要介護高齢者における余暇および社会交流ステージ分類の開発

大河内二郎¹⁾²⁾ 高 椋 清²⁾³⁾ 東 憲太郎²⁾⁴⁾ 折茂賢一郎²⁾⁵⁾
 本間 達也²⁾⁶⁾ 西脇 恵子⁷⁾ 安藤 繁⁸⁾

要 約 目的：介護老人保健施設において，利用高齢者の余暇と社会交流の状態を把握するためのステージ分類を開発したので報告する．**方法：**これまでの障害者の社会参加状態を調査する項目を含む調査手法から余暇，社会活動，社会交流に関する28項目を抽出し，介護老人保健施設の入所あるいは通所サービスを利用中の高齢者において調査した．分析はRaschモデルを用いて各調査項目の適合度および困難度を検討した後，余暇関連の12項目および社会交流の9項目を詳細に分析した上で簡易なステージ分類を作成し，妥当性と信頼性を検討した．**結果：**3,458名（うち入所者1,560名，平均年齢86歳，通所者1,898名 平均81歳）から有効回答を得た．28項目すべてを用いた分析によると，Raschモデルでの検討では「旅行」が最も困難で，「テレビを見る」が容易な項目であった．ボランティア活動など，社会参加についての項目は実施頻度が低い傾向を認めた．そこで，社会参加を除いた「余暇」および「社会交流」関連の項目を用いてRaschモデルに適合度が高い項目を基準にして「余暇」および「社会交流」のステージ分類を開発した．ステージ内の困難度の逆転は認めず，異なる調査者によるテスト-再テスト法による一致率カッパ値は余暇0.75社会交流0.77であった．**結論：**要介護高齢者の余暇および社会交流のステージング指標を作成し，構成概念妥当性と再テスト信頼性は充分であることを示した．これまでの日常生活機能評価に加え，これらの指標を使用して余暇や社会交流の評価を加えることで，サービス提供者は，ステージ分類に応じた社会参加の個別目標を設定することが可能になる．その結果としてサービスの質の向上が図られることが期待される．

Key words：余暇，社会交流，介護老人保健施設，ケアマネジメント，ラッシュモデル

（日老医誌 2014；51：536-546）

緒 言

2001年に世界保健機関（WHO）は国際生活機能分類（ICF）を承認した¹⁾．このICFの考え方を取り入れて公益社団法人全国老人保健施設協会（以下，全老健）では新しいケアマネジメントシステム「R4システム」²⁾を開発し，この中でICFに基づいた高齢者の評価法（ICFステージング）を導入した³⁾．

これまでの介護老人保健施設（以下，老健施設）における評価手法は利用者を「見守り，一部介助，全介助」

といった「利用者の出来ないこと」に着目し介護の手間を測定する手法となっていた．一方R4システムで用いられているICFステージングは，ICFの理念に基づき，「利用者が普段行っていること」を評価しており自立支援の視点から作られたアセスメント方式である⁴⁾．

現行のR4システムは日常生活自立度等のステージングが含まれているが，施設内におけるレクリエーションの質および，利用者の余暇の過ごし方や交流の向上のためには簡便な社会参加の評価手法の開発が求められていた．一方，これまで疾病や機能障害がある人々の社会参加の状態を示す指標が開発されてきた．例えば海外ではThe World Health Organization Quality of Lifeのアセスメント（WHOQOL）⁵⁾，Functional Limitations Profile（FLP）⁶⁾，MOS 36-Item Short-Form Health Survey（SF36）⁷⁾，London Handicap Scale（LHS）⁸⁾，Diabetes Recognition Program（DRP）⁹⁾などである．国内では社会関連性を評価する指標などが開発されている¹⁰⁾．これらの調査手法の中で社会参加に関する質問項目は自己回答に基づく生活の質（Quality of Life，以下QOL）の一部と

1) J. Okochi：介護老人保健施設竜間之郷

2) J. Okochi, K. Takamuku, K. Higashi, K. Orimo, T. Honma：公益社団法人全国老人保健施設協会

3) K. Takamuku：介護老人保健施設創生園

4) K. Higashi：介護老人保健施設いこいの森

5) K. Orimo：西吾妻福祉病院

6) T. Honma：医療法人生愛会

7) K. Nishiwaki：日本歯科大学

8) S. Ando：介護老人保健施設若宮苑

受付日：2013.8.7，採用日：2014.8.19

して調査されている。

既存の評価方法の問題と、新しい指標の在り方について要約すれば下記の通りである。

1. 既存の手法は、比較的レベルが高い方を想定したものが多く面接や自己回答式のものが主である。一方老健利用者は、入所者や通所者と幅広く面接や自己回答で回答できる方もいれば、認知症などにより、回答出来ない方もおり、双方を横断的に調査できるように、主として観察に基づく指標が望まれた。

2. 既存の指標には疾病ごとに評価項目が定められているものがある。しかし介護保険の枠組みでは、診断名や症状によらずに横断的に調査する必要がある。

3. すでに作成した ICF ステージングと同様に、簡便なステージング指標であれば、利用者の状態像毎に「社会参加」に関するケアマネジメントが可能となり、利用者処遇の改善の手がかりとなる¹¹⁾。

研究の当初、これまでの ICF ステージングの指標と同様に ICF コードの応用を考えたが、以下の2つの理由から困難であった。まず、社会参加に関する ICF コードは、ADL 関連の ICF コードと比較すると、高齢者におけるテスト-再テスト法の信頼性が低かった¹²⁾。これは、ICF コードがすべての人を対象としたコードとして作成されており、高齢者という特定の集団に対しての適合性が低いためと考えられた。もう一つは、WHO が提唱している測定のための5段階 Qualifier の精度が低いことである¹²⁾。この対処としては、2段階の「行っている」「行っていない」等のより簡便な Qualifier の使用が望ましいと考えられた。そこで今回簡便な高齢者の社会参加の指標の作成を目的とした研究を行った。まず、既存の調査項目から、要介護高齢者の社会参加に関する項目を抽出し、利用者の観察に基づいて評価できる調査票を作成した。その後各調査項目の頻度および Rasch モデルとの適合度を検討し、適合度と頻度を基に簡便なガットマン型スケールである Stage 分類を作成し³⁾、その妥当性と信頼性を検討した。

方 法

平成 23 年 1～2 月に調査サンプル、平成 23 年 9～10 月に確認用サンプルの調査を行った。いずれにおいても施設名や個人名は特定できない形で分析を行った。本研究は全老健の外部委員を含む倫理委員会で承認された(全老健第 22-373 号)。

専門職パネル

専門職パネルの委員は、老人保健施設におけるケアマ

ネジメント経験に基づき全老健学術委員会より推薦された医師、歯科医師、理学療法士、言語聴覚士、社会福祉士、介護支援専門員の資格を持つ介護福祉士、看護師各 1 名から構成され以下の役割を担った。

1. 既存の調査手法から、当研究に用いる項目の選択を行い、社会交流、余暇および社会活動のグループ分けを行った。

2. 調査目的に合致した用語を検討し調査票を作成した。

3. 各調査項目の発生頻度と困難度に基づいて ICF ステージングに用いる項目を選択し、用語の整理を行いステージ分類案を作成した。

なお専門職パネル委員は、本研究の統計学的処理には関与せず、かつ、本研究およびその成果物について利益相反は無かった。

項目の選択と評価法

高齢者の参加に用いる調査項目を WHOQOL⁵⁾、FLP⁶⁾、AIMS¹³⁾、SF36⁷⁾、LHS⁸⁾、DRP⁹⁾から抽出した。次に、専門職パネルにおいて実際に入所および通所で調査可能な内容を選択し、入所者および通所者において利用可能な日本語表現に変更した上で、各項目と ICF コードとの関連づけを行った。調査では、便宜上調査項目全体を広義の「社会参加」とし、下位区分を「余暇」「社会活動」「交流」と区分した。評価は各項目について「行っている」「行っていない」の2段階にて高齢者の観察により評価した。項目に該当しない場合は「行っていない」と判断した。

対 象

対象者は全老健に加盟する老健施設のうち、協力の得られた 30 施設について、その入所者のうち 10% を無作為抽出することによった。研究に対する同意は、充分な口頭説明とともに、本人またはその近親者から文書により得られた。同意が得られない場合は、該当する対象者数をさらに無作為抽出することとした(以下調査サンプルとする)。

分 析

図 1 に今回の分析のフローチャートを示した。

まず調査した項目の、参加の発生頻度および項目困難度(ロジット値の b)、Rasch モデル適合度(χ^2 乗値およびその有意確率)を検討した。項目適合度の有意確率($P < 0.05$)を基準に Rasch モデルへの適合度が低い項目を除外した。次に選択された項目を余暇、社会参加、お

図1 分析の流れ

よび社会交流に区分した。さらにこの区分ごとに、発生頻度、項目困難度および Rasch モデルへの適合度を参考に専門職パネルにおいて検討した。その際、発生頻度や Rasch モデルの適合度が低い項目は除外した。さらに閾値となる項目を余暇と社会交流についてそれぞれ4つずつ選択した。しかし、このようにグループ化すると、閾値の逆転がおきる可能性がある。そこで確認用サンプルを用いて新しく作成した参加のステージ分類法に含まれる閾値の困難度を多段階 Rasch モデルにて推定し閾値の逆転が起きていないかどうかを検討した。さらにイラストレーションを添付し簡便なステージ分類を考案した。

分析においては SPSS15 (IBM) および Rasch モデルのソフト RUMM2030 (RUMM laboratory) を用いた。

Rasch モデル

本研究では、Rasch モデルを用いて、全項目における項目困難度の検討および適合度の検討、余暇および交流区分における項目困難度および適合度の検討、さらにステージ分類における閾値の検討を行った。

Rasch モデルはテスト項目の構成概念妥当性や、その困難度について検討を加えるための統計学的なモデルである¹⁴⁾。

Rasch モデルに基づく回答確率はあるテスト i (この場合はアセスメント項目) の困難度 (b_i) とある対象者の能力値 (θ) を用いて表現される。Rasch モデルに適合している項目群 (テストや ADL の調査) の場合、アセスメント項目 i (δ の困難度を持つ) に対して、 β の

能力値を持つ人 n が「できる」と回答する確率 $\Pr \{X_{ni}=1\}$ は以下の数式であらわすことができる。

$$\Pr \{X_{ni}=1\} = \frac{\exp(\beta_n - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_n - \delta_i)}$$

この式より、利用者の能力 β と質問の難しさ δ が与えられればアセスメント項目に正答 (つまり出来ると回答する) 確率が求められる。そしてアセスメント項目のセットが Rasch モデルに適合している場合、一次元性を示しているとされ、調査したい項目に対して構成概念妥当性があると判断できる。またアセスメントを構成する調査項目のセットは、ロジットを用いて比例尺度に変換することが可能となるため結果の加減算ができる¹⁵⁾。すなわち、ある状態から別の状態に変化したときの比較や、個人の能力値や対象集団の比較を行うことが可能となる。

しかし実際には、モデルに適合していない調査項目や対象者がいる。そこで、観測値と Rasch モデルの期待値の残差の分析による適合度の分析を行う。この際に標準化された残差 (Standardized residual) を用いた適合度の検討がなされる¹⁴⁾。調査した項目がモデルに適合していない場合、それらの項目は除いて再度分析を行う。今回の検討では、 χ^2 乗適合度検定において P 値が 0.05 以下のものを不適合とした。また用いるデータ毎に Rasch モデルの各パラメーターの推定が同時最尤度推定法を用いてなされるため、今回の検討のように、全ての項目を用いた場合と、余暇や交流といった一部分を用いた場合、推定される項目困難度は異なる。なお Rasch モデルにおける各項目の困難度の推定には、得られた全てのデータを用いた。Rasch モデルによる各項目の適合度の検討のために、得られたデータから 250 名の無作為抽出を行った。これはサンプル数が多いと適合度が低くなるという欠点が指摘されており、100~250 程度が適当とされているためである¹⁶⁾。

ステージ分類の作成

さらに、調査項目が 2 択 (出来る、出来ないか、等) の場合で Rasch モデルに適合していると、質問項目はガットマン型の反応パターンを示す。Rasch モデルのこの特徴を利用して、Rasch モデルに適合した項目を困難度順に並べると、ガットマン型尺度を作成できる。今回のステージ分類の作成では、Rasch モデルに適合している項目を 4 つ選択し、それらの項目をより困難度の高いものを上に、より困難度が低いものを下に並べてガットマン型尺度の区分を作成するための閾値とし、その間の

状態をステージとして定義した。さらに、Andrich らの Polytomous Rasch model を用いて、各閾値の難易度を推定した¹⁷⁾。

ステージ分類における閾値の検討

新しく作成されたステージ分類について、ステージ間の閾値、信頼性について検討するために新たにデータを取得した（確認用サンプル）。対象者は全老健に加盟する施設のうちの協力を得られた 21 施設からそれぞれ入所者 10% および通所者 10% の無作為抽出を行った。対象者一人に対して、調査は 3 回行われた。

まず、異なる調査者における同一日の再テストにおいては、1 人目の調査者は、理学療法士、作業療法士、言語聴覚士のいずれかのリハビリテーション関連職種（以下リハ職）とし、2 人目の調査者は、それ以外の専門職（看護師、介護福祉士、社会福祉士）あるいはリハ職のいずれでも良いとした。この 1 回目のリハ職による調査結果から、多項 Rasch モデルを用いて余暇、および社会交流のステージングの閾値の推定を行った。

再現性の検討

信頼性を検討する目的で再テスト法による再現性を検討した。まず一人目の調査者が一週間の間隔による繰り返し調査を行い、同一調査者における一週間間隔の一致率を求めた（以下、同じ調査者による繰り返し一致率）。

また一人目の調査者と二人目の調査者が同一日に評価を行い、お互いの調査結果の一致について検討した（以下、異なる調査者間の一致率）。一致率の検討には Cohen の κ 係数を用いた¹⁸⁾。

結 果

対象者

5,008 名（入所者 2,564 名、通所者 2,446 名）から回答を得た。うち、年齢、性別の回答がある有効回答は入所者 1,560 名（うち男性 317 名、平均年齢 86 歳）、および通所者 1,898 名（うち男性 767 名、平均年齢 81 歳）計 3,458 名（回収数の 69%）から得られ、これを調査サンプルとした。全老健の専門職パネルにより選択および作成された調査項目とそれぞれの頻度を表 1 に示した。各項目については、ICF に基づいて、「余暇」関連 12 項目、「社会活動」関連 7 項目および「交流」関連 9 項目の 3 分野に区別した。表 1 に、入所、通所および全体のそれぞれの項目を行っている人数とパーセントを示した。老健の利用者では、「社会活動」のカテゴリーに属する 7 項目を行っている割合が、特に「ボランティア等を行った」

「地区会等の活動に参加」「宗教活動への参加」「結婚式等に参加」がそれぞれ 5% 未満と低かった。無回答は項目毎に 59 から 116 まで見られた。

全項目における項目困難度および適合度の検討

表 2 には、Rasch モデルで項目適合度を検討するために無作為抽出した 250 人について、各項目の χ^2 乗適合度およびその有意確率（P）を示した。ロジット値による項目位置情報（ b ）およびその標準誤差は、すべての利用できるデータを用いた。表 2~4 において b 値が大きいことは、その項目について困難度が高い（難しい）ことを示している。 χ^2 乗適合度の値が大きいこと、および χ^2 乗確率（P）値が小さいことは、Rasch モデルの適合度が低い項目であることを示している。

この 250 名のサンプルにおける入所者と通所者はそれぞれ 98 名と 152 名であった。

余暇の項目では、「利用施設主催の映画等を見た」「利用施設以外が主催の映画等を見た」「テレビを見た」「集団体操への参加」、交流の項目では、「近所付き合いをした」「友人や親族と外出」「親族の訪問を受けた」「友人の訪問を受けた」「電話した」が有意確率 $P < 0.05$ であり余暇の一部と交流の多くの項目において適合度が低かった。

専門職パネルにおける検討の結果「社会活動」関連の項目は入所者において頻度が低いため、ステージング区分を作成するのは適当でないと判断した。また余暇、交流の項目は、双方を同時に Rasch モデルで検討すると、適合度が低い項目があるため、「余暇」群と「交流」群を分けて Rasch モデルへの適合度を検討した。

余暇および交流における検討

余暇の項目では、「旅行に行く」が最も困難で、「テレビを見る」が最も容易な項目であった。「利用施設主催の映画等を見た」「新聞を読んだ」の 2 項目について Rasch モデルの適合度が低かった（表 3）。

社会交流関連項目では、「手紙を書いた」が最も困難な項目で、「親族の訪問を受けた」が最も容易な項目であった。「友人や親族と外出」などが Rasch モデルの適合度 $P < 0.05$ で低かった（表 4）。

ステージ分類の作成

これらの位置情報を参考に、専門職パネルが、臨床的な妥当性を考慮して余暇と社会交流についての簡易スケールを作成した。図 2 に余暇のステージ分類、図 3 に社会交流のステージ分類を示した。

ステージ分類の閾値の検討

このスケールについて、確認用サンプル 371 名のうち 365 名について、閾値および一致率の分析が可能であった。確認用サンプルの分析の結果、図中に多段階 Rasch

表 1 介護老人保健施設の社会参加の状況

ICF コード 区分	項目	入所		通所		全体		回答計
		n	%	n	%	n	%	
余暇	利用施設主催の映画等を見た	747	49%	702	40%	1,449	44%	3,292
余暇	利用施設以外が主催の映画等を見た	150	10%	242	14%	392	12%	3,283
余暇	公園や野外活動場に行った	243	16%	499	28%	742	23%	3,280
余暇	テレビを見た	1,136	74%	1,671	94%	2,807	85%	3,299
余暇	ラジオを聴いた	228	15%	816	46%	1,044	32%	3,278
余暇	新聞を読んだ	440	29%	1,096	62%	1,536	47%	3,285
余暇	旅行に行った	15	1%	181	10%	196	6%	3,272
余暇	趣味活動を自分から行った	294	19%	653	37%	947	29%	3,285
余暇	集団体操への参加	1,159	76%	1,563	88%	2,722	82%	3,303
余暇	個人で体操を行った	375	25%	817	46%	1,192	36%	3,278
余暇	施設内での買い物	146	10%	155	9%	301	9%	3,261
余暇	施設外での買い物	118	8%	552	32%	670	21%	3,261
社会活動	ボランティア等を行った	11	1%	33	2%	44	1%	3,269
社会活動	地区会等の活動に参加	11	1%	115	7%	126	4%	3,266
社会活動	宗教活動への参加	38	3%	177	10%	215	7%	3,260
社会活動	(この1年間) 墓参り・法事に参加	123	8%	612	35%	735	23%	3,256
社会活動	(この1年間) 結婚式等に参加	28	2%	179	10%	207	6%	3,250
社会活動	(この1年間) 選挙の投票をした	341	23%	569	33%	910	28%	3,242
社会活動	決まった役割がある	77	5%	478	27%	555	17%	3,263
交流	近所づきあいをした	66	4%	634	36%	700	21%	3,258
交流	友人・親族宅への訪問	123	8%	532	31%	655	20%	3,256
交流	友人や親族と外出	309	20%	917	53%	1,226	38%	3,260
交流	親族の訪問を受けた	1,271	83%	1,338	77%	2,609	80%	3,266
交流	友人の訪問を受けた	190	13%	663	38%	853	26%	3,251
交流	家族・親族と会話した	1,306	86%	1,701	96%	3,007	91%	3,294
交流	友人と会話した	429	28%	1,255	71%	1,684	51%	3,278
交流	手紙を書いた	57	4%	211	12%	268	8%	3,265
交流	電話した	182	12%	690	39%	872	27%	3,271

モデルを用いて計算した各段階の閾値を示した。余暇および社会交流の各閾値の逆転はなかった。

再現性の検討

このステージ分類のテスト-再テスト法による一致率の検討の対象は男性 113 名、女性 252 名であった（うち 171 名が入所、194 名が通所）。平均年齢は 82 歳（標準偏差 9、1）であった。それぞれの分布を表 5 に示した。

入所者より通所者の方が、余暇、交流のいずれの指標でもステージが高い高齢者の割合が多かった。重み付けをしたカッパ値においては、同じ調査者の繰り返し一致率およびカッパ値（括弧内）は余暇 0.99 (0.95)、社会交流 0.99 (0.96)、異なる調査者間の繰り返し調査における一致率およびカッパ値（括弧内）は、余暇 0.94 (0.75)、社会交流 0.93 (0.77) であった（表 6）。

考 察

今回我々は高齢者の社会参加状況を明らかにするためのステージ分類を作成する目的で、まず既存のスケール

から抽出した項目を用いて高齢者の観察に基づく調査を行った。当初用いた 28 項目全体では Rasch モデルに適合しない項目もあり、余暇、社会活動、社会交流といった下位区分で分析することで Rasch モデルへの適合度が高くなった。これは項目群の一次元性が確保されたためと考えられた。そのうち「社会活動」には例えば「選挙」「結婚式」等への参加が含まれていたが、これらの事象は観察期間中に起きない場合もあるため、日頃のケアマネジメントでの使用が困難であると考え、余暇と交流の 2 つの簡易ステージ分類を作成した。

実際にこのスケールでの測定を行うと、利用者の余暇や社会交流の状態を正確に推定できる。

例えば施設内で、現在の「余暇レベル」が個人による趣味活動はしている場合（ステージ 4）、集団でのレクリエーション（以下レク）に加えて、より高度な個別のレクを提供するといった個別のケアプランの作成がステージングの結果から明確となる。また、より低いステージの場合、リハビリテーション等を通じてより上位のステ

表2 各項目の項目困難度と Rasch モデルへの適合度

区分	調査項目	項目困難度 (b)	b の標準誤差	χ^2 二乗適合度	χ^2 二乗確率 (P)
余暇	利用施設主催の映画等を見た	-0.72	0.14	85.48	0.00
余暇	利用施設以外が主催の映画等を見た	1.42	0.20	22.87	0.01
余暇	公園や野外活動場に行った	0.32	0.16	11.00	0.28
余暇	テレビを見た	-4.12	0.22	16.12	0.06
余暇	ラジオを聴いた	-0.31	0.14	5.56	0.78
余暇	新聞を読んだ	-1.35	0.14	24.81	0.00
余暇	旅行に行った	2.19	0.26	4.16	0.90
余暇	趣味活動を自分から行った	-0.39	0.14	11.85	0.22
余暇	集団体操への参加	-2.98	0.16	14.49	0.11
余暇	個人で体操を行った	-0.75	0.14	9.94	0.36
余暇	施設内での買い物	1.54	0.21	21.54	0.01
余暇	施設外での買い物	0.58	0.17	5.48	0.79
社会活動	ボランティア等を行った	3.79	0.49	2.59	0.98
社会活動	地区会等の活動に参加	2.68	0.31	8.41	0.49
社会活動	宗教活動への参加	2.29	0.27	4.07	0.91
社会活動	(この1年間) 墓参り・法事に参加	0.37	0.16	12.21	0.20
社会活動	(この1年間) 結婚式等に参加	1.94	0.24	4.46	0.88
社会活動	(この1年間) 選挙の投票をした	-0.19	0.15	6.34	0.71
社会活動	決まった役割がある	0.46	0.16	8.15	0.52
交流	近所づきあいをした	0.61	0.17	18.04	0.03
交流	友人・親族宅への訪問	0.62	0.17	14.14	0.12
交流	友人や親族と外出	-0.67	0.14	4.67	0.86
交流	親族の訪問を受けた	-2.79	0.15	30.18	0.00
交流	友人の訪問を受けた	-0.13	0.15	9.64	0.38
交流	家族・親族と会話した	-4.56	0.25	10.92	0.28
交流	友人と会話した	-1.65	0.14	11.38	0.25
交流	手紙を書いた	1.79	0.23	6.31	0.71
交流	電話した	0.00	0.15	15.56	0.08

表3 余暇関連項目の、位置および項目適合度

社会交流関連項目	項目困難度 (b)	b の標準誤差	χ^2 二乗適合度	χ^2 二乗確率 (P)
旅行に行った	2.52	0.26	4.88	0.84
施設内での買い物	1.93	0.21	2.58	0.98
利用施設以外が主催の映画等を見た	1.80	0.20	7.71	0.56
施設外での買い物	0.97	0.17	17.39	0.04
公園や野外活動場に行った	0.67	0.16	7.95	0.54
ラジオを聴いた	0.08	0.14	3.08	0.93
趣味活動を自分から行った	0.05	0.14	16.84	0.05
個人で体操を行った	-0.34	0.14	15.52	0.08
利用施設主催の映画等を見た	-0.41	0.14	19.53	0.01
新聞を読んだ	-0.89	0.14	19.77	0.02
集団体操への参加	-2.64	0.17	8.70	0.47
テレビを見た	-3.73	0.23	8.26	0.41

テージを目指すといったケアプランを作製できる。

従って施設ケアの観点からは、その提供者が利用者の状態に応じた余暇や社会交流のサービスやりハビリテーションを提供することで、単に機能回復に偏重したりハだけではなく、在宅復帰後の社会参加や生きがいを視野

に入れたケアマネジメントが容易になると考えられた。

また本指標を個別に運用する際に、各ステージの状況に様々な理由で「該当しない」場合が想定される。例えば施設入所者において余暇のステージ5の「旅行」は利用者本人にその能力があっても、入所中であるから「該

表 4 社会交流関連項目の、位置および項目適合度

社会交流関連項目	項目困難度 (b)	b の標準誤差	χ^2 二乗適合度	χ^2 二乗確率 (P)
手紙を書いた	2.85	0.25	12.01	0.06
近所づきあいをした	1.62	0.19	11.90	0.10
友人・親族宅への訪問	1.59	0.19	4.83	0.68
電話した	0.78	0.17	10.81	0.09
友人の訪問を受けた	0.64	0.16	6.76	0.34
友人や親族と外出	0.07	0.15	18.32	0.01
友人と会話した	-1.18	0.15	14.22	0.03
親族の訪問を受けた	-2.29	0.16	16.97	0.01
家族・親族と会話した	-4.07	0.26	4.36	0.74

		ステージ	状態および閾値	状態のイメージ
旅行	旅行に行く（家および施設を 1 日以上離れる，施設から家への一時帰宅を除く）。	5	施設や家を 1 日以上離れる外出または旅行をしている。
		↑ 3.6	している	
		↓	していない
個人の趣味活動の実施	個人による趣味活動の実施。	4	旅行はしていないが，個人による趣味活動はしている。
		↑ 2.7	している	
		↓	していない
レクリエーション	集団での体操などの集団レクリエーションへの参加。	3	屋外で行うような個人的趣味活動はしていないが，屋内です程度のことはしている。
		↑ -1.6	している	
		↓	していない
テレビ	施設内や家でテレビを見る。	2	集団レクリエーションへは参加していないが，一人でテレビを楽しんでいる。
		↑ -4.7	している	
		↓	していない
		1	テレビを見たり，ラジオを聴いていない。

図 2 余暇の指標

		ステージ	状態および閾値	状態のイメージ
		5	情報伝達手段を用いて交流を行っている。
通信機器を用いての交流	電話を掛けた（e-mail, 手紙等含む。相手から掛かってくるのは除く）。	行っている	↑ 3.9
		行っていない	↓	
		4	通信機器を用いて自ら連絡を取ることは行っていないが、援助があつての外出はしている。
外出	施設外に外出した（親族・知人を訪ねる目的で）。	している	↑ 3.1
		していない	↓	
		3	外出はしていないが、親族・友人の訪問を受け会話している。
友人との会話	職員や家族以外の友人・知人と会話した。	している	↑ -2.5	
		していない	↓	
		2	近所づきあいとはしていないが、施設利用者や家族と会話はしている。	
身近な人との会話	施設職員や家族などと会話した。	している	↑ -4.5	
		していない	↓	
		1	会話がないう、していない、できない。	

図3 社会交流の指標

表5 確認用サンプルにおける対象者の分布

余暇のステージ区分

	1	2	3	4	5	合計
通所	8	30	62	59	12	171
入所	26	32	113	22	1	194
	34	62	175	81	13	365

交流のステージ区分

	1	2	3	4	5	合計
通所	4	42	34	38	53	171
入所	24	70	78	12	10	194
	28	112	112	50	63	365

当しない」ため「行っていない」という判断がなされる状況が想定される。このような場合には、環境に対するアプローチ、例えば施設が計画する旅行への参加を促す等により、利用者の状況が改善する可能性がある。このように本指標によりアセスメントを行った上で、さらに利用者の環境等を考慮した個別の状況を考慮した支援を行うのが望ましい。

また、今回の結果では、通所リハ利用者の方が、入所者よりも余暇や社会交流ステージが高かった。このことは高齢者が、在宅復帰にともない、より充実した余暇や交流につながることを示唆しており、余暇や交流を含めた自分のより具体的な在宅復帰ひいては社会復帰および

表6 余暇および社会交流の各指標の一致率

同じ調査者の繰り返し調査における一致率, カッパ値

		一致率	予測一致率	カッパ	標準誤差
重みづけなし	余暇	0.96	0.32	0.94	0.03
	社会交流	0.96	0.24	0.95	0.03
重みづけあり	余暇	0.99	0.75	0.95	0.03
	社会交流	0.99	0.67	0.96	0.04

異なる調査者の繰り返し調査における一致率, カッパ値

		一致率	予測一致率	カッパ	標準誤差
重みづけなし	余暇	0.78	0.32	0.67	0.03
	社会交流	0.76	0.25	0.68	0.03
重みづけあり	余暇	0.94	0.75	0.75	0.03
	社会交流	0.93	0.68	0.77	0.03

地域生活のイメージを持ってもらうことで、高齢者の社会参加を進めることが容易になる可能性がある。また通所リハにおいては、高齢者の状態に応じた充実した余暇プログラムの提供が求められる。

本指標は Rasch モデルの適合度を検討したため、構成概念妥当性が高いと考えられた。例えば一見社会参加とは関係が少ないと考えられる「一人でテレビを見る」「職員や家族と会話する」といった項目であっても、Rasch モデルへの適合が認められた。すなわち、これらの項目は、測定する上で構成概念妥当性を満たしていると統計学的結果から判断した。従って「一人でテレビを見る」「職員や家族と会話する」は、余暇および社会交流に関するもっとも困難度が低い部分であるため、これをステージ分類の閾値として組み込むこととした。

さらに、今回作られた分類の中に各ステージの閾値のロジット値を示した。これは、各ステージ区分の閾値の困難度を定量化したものである。すなわち、今回作成したステージ分類はステージ毎の特徴をとらえることに加えて、ステージに変化があったとき、その変化量を想定できるという定量的な特徴がある。例えば余暇のレベルがステージ4からステージ5に変化したとき、それぞれに相当する閾値は2.7, 3.6であるから0.9の改善として定量化できるのも特徴である。また、ステージ区分することにより、ステージごとの標準的な余暇や、その改善方法などを検討することができることも本ステージ分類の特徴である。

しかし、今回の研究には問題点もある。まず、R4 システムのこれまでのステージ分類、例えば移動や基本動作の場合 ICF コードをそのままステージ分類の中に埋め込むことが可能であった³⁾。しかし、ICF コードにお

いて、高齢者に関連した「社会参加」の項目が少なく、既存の調査票から、これらの項目を抽出した後に ICF コードと結び付ける必要が生じた。また、得られた結果から、簡易スケールを作成する上での専門職パネルの議論において、調査した項目にない表現を用いる必要があったことも高齢者の基本動作や歩行のステージ分類を作成した際と異なっていた。しかしながら ICF コードとの関連づけを多少犠牲にし、より介護の現場に即した既存の調査項目を用いたことで高齢者の参加をわかりやすく記述でき、さらにイラストを用いることで高い再テスト一致率につながったと考えられた¹⁹⁾。

また、今回作成した指標は評価者によるバイアス、例えば職種や経験年数、環境（入所か通所か）の影響が考えられるが、Rasch モデルにおいては項目応答差異 DIF (Differential Item Functioning) として評価することが可能である。一致率の職種間差についても今後の検討課題である。

今後はこのステージ区分を用いて、ステージ毎のリハビリテーションやレクリエーションの在り方を検討することで、介護サービスの質や利用者の QOL の向上につなげたい。

謝辞

この研究の一部は厚生労働省地域医療基盤開発推進研究補助金 (H25-復興 005)、長寿科学研究補助金 (H25-長寿 006) および、平成 24 年度老人保健事業推進費等補助金 (老人保健健康増進等事業) の補助を得て行った。また、この研究は全老健の支援で行われた。特に管理運営委員会ケアマネジメント部会の助川未枝保先生、谷川敦弘先生、千葉喜弘先生、土井勝幸先生、松浦美知代先生、山田剛先生よりご助言を頂いた。

文 献

- 1) World_Health_Organization: International Classification of Functioning, Disability and Health: ICF, World Health Organization, Geneva, 2001.
- 2) 全国老人保健施設協会：新全老健版ケアマネジメント方式～R4 システム，社会保険研究所，東京，2010.
- 3) Okochi J, Takahashi T, Takamuku K, Escorpizo R: Staging of mobility, transfer and walking functions of elderly persons based on the codes of the International Classification of Functioning, Disability and Health. *BMC Geriatr* 2013; 13: 16.
- 4) 大河内二郎：国際生活機能分類の理念をいかにして施設ケアに取り込むか—「R4 システム」のアセスメント方式作成を通して，*日本公衆衛生雑誌* 2011; 58: 555-559.
- 5) Saxena S, Carlson D, Billington R: The WHO quality of life assessment instrument (WHOQOL-Bref): the importance of its items for cross-cultural research. *Quality of life research: an international journal of quality of life aspects of treatment, care and rehabilitation* 2001; 10: 711-721.
- 6) Sibley A, Kersten P, Ward CD, White B, Mehta R, George S: Measuring autonomy in disabled people: Validation of a new scale in a UK population. *Clin Rehabil* 2006; 20: 793-803.
- 7) Ware JE Jr, Kosinski M, Bayliss MS, McHorney CA, Rogers WH, Raczek A: Comparison of methods for the scoring and statistical analysis of SF-36 health profile and summary measures: summary of results from the Medical Outcomes Study. *Med Care* 1995; 33: AS264-279.
- 8) Harwood RH, Rogers A, Dickinson E, Ebrahim S: Measuring handicap: the London Handicap Scale, a new outcome measure for chronic disease. *Qual Health Care* 1994; 3: 11-16.
- 9) Dickerson LM, Ables AZ, Everett CJ, Mainous AG 3rd, McCutcheon AM, Bazaldua OV, et al: Measuring diabetes care in the national interdisciplinary primary care practice-based research network (NIPC-PBRN). *Pharmacotherapy* 2011; 31: 23-30.
- 10) 安梅勅江, 高山忠雄：社会関連性評価に関する保健福祉学的研究. *社会福祉学* 1995; 6: 59-73.
- 11) 全国老人保健施設協会：新全老健版ケアマネジメント方式～R4 システム，社会保険研究所，2011.
- 12) Okochi J, Utsunomiya S, Takahashi T: Health measurement using the ICF: test-retest reliability study of ICF codes and qualifiers in geriatric care. *Health and quality of life outcomes* 2005; 3: 46.
- 13) Lerner RK, Esterhai JL Jr, Polomono RC, Cheatle MC, Heppenstall RB, Brighton CT: Psychosocial, functional, and quality of life assessment of patients with posttraumatic fracture nonunion, chronic refractory osteomyelitis, and lower extremity amputation. *Arch Phys Med Rehabil* 1991; 72: 122-126.
- 14) 静 哲人：基礎から深く理解するラッシュモデリング，関西大学出版部，大阪，2007.
- 15) Rasch G: In: *Probabilistic Models for some Intelligence and Attainment Tests* (expanded edition), The University of Chicago Press (original work published in 1960), Chicago, 1980.
- 16) Linacre J. *Rasch Power Analysis: Size vs. Significance: Infit and Outfit Mean-Square and Standardized Chi-Square Fit Statistic* Durham, NC: Institute for Objective Measurement 2003 [cited 2012 1205]. Available from: <http://www.rasch.org/rmt/rmt171n.htm>
- 17) Andrich D: Rating scales and Rasch measurement. *Expert review of pharmacoeconomics & outcomes research* 2011; 11: 571-585.
- 18) Siegel S, Castellan NJJ: In: *Nonparametric statistics for the behavioral science*, 2nd ed, McGraw-Hill, New York, 1988.
- 19) Okochi J, Takahashi T, Takamuku K, Matsuda S, Takagi Y: Reliability of a geriatric assessment instrument with illustrations. *Geriatr Gerontol Int* 2005; 5: 37-47.

Development of a staging classification for leisure activities and social communication in dependent elderly persons

Jiro Okochi¹⁾²⁾, Kiyoshi Takamuku²⁾³⁾, Kentaro Higashi²⁾⁴⁾, Kenichiro Orimo²⁾⁵⁾, Tatsuya Honma²⁾⁶⁾,
Keiko Nishiwaki⁷⁾ and Shigeru Ando⁸⁾

Abstract

Aim: The aim of this study was to develop a simple staging classification to measure leisure activity and social communication among the elderly at geriatric health care facilities.

Methods: In order to construct a staging scale for measuring the participation of the elderly subjects, we developed a list of 28 items for three domains: leisure activities, social participation and communication. Data were obtained from users of institutional and day care services at geriatric health service facilities. The Rasch model was applied to test the degree of item fit and difficulty. Simple staging scales were constructed based on 12 leisure activity and nine social communication items. The validity and reliability were tested using these newly developed scales according to the Rasch model and assessments of the test-retest reliability.

Results: The participants were 3,458 elderly persons, of whom 1,560 were currently using institutional services and 1,898 were using day care services. Among the 28 items, “traveling” was identified as the most difficult and “watching television” was identified as the easiest. Because items related to “social participation,” such as volunteer activities, exhibited a low frequency, they were not used in the further analyses. Simple staging scales were constructed by analyzing the remaining items of leisure activities and social communication according to the Rasch model. The thresholds within the scales were determined in order of item difficulty. Cohen’s kappa, as assessed by two different evaluators, was 0.75 for leisure activities and 0.77 for social communication.

Conclusions: In this study, we developed staging scales for leisure activity and social communication. The construct validity and test-retest reliability were adequate for both scales. Service providers can improve service quality by using these scales for individual case management of elderly persons in conjunction with existing scales of activities of daily living.

Key words: *Leisure activity, Social communication, Geriatric health service facilities, Care management, Rasch model*

(Nippon Ronen Igakkai Zasshi 2014; 51: 536–546)

-
- 1) Tatsumanosato Geriatric Health Service Facility
 - 2) Japan Association of Geriatric Health Service Facilities
 - 3) Souseien Geriatric Health Service Facility
 - 4) Ikoinomori Geriatric Health Service Facility
 - 5) Nishi-Agatsuma Welfare Hospital
 - 6) Seiaikai Medical Medical Corporation
 - 7) Nippon Dental University
 - 8) Wakamiyaen Geriatric Health Service Facility