

介護保険施設における第三者評価尺度の開発に関する研究

社会福祉学科 石野育子・岡田節子

I. 研究の背景及び目的

従来厚生労働省は、介護老人福祉施設や介護老人保健施設に対して、「サービス評価基準」を示し「自己評価」を推進してきた。平成 13 年には「第三者評価基準」を示し、「第三者評価」の実施を促すようになった。さらに平成 16 年 6 月になると、新たに「福祉サービス第三者評価事業に関する指針」を発表し、「改訂版第三者評価基準（以下、「改定版基準」という）を汎用版として示し、第三者評価の本格的な実施に踏み切るようになった。また、痴呆対応型共同生活介護（グループホーム）においては、既に平成 15 年から外部評価が義務づけられることになっている。

しかしながら、平成 16 年に作成された「改訂版基準」は、その基準内容が、客観的な評価基準として十分に吟味されているとはいえないかった。例えば、評価項目に過不足がないのかといえば、「改訂版基準」は福祉サービスの取り組みのプロセスやシステムに関する調査項目が主になっており、サービス利用者にとっては切実であるところの日常的なサービスの中身や、職員が将来的に改善しようとしているなどを評価する項目については欠如していた。また、列挙された評価項目のそれぞれの重み付けはどうか、評価項目間の相互の関連性はどうか、あるいは利用者による評価と職員の自己評価との関連性はどうかといったことなどがいずれも未検討のままである。こうしたことから、現在行なわれている第三者評価は、客観的な評価結果とは言い切れず、確固たる認証や公表においては不十分なものだと考えられる。

そこで、サービス利用者やサービス提供者の双方にとっても納得ができ、またその評価結果からサービスの質的向上につながるような第三者評価基準の作成が急務であると考え、研究に着手することになった。

本研究は、信頼性と妥当性を備えた第三者評価尺度が作成されていない現状を鑑み、利用者サイドに立って、高齢者福祉サービスの質的改善に実質的に寄与しうるような第三者評価尺度を開発することを目的とした。

II. 方法

1. 対象

調査対象施設は、静岡県下の介護老人福祉施設（147 カ所）、及び介護老人保健施設（71 カ所）、介護療養型医療施設（40 カ所）の計 258 カ所とした。

一施設あたりの回答者は、施設長 1 人、介護・看護責任者 1 名、介護・看護職員 3 名の計 5 人とした。なお、看護職員や介護職員の選定については施設長に一任した。

2. 調査内容

調査内容は、「対象者の基本属性（施設種別、性別、年齢、資格、勤務年数、職場役割、役割年数）」と、次に示す「改訂版基準」（55 項目）と、さらに予備調査によって研究者が作成した「日常生活サービスに関する項目」（21 項目）及び「将来的な改善へのステップ項目」（6 項目）とした。

調査方法は、回答者が各質問項目について自記方式で回答し、プライバシー保護のために回答者が封印した後に施設長に提出し、これらの回答用紙は、施設長が一括して郵送することを依頼した。

1) 「改訂版基準」項目：55 項目

各項目に対する回答は、「当てはまる」、「どちらともいえない」、「当てはまらない」の 3 件法で求めた。

2) 日常生活サービスに関する項目：21 項目

各項目に対する回答は、「充分当てはまる」、「かなり当てはまる」、「やや当てはまる」、「当てはまらない」の 4 件法で求めた。

3) 将来的改善へのステップ項目：6 項目

回答は、「当てはまる」、「どちらともいえない」、「当てはまらない」の 3 件法で求めた。

3. 調査期間

平成 17 年 1 月 10 日～平成 17 年 1 月 31 日とした。

4. データの解析方法

1) 上記 3 領域 82 項目に対し、探索的因子分析で内容的妥当性の検討を、確証的因子分析で構成概念妥当性の検討を行った。確証的因子分析では、モデルのデータへの適合度を、適合度指標（Goodness of Fit Index：以下「GFI」）、自由度修正済み適合度指標（Adjusted Goodness of Fit Index：以下「AGFI」）及び、Root Mean Squares Error of Approximation（RMSEA）で行った。GFI ならびに AGFI は 1 に近づくほど（一般的には 0.9 以上であれば）そのモデルが十分な説明力や安定性をもっていると判断される。また、RMSEA は 0.08 以下

であれば、当てはまりがよいモデルと判断される。

最後に、開発された測定尺度の信頼性を Cronbach の α 信頼性係数で検討した。通常 α 係数は 0.7 以上であれば信頼性を確証できるとされている。

2) この評価尺度で測定した結果に基づき、3 領域間の関連、施設の基本属性との関連性、各施設種別間の特徴等を一元配置分散分析で検討した。

以上の解析には、SPSS10.0J for Windows と AMOSver4.0 を使用した。

III. 結果

1. 回収状況及び集計対象

調査を依頼した 258 カ所のうち、165 施設（介護老人福祉施設 111 カ所、介護老人保健施設 32 カ所、介護療養型医療施設 22 カ所）から 810 人の回答が寄せられた。

内訳は、介護老人福祉施設 111 カ所 557 人（回収率 75.0%）、介護老人保健施設 32 カ所 151 人（回収率 43.8%）、介護療養型医療施設 22 カ所 102 人（回収率 44.0%）であった。

このうち分析対象としたのは、82 項目全てに欠損値をもたない 672 人とした。

2. 基本的属性

対象の基本属性は、表 1 と表 2 に示すとおりである。

3. 「改訂版基準」について

1) 回答分布

厚生労働省は平成 16 年 6 月、「福祉サービス第三者評価事業に関する指針」を発表し、「改訂版第三者評価基準」を汎用版として提示した。この基準は、3 つの「評価対象」、11 の「評価分類」、25 の「評価項目」、55 の「評価細目」によって階層的に構成されており、各事業所で評価項目として使用するのは評価細目（55 項目）である。しかしその構成が妥当なのか、それぞれの項目はどのような重み付けがなされるのか十分吟味されていない。

そこで、本研究では、この 55 項目の構成概念妥当性を検証し、尺度として使用できる（数量化できる）項目は何かを検討することにした。

55 項目に対する回答は、「当てはまる」、「どちらともいえない」、「当てはまらない」の 3 件法（現在行っている方法）で求めた。その結果、各項目群の回答分布は表 3 に示すとおりである。

2) 因子の抽出

表 3 の回答肢を数量化（「当てはまる：2 点」「どちらともいえない：1 点」「当てはまらない：0 点」）し、全対象者のデータを用いて探索的因子分析（最尤法プロマックス回転）

を行った。その結果、因子付加量 0.3 以上で 41 項目が 12 因子に分けられた。

そのうち、因子負荷量の高い項目（0.5 以上）を各因子 2 項目づつ選択し、各因子の特徴を解明することにした。（表 4）

第 1 因子は、「5. 中・長期的計画が策定されている」、「6. 中・長期的計画を踏まえた事業計画が策定されている」で構成され、項目の特性から「事業計画の策定」に関する因子と解釈できた。

第 2 因子は、「24. 実習生の育成について積極的な取り組みを行なっている」、「23. 実習生の受け入れに対する基本的な姿勢を明確にし、体制を整備している」で構成され、「実習生の受け入れ」に関する因子と解釈できた。

第 3 因子は、「44. 個々のサービスについて標準的な実施方法が文章化され、サービスが提供されている」、「45. 標準的な実施方法について見直しをする仕組みが確立している」で構成され、「サービス実施方法確立」に関する因子と解釈できた。

第 4 因子は、「32. 地域の福祉ニーズを把握している」、「33. 地域の福祉ニーズに基づく事業・活動が行なわれている」の 2 項目で構成され、「地域福祉向上」に関する因子と解釈できた。

第 5 因子は、「22. 定期的に個別の教育・研修計画の評価・見直しを行なっている」、「21. 個別の職員に対して、組織としての教育・研修計画が策定され、計画に基づいて具体的な取り組みが行なわれている」の 2 項目で構成され、これは「職員の資質向上」因子と解釈できた。

第 6 因子は、「14. 経営状況を分析して改善すべき課題を発見する取り組みを行なっている」、「13. 事業経営をとりまく環境が的確に把握されている」で構成され、これは「経営状況把握」に関する因子と解釈できた。

第 7 因子は、「43. 課題に対する改善策・改善計画を立て実施している」、「42. 評価の結果に基づき組織として取り組むべき課題を明確にしている」の 2 項目で構成され、これは「サービスの質向上」に関する因子と解釈できた。

第 8 因子は、「37. 利用者満足の向上に向けた取り組みを行なっている」、「36. 利用者満足の向上を意図した仕組みを整備している」で構成され、「利用者満足向上」に関する因子と解釈できた。

第 9 因子は、「55. 定期的にサービス実施計画の評価・見直しを行なっている」、「54. サービス実施計画を適切に策定している」で構成され、これは「サービス実施計画策定」に関する因子と解釈できた。

第 10 因子は、「3. 理念や基本方針が職員に周知されている」、「2. 理念に基づく基本方針が明文化されている」で構成され、「理念・基本方針」の因子と解釈される。

第 11 因子は、「11. 質の向上に意欲を持ち、その取り組みに指導力を発揮している」と「12. 経営や業務の効率化と改善に向けた取り組みに指導力を発揮している」で構成され、これは「管理者リーダーシップ」の因子と解釈できた。

第 12 因子は、「51. 事業所の変更や家庭への移行などにあたり、サービスの継続性に配慮した対応をおこなっている」、「49. 利用希望者に対してサービス選択に必要な情報を提供している」で構成され、「サービスの開始・継続」に関する因子と解釈できた。

3) 因子構造モデルの適合度と尺度の信頼性

前記解析を基に、「事業計画策定」、「実習生受け入れ」、「サービスの実施方法確立」、「地域福祉向上」、「職員の資質向上」、「経営状況把握」、「サービスの質向上」、「利用者満足向上」、「サービス実施計画策定」、「理念・基本方針」、「管理者のリーダーシップ」、「サービスの開始・継続」の 12 因子 24 項目で構成される二次因子構造モデルを推定した。そのモデルのデータへの適合度を検討した結果、GFI は 0.924、AGFI は 0.905、RMSEA は 0.049 となっており、いずれも統計学的な許容水準を満たすものであった。このとき、それぞれの標準化係数（パス係数）は正值で範囲は 0.716～0.953 であり、統計学的に有意であると判断された（図 1）。

そこで、12 因子 24 項目で構成される尺度を「改訂版基準評価尺度」とし Cronbach の α 信頼性係数を算出した結果、その数値は 0.927 であった。

以上のことから、今回のデータで検証した「改訂版基準」では、評価尺度として 12 の因子ごとでも 24 項目全体でも得点化（点数の算出）できることが明らかとなった。

4) 評価得点と基本属性との関連性

上記「改訂版基準」に関する尺度 24 項目の総合得点を算出したところ、平均が 33.9 点（範囲 3～48、標準偏差 9.2）となっていた（図 2）。得点は、平均点を中心にやや右より（評価得点が高い方向）に分布しているが、各施設における「改訂版基準」に基づく評価項目の中で、数量化できる（点数が加算できる）項目について検証し明らかにすることができたと判断される。

また、平均値と標準偏差値に注目するならば、ある対象者の総合得点が +1 標準偏差以上即ち 43.1 ($33.9 + 9.2 = 43.1$) 以上であれば、その対象者は自らの施設のサービスを「やや高く評価」していることを意味しているが、その数は本調査での回答者 672 名中 110 名 (16.4%) であった。（+2 標準偏差以上であれば「高く評価」していることになるが、本調査での得点範囲：満点 48 点を越えており、該当者はいなかった。）

同様の算定方法で「普通」と評価している者 (+1 標準偏差～-1 標準偏差以上 : 43.1 ～24.7) は 456 名 (67.8%)、「やや低く」評価している者 (-1 標準偏差～-2 標準偏差 : 24.7 未満～15.5) は 83 名 (12.4%)、「低く」評価している者 (-2 標準偏差以下 : 15.5 未満) は 23 名 (3.4%) となっていた。

さらに、一元配置分散分析の多重比較により、本尺度で測定した対象者の総合得点と基本属性（施設種別、性別、年齢、勤務年数、職場役割、役割年数等）との関連性を検討した。その結果、施設種別と年齢段階との関連で統計学的な有意差が示された。具体的には、

施設種別では、特養が他の2施設に比して総合得点が低く（ $p < 0.005$ ）、年齢段階では、年齢が高いほど得点が高くなる傾向がみら、特に20代・30代と40代以上の差が顕著であった（ $p < 0.02$ ）。

勤務年数では、全体的には有意差は認められなかつたが、5年未満の評価点に比して7～10年の評価点は有意に高かつた。職場役割においても全体的に有意差はなかつたが、施設長は看護職・介護職に比して、自らの施設のサービスを高く評価する傾向が認められた。さらに、職場で現在の役割を担うようになってからの年数、すなわち役割年数との関連をみてみると、全体として有意差があるとはいえないものの、2年未満の者と7～10年及び10年以上の者との間には有意な差があり、2年未満の得点が有意に低かつた（表5）。

4. 日常生活援助サービスについて

1) 項目の設定と回答分布

本調査で取り上げた21項目の中、18項目は著者らが静岡県の高齢者関連施設120施設各3名（施設長、生活指導員、寮母主任）計360名を対象とし、平成13年に「日常生活援助サービスの質的評価のための尺度開発」を目的として実施した調査項目¹⁾を参考にした。その調査では、内容的妥当性を探索的因子分析（最尤法・プロマックス回転）で、また構成概念妥当性を確証的因子分析で検討した結果、「バス・トイレ」「自立促進」「選択の自由」「レクリエーション」「痴呆性高齢者への対応」「食事」の6因子各3項目を一次因子、上位概念としての「日常生活援助サービス」を2次因子とする18項目6因子で構成される二次因子モデルが、信頼性と妥当性を充分備えた評価尺度として成立することが検証されている。

前述の「改訂版基準」が、福祉サービスに関する取り組みのプロセスやシステムを主たる調査項目としており、日常的なサービスの中身を評価する項目が欠如しているため、今回は、上記18項目の内容・表現等を再吟味し、さらに評価項目として不足していると考えられる3項目を加えて、21項目の質問項目を設定した。各項目は、「充分当てはまる：3点」、「かなり当てはまる：2点」、「やや当てはまる：1点」、「当てはまらない：0点」の4件法で尋ねて数量化した。各項目群の回答分布は表6に示すとおりになった。

2) 因子の抽出

表6の回答をデータとして、探索的因子分析（最尤法プロマックス回転）を行ったところ1項目「15. 利用者の抑制、拘束を行う時は、一時的であっても家族の了解を得ている」を除く（この項目が削除された理由は、対象者の79%以上が“十分当てはまる”と回答したためと考えられる）20項目が因子付加量0.3以上で7因子に分けられた（表7）。

上記、第I因子は、「4. 利用者に適した自助具・補装具の選択、開発のためにPT・OT・看護師などの職種と連携を図っている」、「5. 利用者ができるだけ自分で日常生活が行えるよう各種専門職が連携して個別プログラムを定期的に作成し、働きかけている」、「6.

利用者の残存機能や現在の能力等を、定期的に評価している」の3項目で構成され、これは「自立促進」サービスの因子と解釈できた。

第Ⅱ因子は、「16. 利用者に好まれる食事を常に提供することを目指すと共に、残した量もチェックしている」、「17. 利用者の食事が楽しめるように工夫し、季節感や色彩等に配慮している」、「18. 利用者が食事をとる直前に配膳したり、適温で食べられるように配慮している」の3項目で構成され、これは「食事」サービスの因子と解釈できた。

第Ⅲ因子は、「7. 利用者の好みで選択できるように、衣類や日常雑貨品の納入機会を設けている」、「8. 利用者がテレビ・新聞・図書を自由に利用できるようにしている」、「9. 利用者が外部と自由に通信できるように配慮している」で構成され、これは「選択の自由」に関する因子と解釈できた。

第Ⅳ因子は、「19. 利用者が1週間に1回以上、散歩等戸外への外出ができるように援助している」、「20. 利用者1人当たり、一日1回10分以上のコミュニケーション（傾聴）の機会を設けている」、「21. 入浴日以外でも、本人の希望があれば入浴できるようになっている」の3項目で構成され、これは「利用者主体サービス」の因子と解釈される。

第Ⅴ因子は、「10. 利用者に対してレクリエーション活動の内容や日程を隨時紹介したり、結果を掲示したりしている」、「11. 利用者個々の趣味興味等に応じ、それぞれが自由に選択できる多彩な活動メニューを用意している」、「12. 利用者の特性を配慮し、継続性のあるクラブ活動から単発的なレクリエーションまで可能な小グループの活動を設けている」の3項目で構成され、これらは「レクリエーション」に関する因子と解釈できる。

第Ⅵ因子は、「13. 痴呆性（認知症）高齢者に対する医学的配慮を適切に行なっている」、「14. 利用者の行動障害等の観察と分析を行い、適切に対応している」の2項目で構成され、「痴呆性（認知症）高齢者への対応」に関する因子と解釈される。

第Ⅶ因子は、「1. 利用者1人ひとりの状況に応じた夜間の排泄管理をしている」、「2. 入浴時に利用者を待たせることなく誘導している」、「3. 浴室と脱衣室・廊下等との温度差に配慮している」の2項目で構成され、これは「バス・トイレ」に関する因子と解釈できる。

3) 因子構造モデルの適合度と尺度の信頼性

前記解析を基礎に、「バス・トイレ」、「自立促進」、「選択の自由」、「レクリエーション」、「認知症（痴呆性高齢者）への対応」、「食事」、「利用者主体」の7因子20項目で構成される二次因子構造モデルを指定した。そのモデルのデータへの適合度を検討した結果、GFIは0.930、AGFIは0.909、RMSEAは0.055となっており、いずれも統計学的な許容水準を満たすものであった。このとき、それぞれの標準化係数（バス係数）は正值で範囲は0.541～0.848であり、統計学的に有意であると判断された（図3）。

そこで、7因子20項目で構成される尺度を「日常生活評価尺度」とし Cronbach の α 信頼性係数を算出した結果、その数値は0.895であった。

以上のことから、今回のデータで検証した日常生活評価尺度は、7つの因子別でも20項目全体でも得点化（点数の算出）できることが明らかとなった。

4) 評価得点と基本属性との関連性

上記日常生活評価尺度20項目の総合得点を算出したところ、平均が31.8点（範囲7～60、標準偏差9.9）となっていた（図4）。得点は、平均点を頂点として左右に正規分布しており、施設における日常生活サービスを相対的に評価するのに極めて有効であることが示された。平均値と標準偏差値に注目するならば、表8に示すような解釈が成立するといえよう。すなわち、ある対象者の総合得点が+2標準偏差以上（51.6以上）であれば、その対象者は自らの施設の日常生活援助サービスを「高く評価」していることを意味し、その該当者は回答者総数672名中16名（2.4%）であった。+1標準偏差～+2標準偏差未満（41.7点～51.6未満）であれば「やや高く」（同97名14.4%）、-1標準偏差～+1標準偏差未満（21.9～41.7未満）であれば「普通」（同457名68.1%）、-2標準偏差～-1標準偏差未満（12.0点～21.9未満）であれば「やや低く」（同85名12.6%）、そして-2標準偏差未満（12.0未満）であれば「低く」（同17名2.5%）評価していると解釈できる。

さらに、一元配置分散分析の多重比較により、本尺度で測定した対象者の総合得点と基本属性（施設種別、性別、年齢、勤務年数、職場役割、役割年数等）との関連性を検討した。

その結果、性差と年齢段階、職場役割との関連で統計学的な有意差が示された。すなわち、年齢が高いほど（ $p < 0.00$ ）、女性より男性（ $p < 0.00$ ）が自らの施設の日常生活援助サービスを高く評価しており、職場役割では施設長の得点が他に比して有意に高かった（ $p < 0.00$ ）。

施設種別の平均点は特養31.2、療養型32.3、老健33.5となっており、特養と老健では5%水準で有意な差が観察されたが、全体的には有意差がなかった。勤務年数及び役割年数では有意差がなかったが、役割年数では2年未満の者の得点が低く、自分の勤務する施設のサービスの質を厳しく評価する傾向が示された（表9）。

5. 「将来への改善ステップ」について

「改訂版基準」においては、先に指摘した日常生活援助サービスの内容に関する項目と合わせて、将来的な改善への取り組みをどのように行っているかに関する評価項目が欠如していると考えられる。

そこで、本調査では将来への改善ステップに関する項目を6項目設定して質問項目とした。回答は、「当てはまる」、「どちらともいえない」、「当てはまらない」の3件法で、最も該当すると思われる回答肢は何かを尋ねた。各項目群の回答分布は表10に示すとおりである。

1) 因子の抽出

表 10 の回答肢を、「当てはまる：2点」、「どちらともいえない：1点」、「当てはまらない：0点」に数量化し、全対象者のデータを用いて探索的因子分析（最尤法プロマックス回転）を行った。その結果、因子付加量 0.3 以上で 6 項目全てが第 1 因子に属し、解は回転されなかった。この因子は属する項目の性格上、「将来への改善ステップ」の因子と命名できると判断された（表 11）。

2) 因子構造モデルの適合度と尺度の信頼性

上記の探索的因子分析を基礎に、「将来への改善ステップ」 1 因子で構成される一次因子構造モデルを推定した。

そのモデルのデータへの適合度を検討した結果、GFI は 0.981、AGFI は 0.956、RMSEA は 0.070 となっており、いずれも統計学的な許容水準を満たすものであった。このとき、それぞれの標準化係数（パス係数）は正值で範囲は 0.381～0.701 であり、統計学的な許容水準を満たしていると判断された（図 5）。

そこで、1 因子 6 項目で構成される尺度を「将来改善へのステップ評価尺度」とし Cronbach の α 信頼性係数を算出した結果、その数値は 0.722 であった。

以上により、本評価尺度は、6 項目全体を得点化（点数の算出）できることが明らかとなった。

3) 評価得点と基本属性との関連性

上記の将来への改善ステップ評価尺度 6 項目の総合得点を算出したところ、平均が 7.8 点（範囲 0～12、標準偏差 2.59）となっていた（図 6）。得点は、平均点がやや右より（得点が高い方向）に位置しているが、平均点をピークに左右に分布しており、相対的な評価尺度として使用できることが示唆された。平均値と標準偏差値に注目し、表 5 と同様の計算式を用いて個々の対象者の総合得点を評価すると、得点が 13 点以上であればその対象者は自らの施設の将来への改善ステップを「高く評価」していることになるが、本調査での得点範囲（満点 12 点）を越えており、該当者はいなかった。同様に、10.4 点～13.0 点未満であれば「やや高く評価」していることになるが、その数は 672 名中 106 名（15.8%）であった。さらに、5.2 点～10.4 点未満であれば「普通」（441 名 65.6%）、2.6 点～5.2 点未満であれば「やや低く」（103 名 15.3%）、0 点～2.6 点未満であれば「低く」（22 名 3.3%）評価していると解釈できる。

さらに、一元配置分散分析の多重比較により、本尺度で測定した対象者の総合得点と基本属性（施設種別、性別、年齢、勤務年数、職場役割、役割年数等）との関連性を検討した。その結果、性差と年齢段階、職場役割との関連で統計学的な有意差が示された。すなわち、年齢では 60 代・70 代が他の年齢段階に比して得点が高く（ $p < 0.009$ ）、さらに、女性より男性（ $p < 0.04$ ）が、他の職場役割に比して施設長・副施設長が（ $p < 0.002$ ）が、

自分の施設の将来への改善に向けた取り組みを高く評価する傾向が認められた。施設職種別、勤務年数、役割年数では有意差がなかったが、役割年数では2～5年未満と7～10年未満では有意差があり、前者の得点が低く、後者の得点が高かった（表12）。

IV. 考察及び今後の課題（まとめ）

本調査研究は、高齢者介護保健施設における利用者に対する福祉サービスの質的改善に実質的に寄与し得る第三者評価尺度の開発を目的とした。

本評価尺度の開発にあたって、その内容的妥当性の検討を、予備調査や調査者サイドでの検討にとどまらず、収集できたデータを用いた探索的因子分析を行った。解析資料は、対象者を1施設あたり5人としたが、それは、施設長や介護・看護責任者のみならず現場の介護・看護担当者を加えることで回答の偏りを避けるためであった。さらに、探索的な研究では結果の解釈において研究者の恣意性を免れないことから、構造方程式モデリングを基礎とする確証的因子分析を行い、モデルのデータへの適合度を通して、開発された尺度の構成概念妥当性の検討を行った。最後に、Cronbachの α 係数を算出して信頼性の検討を行った。

尺度開発の検討は、「改訂版第三者評価基準」、「施設で実施している日常生活援助サービス」、「将来的改善へのステップ」の3領域別に行った。

まず、「改訂版第三者評価基準」に関しては、探索的因子分析によって「事業計画策定」、「実習生受け入れ」、「サービスの実施方法確立」、「地域福祉向上」、「職員の資質向上」、「経営状況把握」、「サービスの質向上」、「利用者満足向上」、「サービス実施計画策定」、「理念・基本方針」、「管理者のリーダーシップ」、「サービスの開始・継続」の12因子24項目を選定した。この結果を踏まえて、12因子を一次因子とし、「改訂版第三者評価基準」を二次因子とする、二次因子構造モデルを措定し、確証的因子分析で構成概念妥当性を検証し、更にCronbachの α を算出して信頼性の検討を行った。その結果GFIは0.924、AGFIは0.905、RMSEAは0.049となっており、統計的な許容水準を満たすものであった。さらにCronbachの α は0.927であり信頼性も十分確認された。したがって、「改訂版第三者評価基準」55項目の中、上記24項目は概念上ならびに数量的な一次元性をもっており、因子別にも全体的にも加算して評価得点を算出できることが示唆された。

施設で実施している日常生活援助サービスに関する探索的因子分析の結果は、「バス・トイレ」、「自立促進」、「選択の自由」、「レクリエーション」、「認知症（痴呆性高齢者）への対応」、「食事」、「利用者主体」の7因子20項目を一次因子とし、その上位概念に「施設で実施している日常生活援助サービス」をおく、二次因子構造モデルの尺度を開発することができた。また、確証的因子分析の結果、GFIは0.930、AGFIは0.909、RMSEAは0.055となっており、いずれも統計学的な許容水準を満たすものであった。さらにCronbachの α 係

数は 0.895 であり、信頼性の確認もされた。

以上の結果は統計的に十分許容しうる水準にあり、「日常生活援助サービス評価尺度」は、数量的な一次元性（加算性）を裏付けるものであった。

「将来的改善へのステップ」に関しては、従来の施設サービス評価基準では欠如していると判断されたことから、調査者らの研究会で検討し 6 項目を取り上げた。探索的因子分析の結果は、6 項目全てが第 1 因子に属していることが明らかになった。この結果を踏まえて、「将来への改善ステップ」 1 因子で構成される一次因子構造モデルを推定し、確証的因子分析で構成概念妥当性を、また Cronbach の α を算出して信頼性の検討を行った。その結果、この尺度は統計的な許容水準を満たすものであることが確認された。したがって、「将来的改善へのステップ評価」に関する 6 項目は数量的な一次元性をもっており、加算して評価得点を算出できることが示唆された。

本研究において、上記 3 領域の尺度開発を目的とした理由は、施設サービスの第三者評価事業が、サービスの質的改善を目指して、ようやく本格的な取り組みが開始されるようになったにもかかわらず、第 1 に「改訂版基準」そのものの概念的ならびに数量的一次元性が確立されておらず、最終的にどのようにして評価結果を認証・公表するのかが曖昧であること（文章で表記する場合は、調査者の恣意性を免れることが困難であり、公表された場合に相対的比較が困難である）、第 2 に「改訂版基準」が福祉サービスのシステムやプロセスに重点をおき、現実のサービス内容や将来への改善の取り組みについて評価項目に含まれていなかったことによる。

この点を解決するために、本研究では、介護保険施設において必要な福祉サービスを 3 領域に分けて取り上げ、信頼性と妥当性を備え、かつ簡便に実施できる測定尺度の開発を試みた。開発された尺度は、3 領域ごとに全体あるいは因子別得点を算出することができ、サービスの質の評価を誰にでも分かりやすい数値で表すことで、公表にも活用できると推察される。加えて、その総合得点および因子別得点は、相対的なサービスの質に関する各施設間、あるいは職員の特性間の偏差値の算出に利用でき、また、各施設が自らの施設サービスの強みや弱みを分析し、将来に向けて改善すべき方向性を明らかにできる、すなわち、標準偏差値を利用することによって、各々の施設の各種サービスは平均値からどの程度離れているのかも判断できる利点も有していると考えられる。

なお、本研究では、3 領域別の得点と対象者の特性との関連を検討したが、各領域とも施設種別では特養よりも他の種別、各施設では施設長や年齢の高い職員が有意に高い得点をつける傾向も明らかになり、第三者評価を施設代表者のみで行うことの問題点も示唆された。

これらの結果を踏まえて、今後とも継続的な研究、すなわち本尺度の因子不变性について、及び、本尺度で測定されるサービスの質と利用者の生活の質的向上の関連性について検討していくことが必要であると考えられる。

文献

- 1) 中嶋和夫・岡田節子他：高齢者施設における日常生活援助サービスの質的評価、厚生の指標、2003. 50(1) 35-42.
- 2) 石野育子：介護過程におけるアセスメントに関する研究—ホームヘルプにおける情報収集の実際と介護の課題—、放送大学大学院修士論文、2003. 12.
- 3) 古谷野亘：数学が苦手な人のための 多変量解析ガイド、川島書店、1988.
- 4) 渡部洋編著：心理・教育のための多変量解析入門、福村出版、1994.
- 5) 古谷野亘、長田久雄：実証研究の手引き調査と実験の進め方・まとめ方、ワールドブランディング、2000.
- 6) 豊田秀樹・前田忠彦・柳井晴夫：原因をさぐる統計学、講談社、2000.
- 7) 豊田秀樹：共分散構造分析（事例編）構造方程式モデリング、北大路書房、2001.
- 8) 宮内克男・白佐俊憲法：調査資料のまとめ方—資料の数量的処理のやさしいやり方、川島書店、1985.
- 9) 山本嘉一郎・小野田貴義編著：Amosによる共分散構造分析と解析事例（第2版）、ナカニシヤ、2002.
- 10) 中村義作：よくわかる実践統計—医療の実例を中心に、海鳴社、1986.