られた寝たきり高齢者、もしくは要介護痴呆性高齢者または虚弱な高齢者である。1モデル地域当たり在宅50人、施設50人、合計100人が調査対象として抽出され、「認

定審査会」（保健・医療・福祉の専門家5人で構成）が選定した介護認定調査員による訪問調査によって資料が収集されている。本研究では、平成8年度データとして、施設を利用している65歳以上2,804人のうち性、年齢、問題行動に欠損値を有さない2,782人のデータを使用した。

統計解析に使用した高齢者の問題行動は13項目（表1）で、それぞれは日常的に観察される状態が「0点：全くない」「1点：ときどきある」「2点：よくある」の3件法で回答される。このときの問題行動は「原因が認知機能の障害であれ、心理学的・生理学的な障害などいかなるものであっても、外部に向かって表現され、痴呆患者の介護者にとって負担になるとされる行為」<sup>12)</sup>とする定義に従っている。

交差妥当化を目的とする「要介護高齢者問題行動指標」の因子構造モデルは、「感情統制困難」「徘徊」「物の異常認知」「被害的幻覚・妄想」「無気力・健忘症状」を一次因子、「問題行動」を二次因子とする二次因子モデルとなっており、本研究ではこれを平成7年度及び8年度データの標本に同時に適合させることによって因子不変性を検討した。

表1 平成7年度と8年度標本における在宅要介護高齢者の問題行動の発現状況

| 問題行動                |     | 発現状況(%) |      |        |
|---------------------|-----|---------|------|--------|
|                     |     | 全くない    | 時々ある | よくある   |
| 1. 怒りっぽく興奮し暴力的になる   | 7年度 | 70.0    | 23.5 | 6.5*   |
|                     | 8年度 | 73.0    | 20.3 | 6.7    |
| 2. 忠告や介助に抵抗する       | 7年度 | 69.2    | 25.2 | 5.6**  |
|                     | 8年度 | 72.4    | 21.6 | 6.0    |
| 3. 大声を出す            | 7年度 | 79.8    | 15.5 | 4.8    |
|                     | 8年度 | 81.2    | 13.4 | 5.4    |
| 4. 外に出たがり、目が離せない    | 7年度 | 89.4    | 6.6  | 4.0    |
|                     | 8年度 | 90.6    | 5.9  | 3.6    |
| 5. 家へ帰ると言い、落ち着きなくなる | 7年度 | 84.1    | 12.7 | 3.2**  |
|                     | 8年度 | 83.9    | 11.3 | 4.9    |
| 6. 歩き回ってじっとしていない    | 7年度 | 77.3    | 14.1 | 8.6**  |
|                     | 8年度 | 80.8    | 9.6  | 9.5    |
| 7. 物や衣類を壊したり、破いたりする | 7年度 | 93.9    | 4.8  | 1.3    |
|                     | 8年度 | 94.0    | 4.4  | 1.6    |
| 8. 不潔行為             | 7年度 | 84.5    | 11.9 | 3.6**  |
|                     | 8年度 | 81.0    | 14.3 | 4.7    |
| 9. 何でも口に入れ、食べようとする  | 7年度 | 94.1    | 3.4  | 2.4    |
|                     | 8年度 | 93.9    | 4.0  | 2.1    |
| 10. 物を盗られたなどと被害的になる | 7年度 | 84.5    | 12.4 | 3.0**  |
|                     | 8年度 | 85.3    | 10.5 | 4.2    |
| 11. 作り話をし周囲に言いふらす   | 7年度 | 91.1    | 6.9  | 2.0*   |
|                     | 8年度 | 89.2    | 7.9  | 2.9    |
| 12. 物忘れがひどい         | 7年度 | 29.8    | 34.4 | 35.8** |
|                     | 8年度 | 29.6    | 30.4 | 40.0   |
| 13. 元気がなく、ぼんやりしている  | 7年度 | 59.2    | 31.0 | 9.8**  |
|                     | 8年度 | 64.4    | 27.1 | 8.5    |

注 \*  $P < 0.05$  \*\*  $P < 0.01$

統計解析にはアプリケーション・ソフト「AMOS」<sup>13)</sup>を用い、因子構造モデルの適合度指標として、説明力の指標には $\chi^2$ 値、 $\chi^2$ 値/df比、「GFI」Goodness of Fit Indexと「RMSEA」Root Mean Square Error of Approximationを採用し、また安定性の程度は「AGFI」Adjusted Goodness of Fit Indexで判断した。さらに複数のモデルが成立するときの相対的な良さは「AIC」Akaike's Information Criterionで判断した。GFIは一般的に0.9以上<sup>11)</sup>、RMSEAは0.08以下<sup>13)</sup>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。また、AICは、数値の最も小さいものが最適なモデルであることを意味する<sup>14)</sup>。

表2 平成7年度と8年度標本におけるパラメータ(係数値)の拘束による適合度の変化

| 拘束したパラメータ                                            | $\chi^2$ 値(df) | $\chi^2$ 値/df | GFI   | AGFI  | CN  | RMSEA | AIC    |
|------------------------------------------------------|----------------|---------------|-------|-------|-----|-------|--------|
| 第一ステップ なし                                            | 1139.5(110)    | 10.35         | 0.971 | 0.952 | 695 | 0.040 | 1283.5 |
| 第二ステップ $\lambda$                                     | 1210.0(118)    | 10.25         | 0.969 | 0.952 | 698 | 0.040 | 1338.6 |
| 第三ステップ $\lambda, \gamma$                             | 1221.6(122)    | 10.01         | 0.969 | 0.954 | 712 | 0.039 | 1341.6 |
| 第四ステップ $\lambda, \gamma, \theta\epsilon$             | 1324.2(140)    | 9.46          | 0.966 | 0.956 | 745 | 0.038 | 1408.2 |
| 第五ステップ $\lambda, \gamma, \theta\epsilon, \psi$       | 1351.2(145)    | 9.32          | 0.956 | 0.957 | 753 | 0.038 | 1425.2 |
| 第六ステップ $\lambda, \gamma, \theta\epsilon, \psi, \phi$ | 1353.6(146)    | 9.27          | 0.965 | 0.957 | 757 | 0.038 | 1425.6 |

さらにモデルの有意性についてはHoelter's critical N (以下「CN」)で判断した。CNは集団がひとつのときは200より、集団がふたつのときは400より大であること<sup>13)</sup>が有意なモデルの条件である。

因子不変性の強度は、第一ステップは等値条件なし(モデルI)、第二ステップは因子負荷量( $\lambda$ )を同値に拘束する(モデルII)、第三ステップは(第二ステップに加え)第二次因子負荷量( $\gamma$ )を拘束する(モデルIII)、第四ステップは $\lambda$ と $\gamma$ に加えて質問項目の残差分散・残差共分散( $\theta\epsilon$ )を拘束する(モデルIV)、第五ステップは $\lambda, \gamma, \theta\epsilon$ に加えて、第一次因子の残差分散( $\psi$ :  $\xi^2$ )を拘束する(モデルV)、第六ステップは $\lambda, \gamma, \theta\epsilon, \psi$ に加えて第二次因子の分散( $\phi$ )も拘束する(モデルVI)といった6つの条件下で観察した。

### Ⅲ 結 果

#### (1) 基本属性等の分布

性別構成は、平成7年度データが男性803人(26.3%)、女性2,253人(73.7%)、平成8年度データが男性716人(25.7%)、女性2,066人(74.3%)で、その分布に統計学的な有意差は認められなかった。ただし、平均年齢には統計学的な有意差が認められ、平成7年度データ(平均81.7歳、標準偏差7.34)が平成8年度データ(平均82.6

歳、標準偏差7.30)に比して低い傾向にあった。

問題行動の得点分布は平成7年度データが

表3 最尤解による解(モデルVI-標準化係数)

|                                     | 平成7・8年度<br>標 本* |
|-------------------------------------|-----------------|
| 第2次因子負荷量( $\gamma$ )                |                 |
| 第2次因子「要援護高齢者の問題行動」( $\xi_1$ )       |                 |
| 第1次因子「感情統制困難」( $\eta_1$ )           | 0.782           |
| 第1次因子「徘徊」( $\eta_2$ )               | 0.776           |
| 第1次因子「物の異常認知」( $\eta_3$ )           | 0.735           |
| 第1次因子「被害的幻覚妄想」( $\eta_4$ )          | 0.691           |
| 第1次因子「無気力健忘症状」( $\eta_5$ )          | 0.642           |
| 第1次因子負荷量( $\lambda$ )               |                 |
| 第1次因子「感情統制困難」( $\eta_1$ )           |                 |
| 質問項目1: 怒りっぽく興奮し暴力的になる( $y_1$ )      | 0.815           |
| 質問項目2: 忠告や介助に抵抗する( $y_2$ )          | 0.819           |
| 質問項目3: 大声を出す( $y_3$ )               | 0.642           |
| 第1次因子「徘徊」( $\eta_2$ )               |                 |
| 質問項目4: 外に出たがり、目が離せない( $y_4$ )       | 0.766           |
| 質問項目5: 家へ帰ると言い、落ち着きなくなる( $y_5$ )    | 0.654           |
| 質問項目6: 歩き回ってじっとしていない( $y_6$ )       | 0.735           |
| 第1次因子「物の異常認知」( $\eta_3$ )           |                 |
| 質問項目7: 物や衣類を壊したり、破いたりする( $y_7$ )    | 0.646           |
| 質問項目8: 不潔行為( $y_8$ )                | 0.642           |
| 質問項目9: 何でも口に入れ、食べようとする( $y_9$ )     | 0.552           |
| 第1次因子「被害的幻覚妄想」( $\eta_4$ )          |                 |
| 質問項目10: 物を盗られたなどと被害的になる( $y_{10}$ ) | 0.701           |
| 質問項目11: 作り話をし周囲に言いふらす( $y_{11}$ )   | 0.663           |
| 第1次因子「無気力健忘症状」( $\eta_5$ )          |                 |
| 質問項目12: 物忘れがひどい( $y_{12}$ )         | 0.845           |
| 質問項目13: 元気がなく、ぼんやりしている( $y_{13}$ )  | 0.384           |
| 第1次因子の残差分散( $\psi$ )                |                 |
| $\psi_1$                            | 0.046           |
| $\psi_2$                            | 0.084           |
| $\psi_3$                            | 0.017           |
| $\psi_4$                            | 0.036           |
| $\psi_5$                            | 0.039           |
| 質問項目の残差分散・残差共分散( $\theta\epsilon$ ) |                 |
| $\theta\epsilon_1$                  | 0.120           |
| $\theta\epsilon_2$                  | 0.112           |
| $\theta\epsilon_3$                  | 0.168           |
| $\theta\epsilon_4$                  | 0.081           |
| $\theta\epsilon_5$                  | 0.135           |
| $\theta\epsilon_6$                  | 0.180           |
| $\theta\epsilon_7$                  | 0.057           |
| $\theta\epsilon_8$                  | 0.147           |
| $\theta\epsilon_9$                  | 0.084           |
| $\theta\epsilon_{10}$               | 0.113           |
| $\theta\epsilon_{11}$               | 0.088           |
| $\theta\epsilon_{12}$               | 0.191           |
| $\theta\epsilon_{13}$               | 0.368           |
| $\theta\epsilon_{1-4}$              | -0.121          |
| $\theta\epsilon_{1-10}$             | 0.150           |
| $\theta\epsilon_{2-4}$              | -0.138          |
| $\theta\epsilon_{5-9}$              | -0.133          |
| $\theta\epsilon_{5-10}$             | 0.192           |

注 \*すべてのパラメータを同値に拘束しているので、平成7年度、8年度標本とも解は同じである。

3.8点(標準偏差3.91)、平成8年度データが3.8

点(標準偏差4.02)で、統計学的に有意差はな

かった。問題行動13項目に関する発現頻度は表1に示した。平成7年度と8年度データにおいて、統計学的に有意な水準で頻度の違いが認められたのは、「何でも口に入れ、食べようとする」「大声を出す」「外に出たがり、目が離せない」「物や衣類を壊したり、破ったりする」の4項目を除く、9項目であった。

## (2) 「要援護高齢者問題行動指標」の因子構造モデルに関する因子不変性の検討

前記2つの標本に同時因子分析を適用した結果、すべてのパラメータを拘束するモデルVIにおいても、なお適合度指標はGFIが0.965, AGFIが0.957, CNが757, RMSEAが0.038と適切な範囲にあった(表2)。ただし $\chi^2$ 値は1353.6,  $\chi^2$ 値/dfは9.27であった。このモデルVIで観察された潜在変数から観測変数へのパス係数(標準解)は、いずれも正值で、その範囲は「感情統制困難」が0.642~0.819, 「徘徊」が0.654~0.766, 「物の異常認知」が0.552~0.646, 「被害的幻覚・妄想」が0.663~0.701, 「無気力・健忘症状」が0.384~0.845であった(表3)。また、二次因子「問題行動」から一次因子へのパス係数は、「感情統制困難」が0.782, 「徘徊」が0.776, 「物の異常認知」が0.735, 「被害的幻覚・妄想」が0.691, 「無気力・健忘症状」が0.642であった。

なお、モデルIからVIのAICに着目するなら、最もデータに適合していたのはモデルIであった。しかし、データに最も適合するモデルIの標準解はモデルVIと大きく異なる数値ではなかった。

## VI 考 察

構成概念を測定する尺度を開発する場合、探索的因子分析では、仮説に近い因子構造モデルを「選ぶ」ことの可能性は保障されるが、たとえ繰り返し同じ結果が別のデータにおいて得られたとしても、因子構造モデルが同じであることを立証したことにはならない。

それに対し、共分散構造モデルないし確証的因子分析<sup>14)</sup>は、理論的に立てられたモデルを実

際に当てはめ、その適合度の検定を通してモデルの妥当性の検証を行う解析方法となっている。このことは、確証的因子分析を行うことによって、探索的因子分析にみられる因子の抽出と解釈の際の恣意性あるいは曖昧さが適切に払拭できる可能性が高いことを意味している。

そこで、本研究では、著者らがすでに開発した「要援護高齢者問題行動指標」<sup>9)</sup>の因子構造モデルを取り上げ、その因子不変性について検討した。因子不変性の検討に当たっては、対象と調査時期が異なる2つの標本を用い、同時因子分析を用いて、因子構造モデルのデータへの適合度を検討した。

その結果、因子負荷量及び残差分散等のすべてを同値拘束した最も一般性の高いモデルにおいて、GFIとAGFI, CN, RMSEAの適合度指標が統計学的水準を満たすことを明らかにした。通常、複数の集団に同一のモデルを当てはめても同一の解が得られることはあり得ず、パラメータの同値拘束を加えると、全体としてはモデルの適合度は低下することになる。にもかかわらず、「要援護高齢者問題行動指標」の因子構造モデルの適合度が、統計学的に許容範囲にあったことは、今回、開発された因子モデルの因子不変性を裏付けるものであると考えられる。

また通常は、観測変数が30を超える、あるいは自由度が多くなればなるほど、GFIは0.9を超えることが難しいとされている<sup>14)</sup>。本研究の観測変数は26個ではあるが自由度は多く、その条件下においてもGFIが0.9を超えていたことは、「要援護高齢者問題行動指標」の因子不変性が否定できないことを示唆しているものと言えよう。

ただし、AICを参考にするなら、両群のパスの位置は同じであることを意味する「配置不変」configural invarianceのモデルがデータに最も適合することが示されていた。これは、その背景としてAICの欠点<sup>14)</sup>が関与しているものと推察される。すなわちAICは、標本数が多くなると自由度の小さいモデルを「よいモデル」と判定する性質を備えている。この点を考慮するなら、前記の本研究のモデルの適合度の結果は、その影響を受けたものと推察される。

さて最近、著者らの開発した「要援護高齢者問題行動指標」に限らず、痴呆性高齢者の問題行動を測定する尺度<sup>15)~19)</sup>がいくつか考案されている。そのいずれも共分散構造分析等を用いた、基礎的な検討、いわゆる構成概念妥当性の検討はなされていない。また、調査項目の加算性についても十分な裏付けがなされていない。このような状況にあって、「要援護高齢者問題行動指標」の因子不変性が確認できたことは大きな成果であると考えられる。

このように、介護保険制度における要介護度の判定を行う認定アセスメント項目の選定は、統計的な妥当性が検証された項目が用いられ、さらに、その精度を高くするための検討を行っている。この指標が多くの問題行動を有する高齢者等に用いられ、そのデータが蓄積されることになれば、現在、高齢者の問題行動に対応している多くの家族や介護福祉士等の介護関係者が感じる介護負担感に関連する要因<sup>20)</sup>を明らかにすることができると考えられる。

たとえば、高齢者の問題行動への対応方法において家族の介護負担と指標化された問題行動との関係を検討する事で、ある一定レベルの点数をこえた高齢者については、家族の介護負担が著しいということを予測し、介護給付としては、「訪問介護サービス」よりもなるべく家族がゆっくり休めるような通所サービスである「日帰り介護」を優先できるようにするといった、家族の介護負担を考慮した介護給付のあり方を標準化できる可能性がある。

このように、ある程度、データが蓄積されていけば「要援護高齢者問題行動指標」が示す値と家族などの介護負担の状況を検討するだけでも、介護給付を検討するめやすになるだろう。さらに、今後は、問題行動を有する高齢者の介護方法を新たに考える際の重要な資料となる事も期待される。

#### 文 献

- 1) Zarit, SH., Reever, KE. and Brch-Peterson, J.: Relatives of impaired elderly: Correlates of feelings of burden. *The Gerontologist* 1980; 20(6): 649-55.
- 2) Greene, JG., Smith, R., Gardiner, M. and Timbury, GC.: Measuring behavioral disturbance of elderly demented patients in the community and its effects on relatives: A factor analytic study. *Age and Aging*, 1982; 11: 121-6.
- 3) Zarit, SH., Todd, PA. and Zarit, JM.: Subjective burden of husbands and wives as caregivers: Longitudinal study. *The Gerontologist* 1986; 26(3): 260-6.
- 4) Poulshock, SW. and Deimling, GT.: Families caring for elders in residence: Issues in the measurement of burden. *Journal of Gerontology* 1984; 39(2): 230-9.
- 5) Morycz, RK.: Caregiving strain and desire to institutionalize family members with Alzheimer's disease. *Research on Aging* 1985; 7: 329-61.
- 6) Fitting, M., Rabins, P., Lucas, MJ. and Eastham, J.: Caregivers, for dementia patients: A comparison of husbands and wives. *The Gerontologist* 1986; 26(3): 248-52.
- 7) Pearlin, LI. et al.: Caregiving and the stress process: An overview of concepts and their measures. *Gerontologist* 1990; 30: 583-94.
- 8) George, LK. and Gwyther, LP.: Caregiver well-being: A multidimensional examination of family caregivers of demented adults. *Gerontologist* 1986; 26: 243-59.
- 9) 筒井孝子, 中嶋和夫, 要介護老人の問題行動に関する因子構造の妥当性. *日本病院管理学会雑誌*, 35(4): 21-30.
- 10) 豊田秀樹, 共分散構造分析の下位モデルとその適用例. *教育心理学研究* 1991; 39(4): 103-14.
- 11) Joreskog, KG.: Simultaneous factor analysis in several populations. *Psychometrika* 1971; 36(4): 409-26.
- 12) Baumgarten, M., Becker, R. and Gauthier, S.: Validity and reliability of the dementia behavior disturbance scale. *Journal of the American Geriatrics Society* 1990; 38: 221-6.
- 13) Arbuckle, JL.: Amos user's guide version 3.6. Chicago, SmallWaters Corporation, 1997.
- 14) 豊田秀樹, 共分散構造分析(入門編)-構造方程式モデリング-. 東京: 朝倉書店, 1998.
- 15) Ryden, MB.: Aggressive behavior in person with dementia who live in the community. *Alzheimer Disease and Associated Disorders* 1988; 2(4): 342-55.
- 16) Patel, V. and Hope, RA.: A rating scale for aggressive behavior in the elderly-the PAGE. *Psychological Medicine* 1992; 22: 211-21.
- 17) Finkel, SL, Lyons, JS. and Anderson, RL.: A brief agitation rating scale (BARS) for nursing home elderly. *Journal of the American Geriatrics Society* 1993; 41: 50-2.
- 18) 溝口環他, DBSスケール(Dementia Behavior Disturbance Scale)による老年期痴呆患者の行動異常評価に関する研究. *日本老年医学雑誌* 1993; 30: 835-40.
- 19) 朝田隆他, 痴呆患者の問題行動評価票(TBC)の作成. *日本公衆衛生雑誌* 1994; 41(6): 518-527.
- 20) 新名理恵, 在宅痴呆性老人の介護負担感-研究の問題点と今後の展望-. *老年精神医学雑誌* 1991; 2(6): 754-62.

1) Zarit, SH., Reever, KE. and Brch-Peterson, J.: Relatives of impaired elderly: Correlates of feel-