原著論文

項目応答理論による全部床義歯装着者を対象とした 咀嚼能力検査表の開発

竹内 一夫

Construction of a Scale for Evaluating Masticatory Ability of Complete Denture Wearers using Item Response Theory

Kazuo Takeuchi

Abstract : The purposes of this study were to verify unidimensionality of the questionnaire comprising 58 food items designed to evaluate the masticatory ability of complete denture wearers, and to reconstruct it to be shorter but accurate using the item response theory (IRT). The 230 subjects were edentulous and complete denture wearers.

The results were as follows :

1. Forty-one items showed unidimensionality based on principal factor analysis of the tetrachoric correlation matrix, except 17 items whose proportions of correct answers were above 0.90.
2. A one-parameter logistic model was applied to 26 items, whose principal factor solutions were above 0.69, and fitted the model based on chi-square statistics. The parameters were standardized according to ability.
3. The scale, which comprises 10 items and serves as an approximate interval scale, was reconstructed.
4. The KR-20 coefficient of the scale was 0.83.
5. The scores showed significant differences between the three groups which were classified by subjective assessments of their own masticatory abilities ($p < 0.01$) ; male scores were higher than those of females ($p < 0.05$), were unrelated to age ($r = -0.15$, $p < 0.05$), and increased when new dentures were made ($p < 0.01$).
6. It appeared that the scale has high reliability and validity as a clinical test.

Key words : mastication, edentulous, questionnaire, clinical examination, IRT

I. 緒 言

全部床義歯装着者の咀嚼能力を評価する質問紙法^{1~13)}は、食品が「かめるか」、あるいは「摂取できるか」という一義的な質問の回答から咀嚼能力を推定する方法と解釈できる。このように質問紙法で単一の潜在特性^{14~16)}を測定する場合には、尺度が一次元的であることが望ましい¹⁷⁾

が、従来の報告^{1~13)}では尺度の一次元性を検討したものはみられず、調査対象を有歯顎者にまで広げても Guttman スケール¹⁸⁾の応用例¹⁹⁾がみられるにすぎない。

著者は、全部床義歯装着者の咀嚼能力の評価に、58 品目の食品の圧縮に要した力を指標とした咀嚼能力検査表⁹⁾を用いてきた。しかし、高齢者を多く含む全部床義歯装着者²⁰⁾では負担が少ないことが望ましい²¹⁾ので、検査表の項目数を減らして、しかも高い精度で評価ができないかと考えた。

計量心理学や教育測定学の分野では、精度の高いテストを作成する理論が開発されている^{14~16,22~25)}が、項目応答理論^{14~16,24)}を応用すれば間隔尺度が構成できるので、計

愛知学院大学歯学部歯科補綴学第二講座 (主任: 川口豊造教授)
The Second Department of Prosthodontics, School of Dentistry,
Aichi-gakuin University (Chief: Prof. Toyozo Kawaguchi)
平成 10 年 5 月 18 日受付

量的に評価し得る検査表を作成する指標が得やすい。殊に、1パラメータ・ロジスティックモデル¹⁴⁻¹⁶⁾は、素点が十分統計量となるので採点が容易となり、短時間での検査に繋がる。

そこで、咀嚼能力検査表⁹⁾の尺度の一次元性を検討すると共に、1パラメータ・ロジスティックモデルを応用して、少ない項目数で全部床義歯装着者の咀嚼能力を計量的に評価する新たな検査表の開発を試みた。

II. 研究方法

1. 被験者と調査方法

被験者は、1990～1997年に愛知学院大学歯学部附属病院の補綴科を受診した患者から連続的に選択²⁶⁾した上下顎全部床義歯装着者230名(50～91歳、平均72.3±8.9歳)で、男性が106名(71.2±9.1歳)、女性が124名(73.3±8.7歳)である。

調査に用いた質問紙は、2つの設問からなる(図1)。設問1では、使用中の義歯の咀嚼能力に対する主観的な評価として、その義歯が「かめる」、「普通」、あるいは「かめない」と考えるかを質問した。設問2では、咀嚼能力検査表⁹⁾を一部改変した58項目の食品について、咀嚼の可否を質問した。選択肢は、○:そのままの状態で「かめる」、●:小さくしたり、やわらかくすれば「かめる」、×:「かめない」、△:「かんだことがない」、または「食べたことがない」の四肢から択一させた。

回答は、被験者に研究の目的を説明して同意を得た後に回答方法を説明して診療室内で記入させた。なお、視力の低下がある場合には、調査者が質問文を読んで回答を得た。

また、初回の調査終了後に新たに義歯を製作した被験者から50名を無作為に抽出して、新しい義歯の調整が終了したと判断した時点で再度調査を行った。

分析には、被験者230名の回答を用いた。そのうち、旧義歯と新義歯について2度の回答を得た50名は無作為に2群に分け、半数は旧義歯の回答を、残りの半数は新義歯の回答を採用した。表1は被験者の属性である。

2. 尺度構成の手続き

回答は、2値データに変換した。すなわち、○:そのままの状態で「かめる」と回答した場合は、普通に咀嚼できる食品と解釈して1(通過)とし、●, ×, △と回答した場合には咀嚼能力の低下の代償²⁷⁾と考えて0(未通過)として扱った。

データから通過率(○と回答した被験者数が230名に占める割合)の偏った項目を除外し、残った項目の回答から求めた四分相関係数行列に対して主因子法による因子分析を行い、尺度の一次元性を検討した。

設問1. 現在使用している義歯の具合はいかがですか。

- 1) かめる
- 2) 普通
- 3) かめない

設問2. 食べられる食品のチェックリスト

下記の方法に従って、記入してください。

○…そのままの状態で「かめる」
●…小さくしたり、やわらかくすれば「かめる」
×…「かめない」
△…「かんだことがない」、または「食べたことがない」

食品の“かたさ”は普通の人が食べているくらい、“大きさ”は一口で入れるくらいを標準に考えてください。

うなぎの蒲焼き	酢だこ
柔らかく煮たうどん	バナナ
焼いた薄切り豚肉	しいたけの煮付け
リンゴ(厚さ1cm)	御飯
赤飯	まぐろの刺身
古たくあん	白身の刺身
なすの煮付け	きゅうり(薄切り)
キャベツのせん切り	焼いた薄切り牛肉
牛乳につけたパン	さつま揚げ
ハンバーグ	食パン
焼いたサケ	卵焼き
白菜のつけもの	焼いた鶏肉のささみ
あられ	煮た厚揚げ
煮たえび	フランスパン
サラミソーセージ	レタス
煮た大根	生ちくわ
いかの刺身	煮豆
カステラ	ビスケット
里芋の煮付け	ゆで卵
チーズ	ウインナーソーセージ
いためた玉ねぎ	かれいの煮付け
蒸したしゅうまい	煮たこんにゃく
トマト	ういろう
スライスハム	かまぼこ
プリン	とうふ
煮たわかめ	にんじんの煮付け
梨	ヒーナッツ
コロケ	らっきょうの酢づけ
煮た昆布	じゃがいもの煮付け

図1 The questionnaire
質問紙

表1 Construction of the subjects
被験者の属性

属 性	内 容	被 験 者	
		1度の回答	2度の回答
新義歯	義歯の調整が終了	26	25
旧義歯	初診時	38	19
旧義歯	初診以降に調整やリライニング	64	6
不定期の受診	調整を希望して来院	35	—
定期検診		17	—
計		180	50(人)

次に、因子分析によって求めた第一因子負荷量（以後、因子負荷量とする）を指標にして、一次元性が特に高い項目を抽出して、項目応答モデルを適用した。使用したモデルは1パラメータ・ロジスティックモデル¹⁴⁻¹⁶⁾である。すなわち、咀嚼能力の特性値 θ を有する被験者が項目 j に対して“○：そのままの状態で「かめる」”と回答する期待確率を項目特性関数 $P_j(\theta)$ と定義し、特性値 θ の平均を0、標準偏差を1として項目困難度 b_j と特性値 θ を求めた。

モデルの理論式は、

$$P_j(\theta) = [1 + \exp\{-Da(\theta - b_j)\}]^{-1}$$

で示される。ここで a は項目識別力で一定とする。また、 D はロジスティックモデルを正規累積モデルに近似させるための定数で、値は1.7である¹⁴⁻¹⁶⁾。

さらに、 χ^2 統計量を指標にしてモデルとデータの適合度の悪い項目を除外し、適合のよい項目のデータだけを用いて最終的な項目困難度 b_j と特性値 θ を推定し、項目バンク¹⁴⁻¹⁶⁾を作成した。

そして、新たな検査表に採用する項目として、測定目標とする被験者の特性値 θ を-2.0~2.0付近に設定^{14,15)}し、項目困難度 b_j の間隔が可及的に等間隔となるように抽出した。

3. 信頼性と妥当性の検討

抽出した項目のデータから KR 20²³⁾ を求めて、信頼性を検討した。また、抽出した項目で新たな検査表を作成することの妥当性を確認するために、1) 理論的に求めた項目特性曲線と、特性値 θ の各区分における実際の通過率との適合度、2) 設問1の回答結果から分類した自己評価群である「かめる」群、「普通」群、「かめない」群の得点の比較 (Scheffé の多重比較)、3) 得点の性差 (Student の t 検定)、4) 得点と年齢の関係 (Pearson の相関係数)、5) 50名の被験者が旧・新義歯について回答したときの得点の比較 (対応のある t 検定) を検討した。なお、上記2)~5)の得点は、抽出した項目に○と回答した場合を1点、●, ×, △と回答した場合を0点として求めた。

因子分析に用いたプログラムは IRT¹⁶⁾、またパラメータの推定 (同時最尤推定法) と χ^2 統計量の計算には RASCALTM (Assessment System Corporation) を使用した。その他の計算には、MS-ExcelTM、SPSSTM、STATISTICATM を使用した。

III. 結 果

1. 尺度の一次元性

通過率の偏った項目は四分相関係数の推定誤差が大きいため、通過率が0.90以上の17項目は分析から除外した (表2)。なお、通過率が0.10以下の項目はなかった。

表2 Items omitted because the proportions of correct answers were above 0.90
通過率が0.90以上のために除外した項目

項目	通過率	項目	通過率
とうふ	1.00	バナナ	0.93
卵焼き	0.98	御飯	0.92
カステラ	0.97	まぐろの刺身	0.91
プリン	0.97	里芋の煮付け	0.91
柔らかく煮たうどん	0.97	牛乳につけたパン	0.90
ゆで卵	0.95	じゃがいもの煮付け	0.90
煮た大根	0.95	うなぎの蒲焼き	0.90
なすの煮付け	0.94	蒸したしゅうまい	0.90
かれいの煮付け	0.93		

残った41項目の四分相関係数行列に対して因子分析を行い、因子負荷量を求めた (表3)。このときの一因子適合度¹⁶⁾は、0.93であった。

2. パラメータの推定と新たな検査表の項目の抽出

前述の41項目から因子負荷量が0.70未満の11項目を除外し (表3)、残った一次元性の高い30項目に1パラメータ・ロジスティックモデルを適用した。さらに、モデルと項目の適合度の指標となる χ^2 統計量を求めて適合の悪い ($p < 0.05$) 4項目を除外し (表4)、残りの26項目について項目困難度 b_j と特性値 θ を推定した。

次に、項目困難度 b_j が可及的に等間隔な項目として9項目を抽出した。この段階で、設問1から分類した「かめる」群、「普通」群、「かめない」群について、この9項目に○と回答した得点分布を検討したところ、「かめない」群で0点の度数が高くなる床効果²⁸⁾が認められた (図2)。そこで、床効果を解消するために通過率が0.90以上の17項目の項目分析を行い、さらに1項目を抽出した。具体的には、先の26項目に○と回答した数を加算した素点と通過率が0.90以上の17項目への回答との点双列相関係数²²⁾が大きく、かつ、すでに抽出した9項目の項目困難度 b_j の間隔と可及的に等間隔となる項目を探索した。その結果、条件に当てはまる項目として“御飯”が選択できた。“御飯”と26項目の得点との点双列相関係数は0.41であったことから、一次元性が比較的高い項目といえる。そこで、先の26項目に“御飯”を加えた27項目から項目困難度 b_j と特性値 θ を推定し、モデルへの適合度の悪い ($p < 0.05$) “煮た昆布”を除外して、最終的に残った26項目のデータから項目困難度 b_j (表5) と特性値 θ を推定し、これらの26項目を項目バンク¹⁴⁻¹⁶⁾とした。

作成した項目バンクの中から項目困難度 b_j が可及的に等間隔になるように、すなわち、先の9項目に“御飯”を加えた10項目を抽出した。10項目による得点分布を確認したところ、「かめない」群の床効果はほぼ解消できた (図3)。10項目の項目困難度 b_j の分布を図4に示す。なお、最終的に項目識別力 a は、すべての項目で1.15に固

表 3 Factor loadings on the 41 items whose proportions of correct answers were less than 0.90
通過率が 0.90 未満の 41 項目の因子負荷量

項目	通過率	因子負荷量	
チーズ	0.81	0.58	*
トマト	0.87	0.63	*
にんじんの煮付け	0.88	0.64	*
白身の刺身	0.84	0.65	*
リンゴ (厚さ 1 cm)	0.51	0.66	*
ういろ	0.84	0.67	*
ハンバーグ	0.78	0.67	*
あられ	0.44	0.67	*
サラミソーセージ	0.44	0.67	*
ウインナーソーセージ	0.72	0.69	*
赤飯	0.82	0.69	*
フランスパン	0.27	0.70	
煮たわかめ	0.82	0.72	
煮た昆布	0.67	0.72	
煮た厚揚げ	0.80	0.74	
きゅうり (薄切り)	0.77	0.74	
焼いた鶏肉のささみ	0.58	0.75	
焼いた薄切り豚肉	0.58	0.76	
食パン	0.82	0.77	
焼いた薄切り牛肉	0.57	0.77	
クロquette	0.89	0.77	
スライスハム	0.75	0.77	
煮豆	0.89	0.78	
らっきょうの酢づけ	0.57	0.80	
しいたけの煮付け	0.60	0.81	
ピーナッツ	0.38	0.81	
古たくあん	0.12	0.81	
レタス	0.72	0.83	
ビスケット	0.79	0.83	
白菜のつけもの	0.57	0.83	
キャベツのせん切り	0.64	0.84	
焼いたサケ	0.88	0.84	
さつま揚げ	0.80	0.85	
梨	0.37	0.85	
かまぼこ	0.68	0.85	
生ちくわ	0.68	0.86	
いためた玉ねぎ	0.83	0.87	
いかの刺身	0.29	0.88	
煮たこんにゃく	0.65	0.88	
煮たえび	0.69	0.88	
酢だこ	0.21	0.90	

* : The items, whose principal factor solutions were above 0.70, were omitted
因子負荷量が 0.7 未満のため除外した項目

表 4 Items omitted on the basis of chi-square statistics
 χ^2 統計量を指標として除外した項目

項目	χ^2 統計量	df	通過率
クロquette	45.6	17	0.89
煮た厚揚げ	64.3	17	0.80
スライスハム	46.3	17	0.75
フランスパン	30.3	17	0.27

図 2 Score distributions of the 9-item scale for the three groups classified by subjective assessments on own masticatory abilities (The arrow indicates floor effect)
自己評価群別に示した 9 項目の検査表の得点分布 (矢印は床効果を示す)

表 5 Statistics of the 26 items selected finally as those to be registered in the item bank
最終的な項目バンクに採用した 26 項目の統計量

項目	項目困難度 b_j	SE (b_j)	因子負荷量
御飯	-2.11	0.33	0.69
煮豆	-1.80	0.28	0.75
焼いたサケ	-1.73	0.27	0.82
いためた玉ねぎ	-1.35	0.23	0.89
煮たわかめ	-1.32	0.22	0.70
食パン	-1.30	0.22	0.77
さつま揚げ	-1.22	0.22	0.81
ビスケット	-1.13	0.21	0.80
きゅうり (薄切り)	-1.04	0.20	0.74
レタス	-0.82	0.19	0.83
煮たえび	-0.69	0.19	0.87
生ちくわ	-0.65	0.19	0.85
かまぼこ	-0.63	0.19	0.84
煮たこんにゃく	-0.53	0.18	0.87
キャベツのせん切り	-0.49	0.18	0.85
しいたけの煮付け	-0.32	0.18	0.82
焼いた鶏肉のささみ	-0.24	0.18	0.74
焼いた薄切り豚肉	-0.24	0.18	0.76
らっきょうの酢づけ	-0.19	0.18	0.84
焼いた薄切り牛肉	-0.19	0.18	0.76
白菜のつけもの	-0.19	0.18	0.85
ピーナッツ	0.53	0.19	0.83
梨	0.60	0.19	0.85
いかの刺身	0.95	0.20	0.91
酢だこ	1.36	0.23	0.93
古たくあん	2.01	0.30	0.88

定された。

3. 信頼性

10 項目から求めた KR 20 は, 0.83 であった。

4. 妥当性

1) 項目特性曲線と実際の通過率は, いずれもおおむね

適合していた (図 5)。2) 「かめる」群, 「普通」群, 「かめない」群の得点には, すべての群間で有意差 ($p < 0.01$) が認められた (表 6)。3) 男性の得点は, 女性よりも有意 ($p < 0.05$) に高かった (表 7)。4) 年齢と得点の Pearson の相関係数は, $r = -0.15$ ($p < 0.05$) であった。図 6 に散布図を示す。5) 旧・新義歯の得点の相関係数は 0.72 ($p < 0.01$) で (図 7), 新義歯の得点は旧義歯よりも有意 ($p < 0.01$) に高かった (表 8)。

図 3 Score distributions of the 10-item scale for the three groups classified by subjective assessments on own masticatory abilities
自己評価群別に示した 10 項目の検査表の得点分布

図 4 Calibration of the 10 items
10 項目の目盛り付け

図 5 Item characteristic curves and observed proportion of correct answers
10 項目の項目特性曲線と実際の通過率

IV. 考 察

1. 尺度の一次元性について

分析にあたり, 食品が「かめるか」という一次元の潜在変数を導入した。その結果, 通過率の偏っていない 41 項目の一因子適合度は 0.93 で, 尺度の一次元性が確認できた。これは, 検査表の構成概念妥当性^{23,25)}を裏付けるものである。咀嚼は, 食物を摂取して粉碎し唾液と混和し食塊にするまでの一連の過程²⁹⁾で多次元的といえるが, 食品が「かめるか」という一次元の潜在変数を導入しても評価できることを意味する。

さらに, 41 項目の中から特に一次元性の高い項目として因子負荷量が 0.70 以上の項目を抽出した。これは, 古典的テスト理論における因子負荷量が項目応答理論の項目識別力 a に対応すること^{16,30)}と, 後に適用する項目応答モ

表 6 Comparison of the scores between the three groups classified by subjective assessments on own masticatory abilities
自己評価群別の得点の比較

	平均値	標準偏差 (点)	
「かめる」群 (n=95)	7.2	2.1	***
「普通」群 (n=86)	5.4	2.0	
「かめない」群 (n=49)	3.0	1.8	

(** : $p < 0.01$, Scheffé's multiple comparison)

表 7 Comparison of the scores by sex
得点の性差

	平均値	標準偏差 (点)	
男性 (n=106)	6.0	2.3	**
女性 (n=124)	5.3	2.7	

(* : $p < 0.05$, t-test)

図 6 Scatter diagram of the score and age
得点と年齢の散布図

図 7 Relationship of the scores between old and new dentures
旧・新義歯の得点の関係

デルとして項目識別力 a を一定とする 1 パラメータ・ロジスティックモデルを想定したためである。

識別力の高い項目は被験者の能力の差を敏感に評価できることから、評価に用いる項目として望ましい¹⁶⁾。“酢だこ”の因子負荷量は、通過率が 0.90 未満の 41 項目でも、項目バンクの 26 項目から求めた場合でも最大値を示した(表 3, 5)。後藤ら³¹⁾は、40 歳以上の喪失歯を有する 530 名に対して 17 項目の質問紙で疫学調査を行い、“酢だこ”が歯の喪失と噛める噛めないの関係を最もよく示す食品であったと述べている。有歯顎者を含んだ集団でも、“酢だこ”が咀嚼能力を敏感に評価できる項目であったことは興味深い。

一方、因子負荷量と χ^2 統計量を指標にして除外した 16 項目(表 3, 4)にはカタカナの項目が多かった。調査中に“サラミソーセージ”と“ウインナーソーセージ”の違いや、“フランスパン”と“食パン”の違いを解さない被験者が観察されたことから、これらの食品の差を正確に認知できない被験者がいたことが一因であろう。また、一部の高齢者には難解な表現であったと解釈できる“りんご(厚さ 1 cm)”や“あられ”のように多様な形態の食品、

表 8 Difference in scores with old and new dentures
旧・新義歯の得点の比較

	平均値	標準偏差 (点)	
旧義歯 (n=50)	5.0	2.3	**
新義歯 (n=50)	6.7	2.2	

(** : $p < 0.01$, Paired t-test)

表 9 Correlation coefficient between the number of responses of ○ and another alternatives : ●, ×, △
○と回答した頻度と●×△と回答した頻度の相関係数

	58 項目	26 項目
●	-0.78 **	-0.74 **
×	-0.72 **	-0.74 **
△	-0.40 **	-0.31 **

(** : $p < 0.01$)

あるいは“ういろう”のように地域性の高い食品も除外された。さらに、“トマト”、“にんじんの煮付け”、“コロッケ”などの通過率の偏った項目も除外されたが、これは適合の悪いデータが少なくても、因子負荷量や χ^2 統計量に与える影響が大きかったためと考える。

また、高齢者の食パタンの変化を指摘する報告³²⁾は、一次元性の高い項目が変化する可能性を示唆している。時代に応じて一次元性を再検討する必要があると考える。

2. 選択肢について

食品のかたさ⁹⁾と△と回答した頻度の Pearson の相関係数は 0.63 ($p < 0.01$) で、かたい食品ほど“「かんだことがない」”または“「食べたことがない」”と回答する頻度が高かった。咀嚼能力の低い全部床義歯装着者は、かたい食品の摂取を避けて摂食に工夫を凝らしていると解釈できる。

一方、被験者 230 名が 58 項目および項目バンクの 26 項目に○と回答した頻度と、●, ×, △と回答した頻度との Pearson の相関係数を求めると、△では●, ×と比較して値が小さかった(表 9)。これは、○, ●, ×はおおむね評定尺度として成立しているが、△と回答した場合には回答に咀嚼能力以外の要因が影響していることを意味する。△の選択肢の文意から、嗜好や食習慣の影響が考えられよう。

△と回答した頻度の高い 10 項目をみると、因子負荷量が 0.70 以上の一次元性の高い項目は“ピーナッツ”、“いかの刺身”、“酢だこ”、“古たくあん”で、すべて項目困難度 b_j が 0 以上の咀嚼の困難な項目に属し、咀嚼能力が低いために△と回答した可能性の高い項目と解釈できる。その他の因子負荷量が 0.70 未満の項目は、すべてカタカナ

表 10 10 items whose proportion of Δ -answers were high
 Δ と回答した頻度の高い 10 項目

項目	Δ と回答した割合	通過率	因子負荷量
サラミソーセージ	0.27	0.44	0.67
フランスパン	0.20	0.27	0.70
ウインナーソーセージ	0.13	0.72	0.69
ビーナッツ	0.12	0.38	0.81
いかの刺身	0.10	0.29	0.88
ハンバーグ	0.10	0.78	0.67
チーズ	0.10	0.81	0.58
古たくあん	0.10	0.12	0.81
酢だこ	0.10	0.21	0.90
スライスハム	0.09	0.75	0.77

で記載された洋食タイプの食品であった。高齢者は和食タイプを好む³³⁾ことから、嗜好や食習慣などによって Δ と回答したと解釈できる(表 10)。したがって、 Δ は咀嚼能力の低下か、嗜好や食習慣の影響か、あるいは双方の影響によるものかを確認しなければ解釈ができないことになる。尺度の一次元性という観点からは望ましくないが、 Δ と回答した頻度が小さかったために(表 10)、一次元性が成立したと考える。安斎ら⁶⁾は、嗜好性の強い食品や高齢者に馴染みの少ない食品などを除くべきだと述べているが、これに加えて選択肢を咀嚼能力に限定した内容にできれば、さらに一次元性を高めることができよう。

3. 1パラメータ・ロジスティックモデルについて

項目応答理論は、被験者の能力と各項目の特性を確率関数で示し、テストの特性と同時に被験者の能力を推定する理論モデルである。また、モデルに適合していれば被験者の能力や項目の特性に依存しないパラメータが得られることが利点とされる^{14-16,24)}。本研究では、項目困難度 b_j だけが変化する 1パラメータ・ロジスティックモデル¹⁴⁻¹⁶⁾を適用した。このモデルに適合した検査表では、ある困難度の項目に“かめる”と回答した場合には、それよりも咀嚼が容易な項目にも“かめる”と回答する確率が高く、逆に“かめない”と回答した場合には、それよりも咀嚼が困難な項目にも“かめない”と回答する確率が高い。このモデルは Rasch モデル²⁴⁾と数学的に同等であり¹⁴⁻¹⁶⁾、さらに Guttman の完全尺度¹⁸⁾の厳密な規制を緩めて応答に確率的な変動を許容したモデルと解釈できる³⁴⁾。

ここで、実際には項目によって項目識別力 a が異なることが問題となろう。項目バンクの 26 項目のデータから求めた因子負荷量は 0.69~0.93 の範囲に分布し(表 5)、その平均値は 0.82 であった。本研究ではこれらの 26 項目を識別力が十分に高くかつ等質な項目として扱い、便宜的に 1パラメータ・ロジスティックモデルを適用した。当て推量パラメータ¹⁴⁻¹⁶⁾は、正確な意味を理解できない項目が除外されていることや、学力テストとは異なり能力の低い被験者が当て推量で回答する可能性が少ないので無視でき

図 8 Score distribution of the 10-item scale
抽出した 10 項目から求めた得点分布

ると考えた。1パラメータ・ロジスティックモデルを適用したことで、 Δ と回答した数を単純に加算した素点が十分統計量となり、配点に重み付けをしなくても最大のテスト情報量が得られる¹⁴⁻¹⁶⁾。つまり、採点や結果の解釈が簡単になることが利点となる。

さらに、本研究のように被験者数が少ない調査に対してパラメータ数の多いモデルを適用すると正確な推定値が得られないため¹⁴⁻¹⁶⁾、1パラメータ・ロジスティックモデルが実用的と考えた。

4. 新たに作成した検査表について

1) 設計の理念

榎本ら¹²⁾は、義歯の満足度により「普通に食べられる」と回答した頻度の変化が大きい品目が評価に適していると述べた。これは、測定目標とする咀嚼能力の特性値 θ の分布範囲に対して項目困難度 b_j が極端に偏ったり逸脱する項目は評価に適さないことを意味する。本研究では、このような項目は四分相関係数の推定誤差が大きいので、あらかじめ除外できた。追加した「御飯」は例外であるが、検査表に採用する項目の困難度を「かめない」群の咀嚼能力にも対応させるために必要であった。

パラメータの推定は、全部床義歯装着者の咀嚼能力が正規分布すると仮定して、特性値 θ の平均を 0、標準偏差を 1 として行った。また、広い範囲の咀嚼能力に対応した困難度の項目を採用するために、測定目標とする特性値 θ を -2.0~2.0 付近に設定した。さらに、素点を間隔尺度に近づけるために、項目困難度 b_j が可及的に等間隔な 10 項目を抽出した(図 4)。得点の平均は 5.7 点、偏差は 2.5 点で、Shapiro-Wilks の検定では正規性が棄却された ($p < 0.01$)。ヒストグラムが左右対称ではない(図 8)のは、抽出した項目の項目困難度 b_j が若干低いほうに偏ったことによると思われる。また、満点側で切断分布となったのは、咀嚼の極端に困難な項目が抽出できなかったためであるが、極端に摂取が困難な食品は全部床義歯装着者の

図 9 Item information curves and test information curve for the 10-item scale
抽出した 10 項目の項目特性曲線とテスト情報曲線

図 10 Information curves for a simulated 16-item scale to have an interval scale property, in which the amount of test information is above 4.0 under the condition that θ ranges from -2.0 to 2.0 ($a=1.15$)
特性値 θ が -2.0~2.0 の間でテスト情報量を 4.0 以上とするために必要な 16 項目の間隔尺度の情報曲線 ($a=1.15$)

摂取頻度が高い食品以外から追加されたもの⁹⁾であり、さらにこのような食品は床下粘膜の疼痛などの愁訴の原因にもなり得るので提示を避けてもよいと考えた。

2) テスト情報量について

10 項目から求めたテスト情報曲線はほぼ単峰性を示し、特性値 θ が -1.0~1.0 付近で情報量が多かった (図 9)。

能力の推定値の標準誤差を 0.5 以下とするのに必要なテスト情報量は 4.0 である¹⁵⁾ので、特性値 θ が -2.0~2.0 の範囲でテスト情報量を 4.0 以上とするために必要な項目数を検討した。その結果、項目識別力 a が 1.15 で項目困難度 b_j が等間隔な検査表には 16 項目以上が必要であった (図 10)。本研究で抽出できたのが 10 項目と少なかった理由は、項目バンクに項目困難度 b_j が 0 以上の項目が少なかったことによる (表 5)。咀嚼能力検査表の 58 項目のうち 38 項目は全部床義歯装着者で摂取頻度の高い食品から選択された⁹⁾が、有歯顎者と全部床義歯装着者との摂取食

下記の方法に従って、記入してください。

- …そのままの状態で「かめる」
△…小さくしたり、やわらかくすれば「かめる」
×…「かめない」

- ・かんだことのない食品は、想像で答えてください。
- ・食品の「大きさ」や「かたさ」は、ふつうの人が食べているくらいを標準と考えてください。

煮 豆	きゅうり(薄切り)
いかの刺身	ピーナッツ
いためた玉ねぎ	酢だこ
古たくあん	ごはん
かまぼこ	白菜のつけもの

図 11 The reconstructed scale
再構成した検査表

品には大きな差がなく³⁵⁾、全部床義歯装着者の咀嚼能力は有歯顎者よりも低い^{36~39)}ことから、全部床義歯装着者では咀嚼能力の低下に対する代償作用がある²⁷⁾か、あるいは日常一般に食べている食品はやわらかいものが多い⁴⁰⁾ことが原因と考える。摂取食品のやわらかいことは歯科疾患の一因となる⁴¹⁾が、全部床義歯装着者のように咀嚼能力の低い者には都合がよい現象といえよう。

3) 評価基準について

図 11 は、新たに作成した検査表である。この検査表では、選択肢を 3 肢択一式とした。これは、58 項目の検査表で項目困難度 b_j が 1.0 以上の項目について△の「かんだことがない」または「食べたことがない」と回答した場合には、×の「かめない」とほぼ等価と解釈できた (表 9) ことや、項目困難度 b_j が 1.0 未満で次元性の低い項目は除外されたことによる。ただし、咀嚼能力の低下した患者ではかたい食品の摂取を避けることが考えられるので、「かんだことのない食品は、想像で答えてください」という説明文を加えた。

また、局所独立性^{14~16)}ができるだけ成立するように、食品の物性や項目困難度 b_j の似通った項目が隣り合わせにならないように心掛けた。採点は、○と回答した項目を 1 点とし、△、×と回答した場合を 0 点として行い、10 満点で全部床義歯装着者の咀嚼能力の位置づけを知ることができる。

ただし、本研究のように大学病院で行った調査では選択バイアス⁴²⁾を有する可能性を含むため、この点について検討することは今後の課題と考える。同様に、咀嚼能力は残存歯数と関連する^{36~39)}ので、有歯顎者を含む咀嚼能力の高い集団では得点の低いほうに裾を引いた分布となろう。また、全部床義歯装着者でモデルに適合の得られた項目が有歯顎者でも適合する保証はない。能力の異なる集団を含めた評価基準を設定するには、モデルに適合した項目を用いて等価^{14~16)}を行うか、広い能力の被験者による調査が必要と考える。

さらに、臨床的な全部床義歯装着者の咀嚼能力の目標値を設定した報告^{7,9)}があるが、後述するように生体側の要因が咀嚼能力に関与することからみて、全部床義歯装着者全体で単一の目標値を設定すると、いわゆる難症例の患者には達成が困難な値となろう。したがって、難症例の患者には目標値を低く設定して、咀嚼の容易な食品を提示した食事指導^{43,44)}が必要と考える。

4) 回答時間

無作為に選んだ被験者 32 名が 58 項目の回答に要した時間は、平均 7.5 分 (3~15 分) であった。10 項目の検査表では平均で 1.3 分、最長でも 2.6 分程度で回答ができることになる。

5. 信頼性

10 項目から求めた KR 20 は、0.83 であった。項目数を考慮すると、内的整合性は高いといえる。また、旧・新義歯の得点の相関が高かった ($r=0.72$) こと (図 7) は、同一被験者が 2 度の調査において同じ判断基準で回答したことを意味する。これは、再テスト信頼性^{23,25)}が高いことを間接的に示す結果と考える。

6. 妥当性

1) 項目特性曲線と実際の通過率

項目特性曲線と実際の通過率がおおむね適合していたことから (図 5)、本研究で 1 パラメータ・ロジスティックモデルを適用したことは妥当であったといえる。

2) 自己評価群間の得点の比較

すべての自己評価群間で得点の有意差を認めた (表 6, 図 3)。得点と使用している義歯の咀嚼能力に対する患者の主観的評価の間に、満足な対応があることを意味する。

3) 得点の性差

男性の得点が女性よりも高いことは (表 7)、全部床義歯装着者の男性の咬合力が女性よりも大きく^{11,45)}、女性では顎堤の強度な吸収度を示すものが多い^{10,46~48)}ことから妥当な結果といえよう。Demers ら¹³⁾の報告も、本研究と同様の結果であった。内田¹¹⁾の報告でも、同様の傾向を示している。

4) 年齢との関係

年齢と得点の相関係数の絶対値が小さい ($r=-0.15$, $p<0.05$) ことは、全部床義歯装着者の咀嚼能力と年齢は関連が少ないことを意味する。ただし、得点の著しく低い 0~2 点の被験者は、65 歳以上のいわゆる高齢者で多くみられた (図 6)。年代の区切り点は異なるが、50 歳代で有意 ($p<0.05$) に摂取可能率が高いという報告¹¹⁾や、75 歳以上の咀嚼値が低いとする報告¹³⁾と類似する。越野ら⁴⁹⁾は、年齢と咀嚼スコアの間の相関係数を -0.43 ($p<0.05$) と報告したが、相関が本研究よりも強いのは、下顎の顎堤の高さを中等度の被験者に限定したためと考える。

この考えに従えば、全部床義歯装着者の咀嚼能力は、年齢よりも下顎の顎堤の条件が強く影響しているといえる。これは、旧・新義歯の得点の変化が小さいことや、顎堤スコアと年齢の関連がみられなかった⁴⁷⁾という報告と論理的に一致する。

一方、大友⁵⁰⁾の報告した咀嚼効率と年齢の相関係数は -0.559 で本研究の様相と異なる。この違いが評価方法の差から生じたのか、被験者の特性によるものかは明らかでない。

今のところ全部床義歯装着者の年齢と咀嚼能力との関係は、研究により結果がばらついているといえよう。

5) 旧・新義歯の得点の比較

新義歯の得点が旧義歯よりも有意に高かったことも、検査表の妥当性を裏付ける結果といえる (表 8)。しかし、旧・新義歯の得点は強い相関 ($r=0.72$) を示し (図 7)、得点差の絶対値の平均と偏差は 1.9 ± 1.4 点 (0~5 点) で、得点の変動は小さかった。これまでの報告^{6,8,10,11)}でも同じ様相と解釈できる。この結果は、本研究の旧義歯の調査はすべて初診時に行ったものではない (表 1) ので旧義歯の調査時期の不適切は否定できないが、咀嚼能力には旧・新義歯のような義歯側の要因の他に生体側の要因が影響することを示唆するものと考ええる。生体側の要因としては顎堤の状態、咬合力、舌の運動能力など^{11,45~50)}が報告されている。

6) 食品の物性との関連

食品のかたさ⁹⁾と 58 項目で○と回答した頻度の Pearson の相関係数は -0.69 ($p<0.01$) で、朝倉の報告⁹⁾と近似していた。しかし、項目バンクの 26 項目では -0.55 ($p<0.01$)、10 項目では -0.60 ($p<0.01$) で、58 項目よりも値の絶対値は小さくなった。これは、通過率が 0.90 以上の項目の多くがやわらかい食品であったことや、一次元性の低い項目の中に特にかたい食品が含まれたことによる。したがって、検査表の基準関連妥当性^{23,25)}の低下を意味するものではない。

食品の物性と咀嚼の関連は、かたさ^{9,40,51)}の他に、線維性の食品は全部床義歯装着者では咀嚼しがたい食品だとの報告^{36,52)}、咀嚼筋活動量は食品のかたさよりもかたさ・凝集性・ひずみの積の対数との相関のほうが強い⁵¹⁾という報告、さらに V 型プランジャーのみで計測が可能であった食品の多くは主として生の野菜で、これらはかたい食品に集中したとの報告⁴⁰⁾がある。10 項目の抽出は項目困難度 b_i を指標に行ったが、前述の報告も考慮して多様な物性の食品を含むように心掛けた。これは、抽出した項目が食品のテクスチャーという観点からは多次元的である⁵³⁾ことを意味する。しかし、食品が「かめるか」という一義的な質問文を用いたことによって尺度の一次元性が成立したと考える。

7) 篩分法との関連

本研究の項目と一致する篩分法^{36,49,50,52,54)}の被験食品は、“ピーナツ”と“かまぼこ”で、どちらも因子負荷量の大きい識別力の高い項目であった(表3, 5)。篩分法で用いられてきた被験食品が、質問紙法でも咀嚼能力を敏感に識別できる項目であることは興味深い。

また、どちらの項目も項目困難度 b_j が中等度の値であった(表5)ことから、篩分法では能力の高い患者と、低い患者を識別できる被験食品が用いられてきたといえる。実際に“ピーナツ”は、33種の被験食品を用いた篩分法の結果から、全部床義歯装着者の咀嚼において中等度の抵抗性を示す食品の一つとして報告されている⁵²⁾。

V. 結 論

全部床義歯装着者230名を対象に調査を行い、咀嚼能力検査表⁹⁾の尺度の一次元性について検討した。さらに、項目応答理論を応用して、少ない項目数で全部床義歯装着者の咀嚼能力を計量的に評価できる検査表の開発を試みた。

その結果、以下の結論を得た。

1. 通過率の偏っていない41項目は、一次元尺度として成立していることが統計学的に確認できた。
2. 1パラメータ・ロジスティックモデルに適合する26項目を抽出して、項目バンクを作成した。
3. 項目バンクから全部床義歯装着者の咀嚼能力に対応した10項目を抽出した。その10項目は御飯、煮豆、いためた玉ねぎ、きゅうり(薄切り)、かまぼこ、白菜のつけもの、ピーナツ、いかの刺身、酢だこ、古たくあんである。
4. 抽出した10項目から求めたKR 20は、0.83であった。
5. 抽出した10項目から求めた「かめる」群、「普通」群、「かめない」群の得点には有意差($p < 0.01$)が認められた。また、男性は女性よりも得点が高く($p < 0.05$)、年齢と得点との関連は低かった($r = -0.15$, $p < 0.05$)。さらに、新義歯は旧義歯よりも得点が高かった($p < 0.01$)。
6. 新たに作成した検査表は、全部床義歯装着者の咀嚼能力を計量的に評価できる可能性が高いと考える。

稿を終えるにあたり、調査にご協力頂きました被験者の皆様に心から感謝の意を表します。また、本研究の機会を与えて頂き、始終ご指導とご教示を賜った川口豊造教授に深甚なる謝意を表するとともに、さまざまなご指導とご教示を頂きました森 隆司助教授に深い謝意を表します。さらに、原稿に対してご専門の立場からご意見を賜った東京大学繁樹数男教授ならびに愛知学院大学千野直仁教授に深謝します。最後に、さまざまな協力を頂きました講座の各位に厚くお礼を申し上げます。

本研究の一部は、文部省科学研究費(課題番号02771463, 課題番号03771482, 課題番号04771662)によった。

文 献

- 1) 山本為之. 総義歯臼歯部人工歯の配列について(その2) 一特に反対咬合について. 補綴臨床 5: 395-400, 1972.
- 2) Bergman B, Carlsson GE. Review of 54 complete denture wearers. Patients' opinions 1 year after treatment. Acta Odontol Scand 30: 399-414, 1972.
- 3) Heath MR. Dietary selection by elderly persons, related to dental state. Br Dent J 15: 145-148, 1972.
- 4) 松浦正朗, 野村隆祥, 田中樹彦ほか. 義歯装着者の簡単な咀嚼能の測定法について. 顎顔面補綴 4: 52-58, 1981.
- 5) 服部正巳, 水野辰哉, 石川 輔ほか. 無歯顎顎補綴の咀嚼機能の回復について. 顎顔面補綴 6: 25-32, 1983.
- 6) 安斎 隆, 平井敏博, 金田 冽ほか. 全部床義歯装着者の咀嚼機能判定用食品について 一アンケート調査からの検討一. 補綴誌 31: 1413-1420, 1987.
- 7) 佐藤裕二, 石田栄作, 皆木省吾ほか. 総義歯装着者の食品摂取状況. 補綴誌 32: 774-779, 1988.
- 8) 平井敏博, 安斎 隆, 金田 冽ほか. 摂取可能食品アンケートを用いた全部床義歯装着者用咀嚼機能判定表の試作. 補綴誌 32: 1261-1267, 1988.
- 9) 朝倉由利子. 全部床義歯装着者の咀嚼能力評価法に関する研究 一咀嚼能力検査表について一. 愛院大歯誌 28: 1267-1285, 1990.
- 10) 権田悦通, 柿本和俊, 柴田正子ほか. 総義歯患者の統計的観察(第3編) 第1報 特に食品咀嚼状況と義歯の清掃を中心に. 補綴誌 34: 944-952, 1990.
- 11) 内田達郎. 全部床義歯による咀嚼能力の評価に関する研究 一咀嚼能力に影響する因子と評価に適した食品の検討一. 口病誌 58: 182-197, 1991.
- 12) 榎本友彦, 塙 浩昭, 荒井節男ほか. アンケート調査による有床義歯装着者の咀嚼機能評価食品の検討. 補綴誌 35: 1168-1176, 1991.
- 13) Demers M, Bourdages J, Brodeur JM et al. Indicators of masticatory performance among elderly complete denture wearers. J Prosthet Dent 75: 188-193, 1996.
- 14) 芝 祐順. 項目反応理論 基礎と応用. 東京: 東京大学出版会, 1991.
- 15) Hambleton RK, Swaminathan H, Rogers HJ. Fundamentals of item response theory, Newbury Park: SAGE, 1991.
- 16) 池田 央. 現代テスト理論. 東京: 朝倉書店, 1994.
- 17) 塗師 斌. 二値データに基づく尺度の一次元性の評価の方法. 横浜国立大学教育紀要 29: 137-148, 1989.
- 18) Guttman L. A basis for scaling qualitative data. American Sociological Review 9: 139-150, 1944.
- 19) Leake JL. An index of chewing ability. J Public Health Dent 50: 262-267, 1990.
- 20) 厚生省健康政策局歯科衛生課編. 平成5年歯科疾患実態調査報告143-145. 東京: 財団法人口腔保健協会, 1995.
- 21) 長島紀一. 高齢者への心理テストの適用. 那須宗一編. 老年学

- 事典 182-183, 京都: ミネルヴァ書房, 1989.
- 22) 肥田野 直. 心理学研究法 7 テスト I, 東京: 東京大学出版会, 1972.
 - 23) 池田 央. 心理学研究法 8 テスト II, 東京: 東京大学出版会, 1973.
 - 24) Rasch G (内田良男). Probabilistic models for some intelligence and attainment tests (心理テストの確率モデル, 名古屋: 名古屋大学出版会, 1985), 1980.
 - 25) 市川伸一. 心理測定法への招待 測定からみた心理学入門, 東京: サイエンス社, 1991.
 - 26) 折笠秀樹. 臨床研究デザイン 医学研究における統計入門 56-62, 東京: 真興交易, 1995.
 - 27) 覚道幸男. 床義歯の生理学 196-198, 東京: 学建書院, 1976.
 - 28) 池田 央. 統計的方法 I 基礎 152-155, 東京: 新曜社, 1976.
 - 29) 村上俊樹. 咀嚼. 坂田三弥, 中村嘉男編, 基礎歯科生理学 288-289, 東京: 医歯薬出版, 1987.
 - 30) 服部 環. 簡易推定法の推定精度に関する検討 —MMAP法, 周辺最尤推定法, 疑似ベイズ推定法との比較—. 教育心理学研究 42: 38-47, 1994.
 - 31) 後藤真人, 石井拓男, 榊原悠紀田郎. 成人歯科保健の指標としての「噛めかた」の検討 第2報 年齢別喪失歯数別検討. 口腔衛生会誌 37: 444-445, 1987.
 - 32) 須山靖男. 高齢者の食パタンと健康. 柴田 博, 藤田美明, 五島孜郎編, 高齢者の食生活と栄養 11-33, 東京: 光生館, 1994.
 - 33) 藤田美明. 高齢者の食生活と栄養. 食糧栄養調査会編, 食料・栄養・健康 —最新の情報・資料とその解説— 56-62, 東京: 医歯薬出版, 1993.
 - 34) McDonald RP. Factor analysis and related methods 198-222, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, 1985.
 - 35) 服部正巳, 川口豊造, 森 隆司ほか. 有歯顎者と全部床義歯装着者の摂取食品について. 愛院大歯誌 28: 1259-1266, 1990.
 - 36) 石原寿朗. 篩分法による咀嚼能率の研究. 口病誌 22: 207-255, 1955.
 - 37) Wayler AH, Chauncey HH. Impact of complete dentures and impaired natural dentition on masticatory performance and food choice in healthy aging men. J Prosthet Dent 49: 427-433, 1983.
 - 38) Carlsson GE. Masticatory efficiency: the effect of age, the loss of teeth and prosthetic rehabilitation. Int Dent J 34: 93-97, 1984.
 - 39) 矢野正敏, 安藤雄一, 小林清吾ほか. 成人の咀嚼能力に及ぼす要因について. 口腔衛生会誌 43: 369-376, 1993.
 - 40) 柳沢幸江, 田村厚子, 赤坂守人ほか. 食品の物性と摂食機能に関する研究 第1報 食品物性の器機的測定, 並びに食品分類について. 小児歯誌 23: 962-983, 1985.
 - 41) 井上直彦, 伊藤学而, 亀谷哲也. 咬合の小進化と歯科疾患 —ディスクレパンシーの研究— 231-234, 東京: 医歯薬出版, 1986.
 - 42) 深尾 彰. 15 疫学の臨床への応用. 日本疫学会編, 疫学 基礎から学ぶために 193-200, 東京: 南江堂, 1996.
 - 43) 新田義昌, 牧野健司, 塚本勝彦ほか. 義歯で食べるための献立を考えてみました. 歯界展望 76: 649-662, 1990.
 - 44) 小林喜平, 井上正子. 総義歯使用者の食事と栄養指導. デンタルダイヤ 18: 20-43, 1993.
 - 45) 森谷良彦. 総義歯の咬合力に関する研究補遺. 補綴誌 11: 1-23, 1967.
 - 46) 上村宏之, 中村茂幸, 樋口裕一ほか. 総義歯患者の統計的観察 第2報 口腔ならびにその付近の診査, 歯科医学 44: 257-265, 1981.
 - 47) 佐藤裕二, 天間裕文, 久保隆靖ほか. 総義歯装着者の顎堤状態の数量化. 補綴誌 39: 683-687, 1995.
 - 48) 天間裕文. 総義歯評価の数量化に関する臨床的研究. 広大歯誌 27: 179-194, 1995.
 - 49) 越野 寿, 平井敏博, 石島 勉ほか. 全部床義歯装着者の咀嚼機能評価に関する一考察 —舌運動能力と咀嚼能力—. 顎機能誌 1: 25-32, 1994.
 - 50) 大友康資. 全部床義歯装着者の義歯支持基盤形態が咀嚼機能に及ぼす影響. 補綴誌 40: 1194-1204, 1996.
 - 51) 柳沢幸江, 田村厚子, 寺元芳子ほか. 食物の咀嚼筋活動量, 及び食物分類に関する研究. 小児歯誌 27: 74-84, 1989.
 - 52) Kapur K, Soman S, Yurkstas A. Test foods for measuring masticatory performance of denture wearers. J Prosthet Dent 14: 483-491, 1964.
 - 53) 山野善正. テックスチャーの評価法. 山野善正, 山口静子編, おいしさの科学 197-202, 東京: 朝倉書店, 1994.
 - 54) 増田信式. 人工臼歯の咀嚼能率に関する研究 第2報 咬合面形態について. 補綴誌 17: 401-421, 1974.