成功回数によるスキルテストへの項目応答理論の適用： バスケットボールシュートの事例

青柳 領

Osamu Aoyagi : Application of item response theory to a skill test by successful-trial approach.
Japan J. Phys. Educ. Hlth. Sport Sci. 52 : 259-271, May, 2007.

Abstract : The purposes of this study were 1) to examine whether Andrich's binominal model in which a single skill is measured by repeated trials is applicable to athletic skill tests, and 2) to develop a simple and practical evaluation method using it. This approach was applied to a basketball shot skill test. The test subjects were 203 male college students, who performed ten different basketball shots from various distances and directions. They attempted each shot five times, and the number of successful shots was recorded. In addition, the number of shots and goals for each student was recorded, and their basketball experience was surveyed. From the results, the following findings were obtained.

1) Regarding the one-trial per one-item approach, no one-dimensionality was found and the discriminative power was low, and therefore this approach was considered to be valid. In the approach using the number of successful trials, one-dimensionality, and a high correlation between the number of successful trials for each item and the total number of successful trials were found. This indicated that this approach has higher validity.

2) Concerning difficulty, it was found that a shot from under the goal post was easiest, followed by a running shot and a free throw, in decreasing order of easiness. A three-point shot was the most difficult.

3) The correlation between item parameters obtained from two-divided specimens was high, and sample cross-validation was confirmed although the correlation of ability estimates, θ , was low between the items divided into two. However, this does not necessarily conflict with the cross-validation of ability estimates because the number of items was too small to be divided.

4) Judging from the value of the information function, accurate measurement equivalent to 0.9 reliability was possible when the value of θ was between 0.0 and 2.5. That is to say, it is considered that the skill test is valid as a means of discriminating ability among subjects with average to above-average ability, like those used in the present study.

5) The value of ability estimates, θ , was significantly correlated with the number of shots and goals during the skill test, as well as the basketball experience of the students during their period at junior high school and high school. It is considered that the value is valid as a representation of the subjects' basketball shooting skills.

Finally, this study proposed an evaluation sheet, taking advantage of the fact that the number of successful trials can be a sufficient statistic of θ . This sheet will make it possible to hypothesize ability estimates easily and link the value to an anticipated number of successful trials. In this study, two cases were evaluated using the sheet.

Key words : skill test, item response theory, binomial model

キーワード : スキルテスト, 項目応答理論, 二項分布モデル

福岡大学スポーツ科学部
〒814-0180 福岡県福岡市城南区七隈 8-19-1
連絡先 青柳 領

Department of Health and Sport Science, Fukuoka
University
8-19-1 Nanakuma, Jyonanku, Fukuoka, Fukuoka 814-
0180
Corresponding author aoyagi@cis.fukuoka-u.ac.jp

I 緒 言

スキルテストには、m、秒、kgなどを単位とした間隔尺度や比尺度で測定するものや、フォームの評価など順位尺度で測定するものがある。また、順位尺度の中には「できた」「できない」という2値（可否）でのみ測定されるものもある（Baumgartner et al., 1984; Collins et al., 1978; 松浦, 1983）。このような場合は、通常、信頼性をあげるためにくり返し試行され（芝, 1972）、例えば、「5回やって、そのうち何回できたか」という評価を用いる。しかし、疲労や飽きなどからパフォーマンスが低下したり、逆にくり返していくうちにコツをつかんだり、学習したりしてパフォーマンスが向上してしまうことも考えられ（Looney et al., 1992）、くり返し数は何回でもいいというわけではなく、ある程度の範囲に限定される。間隔尺度以上で測定される測定値と同様の統計処理をほどこすには、「くり返し数は10回以上」「成就率は50%前後」など正規分布に近似している（肥田野ら, 1961; 鈴木, 1989）ことが必要になる。通常、間隔尺度以上の測定値であれば、因子分析、主成分分析、判別分析などの多変量解析の手法を用いてテストバッテリーの尺度化（徳永, 2004）が行われる。基本的にこれらに共通した方法論としては、各項目に重み付けを行い、それらを加算する方式（線型モデル）である（芝, 1975）。しかし、この場合、推定された能力得点と個々の項目の難易度が別々の尺度上に定義され、両者の関係に対応がなく、例えば、「このくらいの能力を有する者であれば、この項目はこの程度の成就が可能である、あるいは不可能である」といった項目の難易度と標本の能力特性値を対応させた予測はできない。そこで、本研究では、対象となった標本のレベルには依存せず、能力特性値と項目との対応が明確（Response-centered approach）になる項目応答理論（Safrit et al., 1989; Zhu et al., 1996）を用いることにする。

さて、通常の項目応答理論は1項目につき、可（成功・正解）あるいは否（失敗・誤答）の2値か

らなるデータに対して適用される。試行をくり返す形式のスキルテストをこのモデルに適用するには、各試行自体を便宜上、独立した項目として扱い、「できた」「できない」というデータの枠組みで扱う必要がある。くり返していく間に学習し、後半は成績がかならず向上する、あるいは、逆に、後半は疲労や飽きのためにならず全員の成績が低下することがわかっている場合など、パフォーマンスが時系列に変化する場合はこのようなデータの扱いは妥当であろう。しかし、くり返しに意味がない場合は、単純に、何回中何回成功したのか、その合計点のみが重要になる。この場合、一定回数のくり返しの中での成功回数は二項分布すると考えることができる（Graham, 2000）。そこで、本研究では、項目特性関数に二項分布を前提とした Andrich（1978）の二項分布モデルをバスケットボールシュートに適用し、一定試行回数の中の成功回数からスキルを測定するテストへの項目応答理論の適用可能性を検討することにする。さらに、このモデルの特徴である実用性の高さをを用いて、より簡便な方法により能力特性値を求め、評価できる診断シートを提案する。

II 研究方法

1) 二項分布モデル

Andrich（1978）は、くり返し試行される場合に適用される項目応答理論のモデルを提案している。くり返しがお互いに影響されず、独立して行われる場合、それらの成功する確率を p 、失敗する確率を $q (=1-p)$ とし、全試行数 m 回中に成功する回数を x とすると、その確率分布は式1に示す二項分布する。

$$P(p, m, x) = {}_m C_x p^x q^{m-x} \quad (1)$$

ここで、個々の成功確率 p を能力特性値 θ と困難度 b からなる Rasch モデル（式2）により定義し、

$$p(\theta, b) = \frac{\exp(\theta - b)}{1 + \exp(\theta - b)} \quad (2)$$

さらに、式 1 に式 2 を代入して、整理すると

$$P(m, x, \theta, b) = {}_m C_x \frac{\exp\{x(\theta - b)\}}{\{1 + \exp(\theta - b)\}^m} \quad (3)$$

(ただし、 m : 試行回数、 x : 成功回数、 b : 困難度、 θ : 能力特性値)

となる。そして、式 3 に項目に関する添え字 i と標本に関する添え字 j を加えると、

$$P(m, x, \theta_j, b_i) = {}_m C_x \frac{\exp\{x(\theta_j - b_i)\}}{\{1 + \exp(\theta_j - b_i)\}^m} \quad (4)$$

となる。そこで、本研究では、この式 4 の尤度を最大にする困難度 b_i および能力特性値 θ_j をもって、スキルテストの難易度および個人の能力特性値とすることにする (同時最尤法)。ただし、くり返し計算を行う際には能力特性値 θ を標準化するという制約をおくことにする。

このモデルは、基本的には困難度のみの 1 パラメタから構成されているので、得点、つまり、成功回数 x と推定される θ が 1 対 1 に対応している (池田, 1994)。つまり、その都度、コンピュータで計算しなくとも、あらかじめ得点別の θ を求めておき、利用することが可能である。図 1 は困難度 b が -1 の場合の二項分布モデルの項目特性曲線である。基本的な形状は、段階応答モデル (Samejima, 1969, 1997) や部分的反応モデル (Masters, 1982) などと類似しており、Masters and Wright (1984) は二項分布モデルを部分的反応モデルに関連づけた表現をしている。

図 1 二項分布モデル・カテゴリー特性関数

2) 対象者と測定項目

福岡市内の大学生男子 203 名を対象に様々な種類 (セットショット) と場所 (遠近・角度) からのシュートからなるバスケットボールのシュートスキルテストを実施した。測定は ① フリースロー、② ゴール下からのシュート、③ 斜め右方向からのランニングシュート、④ 正面からのランニングシュート、⑤ 斜め左からのランニングシュート、⑥ 右方向からの 3 点シュート、⑦ 斜め右方向からの 3 点シュート、⑧ 正面からの 3 点シュート、⑨ 斜め左方向からの 3 点シュート、⑩ 左方向からの 3 点シュートの 10 項目を各々 5 試行行ない、成功した回数を記録した。5 試行はバスケットボールのシュートテストで連続して実施される回数として用いられており (野口, 1969)、疲労や学習などの要因に影響されず、集中して行えるであろう回数という前提で選ばれた。また、シュート方法は両手および片手の両方を許容し、特に限定しなかった。測定時は 8 人程度のグループを作成し、6 カ所のゴールを 3 点シュート、ランニングシュート、ゴール下用に特定し、グループごとに無作為な順番で行った。

同時に、8 回の授業で行われたゲームでの各自のシュート数とゴール数を毎時限記録し、そして、中学・高校時代のバスケットの部活の有無についても調査した。

III 結果および考察

(1) 各試行を項目とみなした場合と成功回数のみを扱った場合との比較

シュートの成功や失敗に関する情報を対象者が試行ごとに得ることによる修正・学習効果 (Looney et al., 1992) などが実際上無視できないようであれば、本研究のデータに二項分布モデルを適用することはできない。そこで、そのような時系列に変動する要因の有無について検討した。もし、時系列に変動するのであれば、項目間の 5 試行順序に有意な相関がみられ、有意な因子として影響し、本来測定しようとしているスキル (例えば、シュートスキル) 因子による 1 次元性が明確

でなくなることが考えられる。そこで、各1回の試行（反復）を1項目とみなして、のべ50項目（=10項目×5試行）からなる相関行列を求め、第1主因子を求めた。結果、28項目の因子負荷量が0.3以下で、3点シュート項目には負の値（-0.057）を示す項目もあり、最も高い値でも中程度の値（0.538）でしかなかった。そして、第1主因子の貢献量も4.359で、全体に占める分散比は8.7%にすぎず、明らかに1次元性は認められなかった。

また、各項目の弁別力（item discrimination, 各標本ごとの総成功数と項目との点双列相関係数, Hambleton et al., 1991; 中村, 2002）も、「⑦斜め右方向からの3点シュート」の1項目を除いて、各試行を1項目とみなした場合よりも、その全試行の成功回数から求めた場合の方が高かった。したがって、本研究では以下、全試行中の成功回数から項目を構成した。表1には、各試行を項目と見なした場合と成功回数のみを項目とした場合の第1因子負荷量、弁別力指数を示した。

（2）項目応答理論適用の可能性。（Hambleton et al., 1985）

項目応答理論では、「特定の能力特性値に関して、各項目への成就是お互いに独立である」という局所独立性と、用いられた項目群が1つの能力特性値を測定する上で「等質」であることが前提となる。等質性は項目間の関連が1次元構造であるかによって判断される。また、局所独立性が成立しない状況では当該特性（例えば、シュートスキル因子）以外の別の特性（例えば、学習効果因子）が成就に関与することを意味するので、局所独立性の前提も1次元構造であるかを検討することによって同時に検討することができる（芝, 1995, P. 15）。

全試行中の成功回数から構成された10項目間の相関行列に主因子解を適用した。因子負荷量は表1に、図2は各因子の固有値を図示したものである。求められた第1因子は全て0.3以上の有意な因子負荷量を持ち、固有値も3.06と第2因子の1.35と比較して著しく大であった。よって、これらの項目は同質性が高く、1次元性が認められると考えることができる。

（3）困難度

同時最尤法により求められた困難度と Spray (1997) による χ^2 検定を用いた適合度の検討結果を表2に示した。 χ^2 値は実際に含まれる標本数とカテゴリー特性曲線から推定される期待値から求めた。ただし、期待値が5未満の場合は χ^2 分布からの乖離が著しいので除外した。結果は、すべての項目で有意差がなく、適合度は良好であった。

また、求められた困難度から判断すると、「ゴール下からのシュート」が最も容易で、次にランニングシュート、フリースローの順であり、3点シュートは最も困難な課題であった。そして、3点シュートには左右などの位置は関係がないのに対して、ランニングシュートには位置の影響が多少みられ、左側からシュートの方が難しい課題であった。また、能力特性値 θ に関して標準化した結果からすると、「ゴール下」「ランニングシュート」などの課題は約半数の者が成率 50% 程度であったが、3点シュートなどはほとんどの者が成就不可能な難易度の高いテストであった。これらの結果は、「距離の増大とともに成功率が低下する」「ランニングシュートの方がフリースローよりも成功率が高い」「90度方向は正面や45度方向よりも成功率が低い」など従来の報告（倉田ら, 1996; 内山ら, 1996）と一致している。また、内山ら（1996）が指摘しているようにシュートの中でも、ラテラルティの影響がランニングシュートには見られた。

（4）項目不変性

さらに、標本をランダムに2分割して、困難度パラメタを別々に求め、それらの相関係数を求めると0.991であり、極めて高いことから標本に依存しない値であると考えることができる。しかし、項目をランダムに2分割して求めた能力特性値 θ 間の相関係数は0.553と高い値ではなかった。これは2分割した項目数が5項目と能力特性値 θ を推定する上では非常に少なく、十分な精度で推定できないことが原因と考えられ（芝, 1991, P. 96）、必ずしも項目不変性を否定するものではないと考えられる。

表1 試行を項目と見なした場合と成功回数のみを扱った場合の第1因子負荷量と弁別力

項目名	試行を項目とみなした場合			成功回数のみを扱う場合	
	試行	第1因子負荷量	総成功数との相関	第1因子負荷量	総成功数との相関
①フリースロー	1	0.310	0.314	0.519	0.537
	2	0.425	0.404		
	3	0.460	0.434		
	4	0.446	0.430		
	5	0.490	0.468		
②ゴール下からのシュート	1	0.028	0.079	0.606	0.620
	2	0.148	0.181		
	3	0.277	0.276		
	4	0.199	0.238		
	5	0.238	0.234		
③斜め右方向からのランニングシュート	1	0.313	0.290	0.692	0.727
	2	0.337	0.334		
	3	0.419	0.373		
	4	0.420	0.403		
	5	0.438	0.396		
④正面からのランニングシュート	1	0.200	0.198	0.633	0.657
	2	0.080	0.099		
	3	0.155	0.175		
	4	0.132	0.165		
	5	0.115	0.130		
⑤斜め左からのランニングシュート	1	0.334	0.340	0.657	0.688
	2	0.421	0.411		
	3	0.536	0.492		
	4	0.254	0.270		
	5	0.337	0.322		
⑥右方向からの3点シュート	1	0.133	0.157	0.440	0.362
	2	0.215	0.229		
	3	0.211	0.237		
	4	0.223	0.216		
	5	0.175	0.210		
⑦斜め右方向からの3点シュート	1	0.048	0.112	0.332	0.306
	2	0.324	0.317		
	3	0.538	0.496		
	4	0.344	0.346		
	5	0.279	0.298		
⑧正面からの3点シュート	1	0.211	0.226	0.523	0.447
	2	0.114	0.151		
	3	-0.057	0.025		
	4	0.173	0.191		
	5	0.145	0.171		
⑨斜め左方向からの3点シュート	1	0.160	0.199	0.526	0.411
	2	0.316	0.303		
	3	0.386	0.350		
	4	0.394	0.403		
	5	0.360	0.364		
⑩左方向からの3点シュート	1	0.167	0.177	0.509	0.402
	2	0.005	0.055		
	3	0.318	0.340		
	4	0.160	0.182		
	5	0.136	0.188		

(5) 情報関数

図3は項目情報関数を示したものである。2値データを対象にした通常のラッシュモデル同様に、各項目の最大情報量は等しく、ほぼ困難度付近で最大情報量(1.5)を示していた。このスキルテスト全体の情報関数は図4に示した。この情報関数の値が信頼性0.9に相当する9(豊田, 2002)を越えるのは $\theta=0.0$ から $\theta=2.5$ 付近であることから、このスキルテストは、今回対象になった標本の中でも平均以上の能力群の能力の弁別に有効であるといえる。

(6) 能力特性値

このモデルはいわゆるラッシュモデルの一種であり、識別力が一定であるという前提で求められるので、成功回数が θ の十分統計量となり(Embretson et al., 2000), 成功回数に対応する θ の値

図2 次元による固有値の変化

を別途、非線形最適化法などを用いなくとも求めることが可能となり、実用的な利用が可能である(池田, 1994)。表3は得点別の θ の推定値である。

また、図5は、その得点と推定された θ の関係を示したものである。多少、9点以下の部分で上に凸の形状であるが、ほぼ直線的に変化している。

(7) 能力特性値の妥当性

求められた能力特性値 θ と、同時に行われた授業のゲームの中で、各自が放ったシュートの総数、その成功回数、その決定率との相関係数を求めると、それぞれ0.361, 0.438, 0.374であり、いずれも有意な関連を示した。また、中学から大学でのバスケットボール部への所属の有無との相関係数は0.197と5%水準で有意となり、ゲーム中に発揮される能力や経験の有無を反映した値であることがわかる。

図6は各項目別に推定された θ と、得点の期待値を示したものである。10項目の中から、右左などの方向性のある場合は典型的な項目のみ示している。例えば、困難度の高い3点シュートでは $\theta=0.3$ 以下では成功回数は0本、0.3から1.8で1本、1.8から2.5で2本、それ以上でも3本程度と予想することができる。フリースローも類似した傾向を示している。逆に、困難度の低いゴールしたでは $\theta=-3$ から -1.7 で1本、 -1.7 から -0.8 で2本、 -0.8 から0までで3本、0から1.3で4本、それ以上では5本成功すると予測することが

表2 困難度

項目名	困難度	χ^2 値	自由度 ^{注)}
① フリースロー	1.371	26.17	17
② ゴール下からのシュート	-0.810	4.91	17
③ 斜め右方向からのランニングシュート	-0.301	8.14	18
④ 正面からのランニングシュート	-0.047	20.81	20
⑤ 斜め左からのランニングシュート	0.129	13.96	20
⑥ 右方向からの3点シュート	2.317	16.69	14
⑦ 斜め右方向からの3点シュート	2.180	12.14	14
⑧ 正面からの3点シュート	2.161	9.02	13
⑨ 斜め左方向からの3点シュート	2.317	4.76	14
⑩ 左方向からの3点シュート	2.489	10.64	13

注) 期待値が5未満の場合は除いた

できる。

このように、特定の能力を持つ者の各項目の期待値、予測値が個人単位で求めることが可能である。例えば、「 θ が 1 と推定された者の、フリースローは期待値 2.0 で 2 回成功するはずだ、ゴール下の期待値は 4.3 なので 4 回は成功するはずだ……」という予測が可能である。

(8) 個人の簡便な能力診断

項目応答理論を用いた評価では、非線形最適化法 (Lord, 1980) により能力特性値 θ を求めたり、すべての項目を使わなくても情報量を最大にする項目のみを適宜選択して実施する適応形テスト (青柳, 2005 ; Koch and Dodd, 1989) が用いられるので、パソコンの利用が前提である。しかし、二項分布モデルが Rasch モデルであることから、パソコンを利用しなくとも本研究で得られた結果

図3 二項分布モデル・項目情報関数

図4 テスト情報関数

をまとめ、より簡便で、実用的な評価を行うことが可能である。図7はそのような観点から、Zhu and Cole (1996) を参考に作成されたバスケットボールシュートスキル診断シートである。

このシートは VisualBasic によってプログラムされ、数値を精度よく反映している。この図の下部は図5の縦軸と横軸を交換したものである。中央部は期待値（予想される成功本数）を同一尺度上にプロットしたものである。そして、上部は求められた能力特性値 θ の平均と標準偏差から求められた正規分布を示している。「平均 $\pm 0.5 \times$ 標準偏差」と「平均 $\pm 1.5 \times$ 標準偏差」を境に、A (非常に優れている)、B (優れている)、C (普通)、D (劣っている)、B (非常に劣っている) の5群に区分している。

まず、この診断シートの中央部にあるスキルテスト項目について、成功本数をチェック (○をつける) し、その総計を求める。この数がテスト得点となる。次に、下部の縦軸上のテスト得点から当該点数の点を見つけ、その地点から横に直線を描き、曲線との交点を見つける。そして、その交点から垂直に正規分布まで直線を描く。中央部の期待値においては、垂直線の左側は成就可能、右側は成就不可能という予測が通常は成り立つこと

表3 得点別 θ の推定値

得点	θ	得点	θ
4	-2.458	19	0.651
5	-2.108	20	0.801
6	-1.809	21	0.949
7	-1.545	22	1.097
8	-1.307	23	1.242
9	-1.086	24	1.385
10	-0.880	25	1.527
11	-0.685	26	1.668
12	-0.499	27	1.809
13	-0.320	28	1.949
14	-0.148	29	2.089
15	0.019	30	2.230
16	0.182	31	2.371
17	0.342	32	2.512
18	0.497

図5 得点と θ との関係

図6 二項分布モデル期待値曲線

になる。

(9) 診断シートによる診断例

この診断シートを用いて、図8は得点が19点の場合の診断例、図9は得点が23点の診断例を示している。ただし、後者は診断シートの使用を説明するための典型的な事例で、実際にこのような事例が多数存在しているわけではない。

図8の場合は、「①フリースロー」と「③斜め右方向からのランニングシュート」のみが期待値よりも実際の測定値が下回っているが、いずれも期待値の境界線の付近であり、典型的なスキルの発揮パターンであるとみなすことができる。5段階評価ではB（優れている）である。

図9の場合は、期待値と異なっているのは、左方向からのランニングシュートが期待値では4

本成功していなければならないのかかわらず、いずれも実際は3本しか成功させていない。逆に、フリースローは期待値では2本でいいにもかかわらず、4本も成功させている。これらは、何らかの原因で異常な測定値パターンを示していることになる。原因としては、目標の設定の間違い、正しい投射コースなどの知識不足、あるいはシュート練習の不足などが考えられる。指導者はこのような異常な測定パターンを示した学生（生徒・選手）に注意を払い、原因を突き止める努力をすべきであろう。このような場合、ちょっとした練習やアドバイスで期待値通りの成果が十分に期待できる。

この診断例のように、本研究の成果はこのような指導者が学生（生徒・選手）のバスケットのシュートスキルの指導をコートサイドで行う場合、個人別の指導方針を考える基礎資料を提供するものと考えられる。

IV ま と め

Andrichの二項分布モデルが、成功回数によりスキルを測定するテストの評価に適用可能であるかを検討するために、バスケットボールのシュートを取り上げた。対象は大学生男子203名で、様々な種類と場所からのシュートからなるバスケットボールの10項目のシュートスキルテスト

正規分布を仮定した5段階評価

期待値

⑩左方向からの3点シュート

⑨斜め左方向からの3点シュート

⑧正面からの3点シュート

⑦斜め右方向からの3点シュート

⑥右方向からの3点シュート

⑤斜め左からのランニングシュート

④正面からのランニングシュート

③斜め右方向からのランニングシュート

②ゴール下からのシュート

①フリースロー

得点と θ との対応

図7 診断シート

図8 診断シートによる診断例（得点19の場合）

注）①-⑤はそのレベルまで達している状態、1-5は達していない状態。

図9 診断シートによる診断例（得点23の場合）

注）①-⑤はそのレベルまで達している状態、1-5は達していない状態。

を実施した。試行は各々5回で、成功した回数を記録した。同時に、ゲームでの各自のシュート数とゴール数およびバスケットの経験を調査した。その結果、以下のような結果を得た。

1) 1試行を1項目とみなした場合は、1次元性もなく、弁別力も低く、成功回数からのアプローチの方がテストとしては妥当であった。

2) 成功回数をもとに10項目からなるテストでは、1次元性もみられ、総成功回数との相関も高かった。

3) 求められた困難度からは「ゴール下からのシュート」が最も容易で、次にランニングシュート、フリースローの順であり、3点シュートは最も困難な課題であった。

4) 標本を2分割して求められた項目パラメタ間の相関は高く、標本に関する不変性が確認されたが、項目を2分割して求められた能力特性値 θ の相関は低かった。ただし、これは分割された項目数が5と極めて少ないことが原因で、必ずしも項目不変性を否定するものではないと考えられる。

5) 情報関数の値から判断して、 $\theta=0.0$ から $\theta=2.5$ 付近で信頼性0.9に相当する精度の高い測定が可能で、このスキルテストは、今回対象になった標本の中でも平均以上の能力群の能力の弁別に有効であると考えられる。

6) 求められた能力特性値 θ はゲーム中のシュート数やゴール数および中学・高校でのバスケットボール経験とも有意な相関を示し、バスケットボールのシュートスキルを測定していると考えられる。

最後に、このモデルがラッシュモデルの一種で成功回数が θ の十分統計量となることを利用して、簡便に能力測定値を推定でき、かつ各項目の予想される成功回数とも関連づけられる診断シートを提案し、診断事例を示した。

文 献

- Andrich (1978) Scaling attitude items constructed and scored in the likert tradition. *Educational and Psychological Measurement*, 38 : 665-680.
- 青柳 領 (2005) 項目応答理論による運動能力の測定. 権歌書房: 福岡, pp. 105-117.
- Baumgarther and Jackson (1984) *Measurement for evaluation in physical education*. Second Edition, Wm.C. Brown Company Publishers : Dubuque, Iowa, pp. 311-365.
- Collins, D.R. and Hodges, P.B. (1978) *A comprehensive guide to sports skills tests and measurement*. Charles C Thomas Publisher : Springfield.
- Embretson, S.E. and Reise, S.P. (2000) *Item response theory for psychologists*. Lawrence Erlbaum Associates, Publishers : New Jersey. P. 124.
- Graham, A. (2000) *Statistics*. Teach Yourself Books : Chicago. pp. 228-253.
- Hambleton, R.K. and Swaminathan, H. (1985) *Item response theory : Principles and Applications*. Kluwer Nijhoff Publishing : Boston, pp. 306-307.
- Hambleton, R.K., Swaminathan, H. and Rogers, H. J. (1991) *Fundamentals of item response theory*. Sage Publications : London, pp. 5-6.
- 肥田野直・瀬谷正敏・大川信明 (1961) *心理教育統計学*. 培風館: 東京. pp. 70-72.
- 池田 央 (1994) *現代テスト理論*. 朝倉書店: 東京. P. 77.
- Koch, W.R. and Dodd, B.G. (1989) An investigation of procedures for computerized adaptive testing using partial credit scoring. *Applied Measurement in Education* 2 (4) : 335-357.
- 倉田 博・則松利幸・清水信行・三浦 健・田巻弘之・北田耕司 (1996) 種々の方向と距離におけるバスケットボールのジャンプシュートの成功率. *鹿屋体育大学学術紀要* 16 : 43-53.
- Looney, M.A. and Spray, J.A. (1992) Effects of violating local independence on IRT parameter estimation for the binomial trials model. *Research Quarterly for Exercise and Sport* 63 (4) : 356-359.
- Lord, F.M. (1980) *Applications of item response theory to practical testing problems*. Lawrence Erlbaum Associated, Publishers : New Jersey. pp. 179-192.
- 松浦義行 (1983) *現代の体育・スポーツ科学 体力*

- 測定法. 朝倉書店 : 東京. pp. 213-226.
- Masters, G.N. (1982) A rasch model for partial credit scoring. *Psychometrika*, 47 : 149-174.
- Masters, G.N. and Wright, B.D. (1984) The essential process in a family of measurement models. *Psychometrika*, 49 (4) : 529-544.
- 中村洋一 (2002) テストで言語能力は測れるか～言語テストデータ分析入門～. 桐原書店 : 東京. pp. 88-90.
- 野口義之 (1969) スポーツ・スキル・テスト. 野口義之 (編). 教師のための体育測定—理論と実際—, 第一法規出版 : 東京. pp. 128-151.
- Saifrit, M., Cohen, A.S. and Costa, M.G. (1989) Item response theory and the measurement of motor behavior. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 60 : 325-335.
- Samejima, F. (1969) Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. *Psychometrika Monograph*, 17 : 1-100.
- Samejima, F. (1997) Graded Response Theory. In : van der Linden, W.J. and Hambleton, R.K. (Eds.) *Handbook of Modern Item Response Theory*. Springer : New York, pp. 85-100.
- 芝 祐順 (1972) テストの編集. 肥田野直編 テスト I. 東京大学出版会 : 東京, pp. 93-106.
- 芝 祐順 (1975) 行動科学における相関分析法. 第 2 版. 東京大学出版会 : 東京.
- 芝 祐順 (1991) 項目反応理論 基礎と応用. 東京大学出版会 : 東京.
- Spray, J.A. (1997) Multiple—Attempt, Single—Item Response Model. In : van der Linden, W.J. and Hambleton, R.K. (Eds.) *Handbook of Modern Item Response Theory*. Springer : New York, pp. 209-220.
- 鈴木規夫 (1989) 二項分布の正規分布による近似. 池田央編 統計ガイドブック. 新曜社 : 東京, P. 73.
- 徳永幹雄 (2004) 体育・スポーツの心理尺度. 不昧堂出版 : 東京.
- 豊田秀樹 (2002) 項目反応理論 入門編—テストと測定の科学—. 朝倉書店 : 東京, pp. 124-126.
- 内山治樹・大神訓章・小野秀二 (1996) バスケットボールにおける非利き手ドリブルシュートの習熟過程の分析—運動形態の発達とラテラリティ現象との関連に注目して—*スポーツ方法学研究* 9 : 25-37.
- Zhu, W. and Cole, E. (1996) Many—faceted rasch calibration of a gross motor instrument. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 67 (1) : 24-34.

(平成 18 年 5 月 9 日受付)
(平成 19 年 1 月 13 日受理)