複数の分野から構成されるテストにおけるIRTを用いた項目評価法 ——臨地実習適正化のための看護系大学共用試験の項目バンク構築——

光 永 悠 彦*, 柳 井 晴 夫, 西 川 浩 昭**
佐 伯 圭一郎***, 亀 井 智 子†, 松 谷 美和子†
奥 裕 美†, 村 木 英 治††

An attempt to evaluate the method to construct multiple domains of IRT-based scales
——For the purpose of building item bank for a common achievement test for nursing colleges——

Haruhiko MITSUNAGA*, Haruo YANAI, Hiroaki NISHIKAWA**, Kei'ichiro SAIKI***, Tomoko KAMEI†,
Miwako MATSUTANI†, Hiromi OKU† and Eiji MURAKI††

Background: As Japanese nursing colleges increasingly require common criteria for assessing practical nursing ability prior to entering clinical hospital practice, it is important to construct a test item bank that can facilitate the evaluation of multiple domains. However, ordinal IRT models, such as the 2 parameter logistic model (2PL), operate under the assumption of unidimensionality, preventing application to comprehensive testing of multiple domains. Method: We conducted a computer-based test with items from 20 domains, classified into three areas: (1) basic medicine, (2) basic nursing, and (3) clinical nursing. About 780 students answered items, which were applied to common-item design and calibrated item parameters using two strategies; the first strategy assumed one-factor model for each area, the second strategy assumed unidimensionality by domain. Conclusion: For constructing an item bank, estimating item parameters by domain results in larger test information and more appropriate parameter estimates than estimating parameters by area.

Key words: item response theory, unidimensionality, item bank, practical nursing.
キーワード: 項目反応理論, 一次元性, 項目バンク, 看護系大学共用試験

1. 問題と目的

1.1. 医療系共用試験の現状

医療に携わる人材を育成する場面において, 臨床・実務場面で一定の水準以上の質をもって患者に接する技術を身につけさせるために, これまでさまざまな統一カリキュラムが示されてきた。たとえば医学科において「モデル・コア・カリキュラム」と呼ぶ一連の臨床実習前における教育方針が挙げられる。このような統一カリキュラムは, すでに歯学科, 薬学科においても策定されており, それらのカリキュラムは教育

*人事院人材局試験専門官室

(Office of Examination Officers, National Personnel Authority)

著者連絡先: 〒100-8913 東京都千代田区霞が関1-2-3
Tel: 03-3581-5311 (内線 2398)

E-mail: h-mitsu@bk.iij4u.or.jp,
mitsunagahar-3xg3@jinji.go.jp

**静岡県立大学看護学部

(University of Shizuoka, School of Nursing)

***大分県立看護科学大学

(Oita University of Nursing and Health Sciences)

†聖路加看護大学

(St. Luke's College of Nursing)

††東北大学大学院教育情報学研究科

(Tohoku University Graduate School of Educational

Informatics Research Division)

現場で共有が図られ、医療現場における質の確保に貢献しているといえる。

また、これらのカリキュラムに基づく教育を通じ、学生がどの程度の学力、すなわち臨床・実務場面で身につけておくべき知識および技能を備えているかを測定するためのテストも開発されてきた。医学科においては、6 年のカリキュラム年度のうちの 5 年次以降、臨床実習を行う関係から、4 年次終了時点において全医学科学生対象の「共用試験」を実施している (医療系大学間共用試験実施評価機構, 2012)。

しかしながら、看護系の大学においては、共用試験にあたるような、臨地実習前に行われる統一的な試験がなく、またモデル・コア・カリキュラムも策定されていない。近年の社会情勢において、看護に携わる人材を育成することがますます重要になる中、医療に携わる者を育成するうえで、看護の質を確保することは必須であるといえる。このような現状を踏まえ、近年、いくつかの看護系大学を中心に、看護系大学におけるモデル・コア・カリキュラムの策定と CBT (computer based test) の試みが行われるようになった。

1.2. 看護系 CBT の役割および基本設計

看護系 CBT の担う役割は、看護系大学における 3 年次以降のカリキュラムにおいて臨地実習を行う前に、必要十分な知識及び適性を備えているかどうかを判断することにある。その際、学生がどの大学に在籍しているかに関わらず、統一された基準によってスコアが表示されることが必要であり、また、カリキュラム年度が異なる学生間で共通の尺度によってスコアが表示されている必要がある。以上の前提より、本論で述べる看護系 CBT 本試験は、臨地実習前の学生全員に対し、その適性を判断するための道具でなければならない。また、年度間共通のモデル・コア・カリキュラムを日本の看護系大学において統一し、それに準拠した試験とすることで、年度間および大学間に共通な基準を定義することが可能である。

医学系や歯学系、薬学系の CBT においては、多数の項目 (以下、設問の意味で「項目」(item) という語を用いる) を事前に作成し、それらを「トライアル試験」として本試験と同等の学力を持つと想定される受験者群に提示し、ここで得られた正誤反応から IRT (item response theory) に基づく項目パラメタを推定するという手順を行っている。このようにして本試験で提示される項目の信頼性を検証しつつ、トライアル試験の

受験者と比較可能な尺度によって、受験した年度にかかわらず共通の成績が表示できる。

看護系大学をまたいで共通の尺度による成績の表示に関しては、医学系や歯学系、薬学系の CBT と同様、IRT に基づく各項目のパラメタを CBT 本試験実施前に推定しておき、CBT 本試験においては項目パラメタが既知の項目群を提示するという手続きを踏む。これにより、出題される項目の難易度や項目セットの信頼性がどの受験者に対しても一定となるような試験とすることが可能となる。しかし、この方法をとる前提として、多数の項目に対し、規準となる集団上での項目の困難度などの項目パラメタをあらかじめ推定し、項目の内容とともに記録する項目バンクの作成が必要である。

柳井ほか (2012) は、以上の背景を踏まえ、臨地実習前の看護系大学学生に課す CBT の基礎的研究を行っている。この研究では臨地実習前の学生に必要な知識として「基礎医学科目」「看護専門科目」を想定し、これらを測定する全 18 分野からなる CBT を実施した。しかし、CBT の実用化に向けての課題として、柳井ほか (2012) では、「CBT 試験の妥当性及び信頼性のさらなる情報の蓄積」が検討すべき「急務の課題」であると述べている (p.9)。柳井ほか (2012) の研究で用いられた項目のうち、「老年看護学」に属する分野については、亀井・西川・柳井 (2013) においてその項目の性質について議論されているが、1 分野のみにおける質的考察にとどまっており、他の分野との関連は検討されていない。本研究では、実データを用いて項目バンクを作成する手続きとして、分野の違いを考慮に入れたモデルをどのように適用すべきかを、実際の CBT 実施により得たデータを用いて検討する (なお、本研究においては、6.1 節に示す理由により、学生に「基礎学力科目」も課しており、合わせて 20 分野における CBT の結果について述べる)。

1.3. 複数の分野からなるテストの一次元性

以上述べた 3 科目の尺度化に際しては、それぞれの科目に含まれる広範囲にわたる下位尺度、すなわち複数の「分野」の存在が、IRT に基づく尺度化を行う上での前提の一つである「尺度の一次元性」にどの程度影響があるか検討する必要があるといえる。看護専門科目は柳井ほか (2012) において 12 分野が挙げられており、各分野に別個に一次元性を仮定した尺度化をすることによって、IRT の前提である一次元性がより明

確な形で表現可能である（12 分野の内容については、2.1 節に示した表 1 と同一）。しかし、柳井ほか (2012) においてはそれら 12 分野の正誤反応から得られた相関行列に対し主成分分析を行った結果、大きな第一主成分（主成分の寄与が 30% 以上¹⁾）を得たことから、IRT による分析も 12 分野すべてを併合した形で行っている。この場合、それぞれの分野の「内」で同一の概念を測定しているテストを複数併合したデータ、すなわちデータが一次元であるとは仮定できないデータに、併合後のテストが一次元であることを仮定した分析を行っていることとなり、推定が不安定となることが指摘できる。また、アンカー項目（冊子間に共通に出現する項目）による「共通項目デザイン」を用いた等化場面においては、得られた項目パラメタ、特に識別力の値が過小に推定される可能性が指摘できる（詳しい議論は光永・前川 (2013) を参照のこと）。また、佐藤・柴山 (2011) は、いくつかの分野から構成されるようなテストの尺度化場面について、分野ごとに分割して尺度化した場合、分野をまとめて尺度化した場合に比べて、能力値 θ の標準誤差が小さくなることをブートストラップ法によるシミュレーション研究によって示した。したがって、本研究においても、分野ごとに別々に尺度化する方法をとった場合、そこから得られた θ の標準誤差が、12 分野すべてを併合して尺度化した θ と比較して小さくなることが期待される。しかし、このような尺度化の方法の結果、柳井ほか (2012) で得られた項目パラメタと著しく傾向が異なる推定結果となる可能性も否定できない。また、本研究では多次元 IRT (Multidimensional IRT; MIRT) モデルを適用せず、一次元を仮定した IRT モデルを適用した場合を取り上げる（理由は 6.2 節を参照）。

1.4. 本論の目的

本論では、複数の下位尺度（本研究における「分野」）からなる看護系大学共用 CBT 本試験の項目バンクに使用することを最終目的とし、複数の分野にわたる多数の項目の性質を知るために行ったトライアル試験の分析を通じて、テストの実践場面において (a) 分野ごとの尺度化をし、適性があるか否かの判断には合成得点を用いる（以下、「分野別の推定」と表記）、(b) 傾向の似た複数の分野をまとめて「科目」とし、科目単位で

尺度化し、得られた θ の尺度で適性の有無を判断する（以下、「科目単位の推定」と表記）、の 2 種の方法を比較し、得られた項目パラメタ、テスト情報量曲線 (Test information curve; TIC) および θ (合成得点) がどの程度異なるかを検討することを目的とする。また、テストの一次元性の指標として主成分分析に基づく方法を用い、一次元性が高い分野とそうでない分野で項目パラメタや θ の推定値の傾向が異なるかを検討する。(a) および (b) の方法で項目パラメタや θ の値が同じであれば、佐藤・柴山 (2011) で指摘されるように、(a) の方法を使うことで θ の標準誤差を小さくすることが可能である。本研究ではトライアル試験のサンプルにおける θ の上で標準誤差を小さくすることに対応するが、項目バンクを用いて行われる本試験においても (a) の方法による尺度化を行うようにすれば、本試験受験者で推定される θ についても標準誤差を小さくすることが可能であるので、項目バンク構築時における推定方法の差異を検討することが必要であると考えられる。

2. 看護 CBT トライアルの概要および方法

2.1. 出題科目及び分野、出題項目の内容

本研究の CBT では柳井ほか (2012) と同様に、表 1 に示す「看護専門 I 科目」「看護専門 II 科目」「基礎医学科目」の計 18 分野をモデル・コア・カリキュラムに従い用意し、「看護専門 I 科目」は看護学において基礎的とされる領域であり、「看護専門 II 科目」は応用領域に属すると定義した。また、「基礎学力科目」として表 1 に示す 2 分野を設け、出題した。

出題項目は柳井ほか (2012) で出題した内容を、文言の不備や不完全な状況設定を是正した上で再出題した。

表 1. 看護系 CBT トライアルで出題した分野

科目名	分野名
看護専門 I	公衆衛生学, 基礎看護学, 看護教育学, 看護管理学, 地域看護学, 在宅看護学, 生命倫理学
看護専門 II	成人看護学, 老年看護学, 精神看護学, 小児看護学, 母性看護学
基礎医学	生理学, 生化学, 解剖学, 病理学, 微生物学, 薬理学
基礎学力	読解力, 推理・分析力

¹⁾ Reckase (1979) によると四分位相関行列における第 1 主成分の寄与率が 20% 以上であることが一次元性を満たす条件の一つであるとされる。

本 CBT は看護系大学の臨地実習前の学生 (通常 3 年次) を対象としており, 柳井 (2012) とは異なる年度に行っているため, 同一受験者が柳井 (2012) と本 CBT を両方受験する可能性は極めて低い。

2.2. 分野ごとの試験デザイン

トライアル試験の目的は, 多数の項目パラメタ未知の項目に対し, 規準集団上での項目パラメタを推定することにある。しかし, 一般的には多数の項目に対してパラメタを推定するためには, 一人の受験者が多数の項目を解かねばならず, 受験者に対して負担が大きくなるという点で現実的でない。例えば, 500 問の項目に対してパラメタを推定するためには, 一つの受験者グループに 500 問を解かせるのではなく, 10 のグループに対し, 50 項目のユニーク項目と 10 項目のアンカー項目をもった計 60 項目からなる 10 種類の冊子をランダムに割り当て, 等化を行うことによって, 500 項目に対する全グループ共通の尺度を構成することが可能である。このようなテスト実施法を「重複テスト分冊法」と呼ぶ (日本テスト学会, 2010, p.45)。

一般に, 多数の項目について項目パラメタを推定する場合, 受験者をランダムにいくつかのグループに分け, それぞれのグループにおいて能力が等質であるという仮定の下, 各グループに内容の異なる項目セットを提示することで, 受験者を 1 グループとした場合よりも多数の項目に対して項目パラメタが推定できる。しかし, 実際にはグループの等質性をテスト前に仮定することはせず, アンカー項目を用いたテスト冊子分冊法による試験デザインを採用し, 全ての受験者グループに共通の尺度上で各グループの能力値 θ および項目パラメタを推定することが一般的な手法として広く行われている。例えば, 国立大学法人東北大学 (2011) においては, 全国規模の学力調査において重複テスト分冊法を用いたテストを実施しており, IRT に基づく等化の手法によって多数の項目に対する項目パラメタを推定している。

デザインとしては, 図 1 に示すように, 隣接する冊子にアンカー項目を含め, アンカー項目の延べ総数を多くする方法と, 図 2 に示すような複数の冊子に共通したアンカー項目を含めるようにする方法とがある。前者 (図 1) に示すデザインを「ユニークアンカーデザイン」, 後者 (図 2) に示すデザインを「共通アンカーデザイン」と呼ぶことにする。

ユニークアンカーデザインでは (1) アンカー項目と

図 1. アンカー項目を冊子間で別にするデザイン

図 2. アンカー項目を冊子間で共通とするデザイン

するにふさわしいような高い識別力の項目が多数存在する場合に適用可能である, (2) アンカー項目の数が共通アンカーデザインに比べて多いために, 等化済み項目パラメタが安定して推定可能である, といった特徴がある。それに対して, 共通アンカーデザインでは (1) アンカー項目として使用可能な高い識別力を持った項目が少ない場合に適用する, (2) アンカー項目がユニークアンカーデザインに比べて限られるため, 仮に識別力の低い項目をアンカー項目とした場合, 等化が不安定となる可能性がある, といった点が特徴である。

本研究においては, 「精神看護学」「小児看護学」「母性看護学」の 3 分野において, アンカー項目に適した項目が少なかったため, 共通アンカーデザインによる等化を行った。また, 「基礎学力」科目においては, 2 分野ともに, どのグループに対しても同一の項目を提示した (全項目をアンカー項目の扱いとした)。

2.3. 項目数および時間割

受験者の疲労を少なくする目的で, テスト全体を 4 つのブロックに分け, それぞれ「1 時間目」から「4 時

表 2. 本研究で出題した項目数. T は受験者 1 人당りに提示される項目数 (テスト冊子 1 冊に含まれる項目数), J_a はテスト冊子に含まれるアンカー項目の数, J_u はテスト冊子に含まれるユニーク項目の数, A は本研究のデザインによって項目パラメタが推定される総項目数 (4 冊のテスト冊子に出現する総項目数) をそれぞれ示す

ブロック	科目	分野	T	J_a	J_u	A
1	看護専門 I	公衆衛生学	9	6	3	24
		基礎看護学	18	10	8	52
		看護教育学	9	6	3	24
		看護管理学	12	6	6	36
		生命倫理学	12	6	6	36
2	看護専門 I	地域看護学	14	6	8	44
		在宅看護学	14	6	8	44
	看護専門 II	老年看護学	15	6	9	48
		精神看護学	17	5	12	53
3	看護専門 II	成人看護学	26	10	16	84
		小児看護学	17	5	12	53
		母性看護学	17	5	12	53
4	基礎医学	生理学	9	6	3	24
		生化学	8	6	2	20
		解剖学	7	6	1	16
		病理学	8	6	2	20
		微生物学	9	6	3	24
		薬理学	9	6	3	24
	基礎学力	読解力	8	8	0	8
		推理・分析力	7	7	0	7

間目」とした. それぞれのブロックにおいて, 制限時間を 45 分とし, ブロック間に 10 分の休憩時間をとった. 試験時間及び休憩時間の合計は 3 時間半であった.

各ブロックに, 20 分野の問題文を表 2 に示す項目数だけ提示した. ここで, グループ数を g , テスト冊子 1 冊に含まれるアンカー項目の数を J_a , ユニーク項目の数を J_u とすると, 受験者 1 人당りに出題される項目数は $T = J_a + J_u$ となる. また, 最終的に項目パラメタが推定される項目数 A は, ユニークアンカーデザインを用いた分野については

$$A = g \cdot J_u + 2J_a \quad (1)$$

の関係がある. また, 共通アンカーデザインにおいては

$$A = g \cdot J_u + J_a \quad (2)$$

となる.

2.4. 受験者および CBT 実施大学

看護系のカリキュラムを持つ 22 の大学に対し, 各大学内のカリキュラムに看護 CBT トライアルを含めるよう依頼した. その上で, 在籍する看護学部学生の希望者に対し, 原則無報酬で CBT を受験するよう大学に対し依頼した.

受験者は, ランダムに 4 つのグループに分かれるようにし, それぞれに 4 種類のテスト冊子に対応する項目群を提示した. 4 種類のテスト冊子にはアンカー項目が含まれているので, 後述する等化手続きによって, 4 つのグループにおける受験者の成績が共通の尺度で表示できるようにした. 4 グループの人数は, 均等となるように配慮した.

2.5. CBT 実施方法および問題形式

全 4 ブロックの問題項目について, 各大学に設置されたパソコン画面上に項目を提示し, 受験者に解答させた (システムの詳細は佐伯・品川・西川・柳井 (2013) を参照). 各項目に対し, 解答制限時間を設け, 制限時間内に反応が記録されない場合は無回答として記録した.

項目はすべて 5 者択一の多肢選択形式であり, 原則として一つの問題文に対して一つの設問がある形式とした. ただし, 一部の項目は一つの問題文に対して複数の設問がある形式の項目も含まれる. その場合であっても, 一つ一つの項目で問う内容は互いに独立なように配慮した.

2.6. 適用した IRT モデル

IRT による分析は, 式 (3) に示す 2 パラメタ・ロジスティックモデル (Lord & Novick, 1968) を用いて行った.

$$P_j(\theta|a_j, b_j) = \frac{1}{1 + \exp(-1.7a_j(\theta - b_j))} \quad (3)$$

アンカー項目を用いた等化の方法として, 個別推定 (separate calibration), 同時推定 (concurrent calibration), それに項目パラメタ固定法 (Fixed Common Item Parameter; FCIP) という 3 通りの方法がある (Hanson & Béguin, 2002; Arai & Mayekawa, 2011). 個別推定では, ユニーク項目が異なる, すなわち異なる問題冊子を提示された受験者ごとに別々に項

目パラメタを推定し、アンカー項目の項目パラメタを手掛かりに各比較可能な尺度に等化する方法である。一方、同時推定では、ある受験者 i が項目 j に正答した場合は 1、非正答の場合は 0 となるような行列 $\mathbf{u} = u_{ij}$ から各項目 j に対する項目パラメタを一括して推定する方法で、受験していない項目に対する反応は欠測として扱う。項目パラメタ固定法は、項目バンク上の項目パラメタが既知の場合に用いる等化法であるので、本論で扱うような 4 グループに共通の尺度を構成するための等化法としては、個別推定と同時推定のいずれかが挙げられる。個別推定においては、測定されている概念において尺度の一次元性が仮定されないデータに対して適用した場合、推定された識別力の値を過大に評価する場合が想定される (光永・前川, 2012) ことや、1 グループに含まれる受験者の人数が少ない場合 (正確には、正誤反応のバリエーションが少ない場合) に推定が不安定になることが予想されるため、本論においては「分野別の推定」および「科目単位の推定」のいずれの場合においても、同時推定を行うこととした。項目パラメタ推定および能力値推定は、いずれも BILOG-MG3 (Zimowski, Muraki, Mislevy & Bock, 2003) を用いた。

同時推定については、欠測のあるデータ行列を用いて分析することになるが、欠測状況を示す $\mathbf{d} = d_{ij}$ というデザイン行列 (1 ならば項目 j に i 番目の受験者が回答している、0 ならば回答していない) を用いて、尤度の計算に用いる「 θ を与えたときの項目反応の分布」について式 (4) の形とすることにより、欠測のあるデータを用いた IRT のパラメタ推定を行っている (前川, 1991, pp.101-102)。本論においては、BILOG-MG の not-presented key を指定することで、欠測データの分析を行った。

$$f(\mathbf{u}|\theta, \mathbf{d}) =$$

$$\prod_j P_j(\theta|a_j, b_j)^{d_{ij}u_{ij}} (1 - P_j(\theta|a_j, b_j))^{d_{ij}(1-u_{ij})} \quad (4)$$

2.7. 分野ごとの θ から合成得点を算出する方法

「分野別の推定」の場合、 θ に関しても受験者 1 人について分野の数だけ推定される。一方、「科目単位の推定」の場合に得られる θ の推定値は、グループをまたいで $\theta \sim N(0, 1)$ となるように標準化された得点とすることによって、項目バンクに入れる際に「トライアル試験の受験者の能力が正規分布に従う」ということを表現で

き、今後行われる本試験の「参照先グループ」(reference group) とする場合に都合がよい。 θ_{ik} を、 i 番目の受験者における k 番目の科目の能力値 ($k = 1, 2, \dots, K$) とおくと、 K 個の分野から得られた能力値 θ_{ik} の合成得点 $\theta_c(i)$ は平均 0、標準偏差 1 となるように正規化された形とするのが解釈に好都合である。そのためには、まず K 個の分野より合成得点の平均および標準偏差の公式を用いて、 i 人の受験者における分野の合成得点の平均 $\mu(\theta_c)$ および分散 $\sigma^2(\theta_c)$ を

$$\mu(\theta_c) = \sum_{k=1}^K \mu(\theta_k) \quad (5)$$

$$\sigma(\theta_c) = \sum_{k=1}^K \sigma^2(\theta_k) + 2 \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{\substack{k'=2 \\ k < k'}}^K \sigma(\theta_k, \theta_{k'}) \quad (6)$$

と求める。ここで $\mu(\theta_k)$ は k 番目の分野における θ の平均を表す。また $\sigma(\theta_k, \theta_{k'})$ は分野 k と k' の共分散を示す。次に $\theta_c(i)$ の平均が 0、標準偏差 1 となるように、各受験者 i について合成得点

$$\theta_c(i) = \left(\sum_{k=1}^K \theta_{ik} - \mu(\theta_c) \right) / \sigma(\theta_c) \quad (7)$$

を求める。

3. 結果

3.1. 受験者人数

各大学に対する CBT の結果、22 大学より 785 人の解答が得られた。基礎医学および基礎学力科目に関しては 4 時間目に出席していた者全員を有効なデータとして扱った。ただし、4 時間目の基礎学力科目のみ欠席した受験者 1 名については、基礎医学科目については有効なデータとした。看護専門 I および II 科目については、 n 時間目に出席した受験者については n 時間目に出題した全分野について有効なデータとした (当該時間割で 1 分野のみ回答した場合、他の分野は欠測とみなした)。

表 3 に科目別および 4 グループ別の受験者数を記した。表 3 で記した数は、各科目において、すべての分野に解答した人数である。

3.2. 素点に基づく分析結果

3.2.1. 平均正答率

有効なデータを用いて、分野別に平均正答率を算出

表 3. 有効回答数. 科目別, グループ別に記した. 「全体人数」は, 当該グループに割り当てられた受験者の総数を示す

	グループ			
	1	2	3	4
全体人数	195	198	199	193
基礎医学	193	198	199	192
看護専門 I	194	197	198	193
看護専門 II	194	198	199	193
基礎学力	193	197	199	192

した結果を図 3 (基礎医学科目), 図 4 (看護専門 I 科目), 図 5 (看護専門 II 科目) および図 6 (基礎学力科目) に示した. 基礎医学科目では, グループ間で異なる平均正答率が見られた. 特に, 生理学や解剖学において特定のグループのみ他のグループに比べて平均正答率が 0.1 以上上回っており, グループ間で能力が等質であると仮定するのが難しい結果であった. また, 看護専門科目においても, 公衆衛生学や看護管理学, 成人看護学において, 特定のグループのみに高い (または低い) 平均正答率が見られた. これらの結果から, IRT による分析においては, グループごとに母集団における θ の平均および標準偏差が異なる多群 IRT モデルを適用することとした.

平均正答率の大小でみると, 生命倫理学分野において, 他の分野に見られない高い値が, いずれのグループにおいても見られた. また, 看護教育学, 読解力分野において, 多くのグループで高い平均正答率を示した. それに対し, 推理・分析力分野の平均正答率は低く, また, 基礎医学科目においては多くの分野で平均正答率が低い傾向が見られた.

3.2.2. 主成分分析による一次元性の検討

各分野の 0-1 データに対し, 背後に単一の次元を仮定できるかを検証するため, グループごとに一次元性の検討を行った. 分野ごと, またグループごとの 0-1 データに対し四分位相関係数 (tetrachoric correlation coefficient) 行列を R の polycor パッケージを用いて求め, 得られた相関行列の第 1 主成分の寄与率および第 2 主成分の寄与率との差を算出した. それらの値を 4 グループで平均²⁾し, 表 4 に示した. 第 1 主成分の寄

²⁾ 寄与率の平均をとることは一般的ではないが, いずれの分野においても 4 グループ間の寄与率の値の傾向が第 1・第 2 主成分ともに類似していたため, 全体の傾向

図 3. 基礎学力科目における分野別平均正答率, 標準偏差

図 4. 看護専門 I 科目における分野別平均正答率, 標準偏差

与率でみると, 読解, および推理分析力において 30%以上の寄与率であった半面, 看護専門科目は第 1 主成分の寄与率が最大でも 27%前後と低く, 成人看護学のように第 1 主成分の寄与率が 15%未満という分野も見られた. 特に, 看護専門 II 科目においては, 第 1 主成分の寄与率の大きさが小さく, 看護専門 II 科目は他の科目に比べて分野内の一次元性が低いという傾向が見られた. 一方, 看護管理学や生命倫理学といった分野においては, 第 1 主成分の寄与率が 24%を超えており, これらの分野は他の分野に比べて一次元性が高い傾向が見られた. また, 基礎医学科目においては, 第 1 主

向を代表する値として平均値を示した

図 5. 看護専門 II 科目における分野別平均正答率, 標準偏差

図 6. 基礎学力科目における分野別平均正答率, 標準偏差

成分において薬理学を除いて 20%を超える寄与率を示し, 基礎学力科目と看護専門科目との中間の傾向を示した. また寄与率の差でみると, 看護専門 II 科目においては第 1 主成分と第 2 主成分の差がいずれの分野においても 5%前後, 看護専門 I 科目の地域看護学および在宅看護学分野では 3%前後と, いずれも小さな値であった. また基礎医学科目においても, 生化学分野でも 3.80%と小さな値を示した. これらの分野では, 第 2 主成分も大きな値を示しているという点から, 一次元性が満たされていない可能性がある. しかし他の分野では, 寄与率の大きさが 20%を超えていることから考えて, おおむね一次元性が満たされていると判断できる.

一方, 科目単位で主成分分析を各グループの四分位相関係数行列に対して行い, グループごとの平均を算出したところ, 第 1 主成分の寄与率が基礎医学科目で 10.68%, 看護専門 I 科目で 8.70%, 看護専門 II 科目で 9.16%と, いずれも低い値にとどまった. 基礎学力科目においては 24.93%であったが, いずれの科目においても, 科目別に算出した場合, 分野別にくらべて一次元性がより低いという傾向が見られた.

表 4. 第 1 主成分の寄与率および第 2 主成分との寄与率の差. 4 グループの平均を分野ごとに示した

分野名	第 1 主成分 寄与率	第 2 主成分 寄与率の差
生理学	20.42	3.80
生化学	20.85	4.73
解剖学	23.25	5.03
病理学	22.25	4.58
微生物学	24.18	7.67
薬理学	19.29	4.05
公衆衛生学	20.11	4.51
基礎看護学	18.93	7.18
看護教育学	22.91	6.47
看護管理学	27.71	11.91
生命倫理学	24.28	8.10
地域看護学	15.56	3.36
在宅看護学	17.37	3.88
老年看護学	17.46	5.68
精神看護学	16.25	4.84
成人看護学	13.46	4.84
小児看護学	17.10	5.92
母性看護学	15.58	5.11
読解	31.99	16.45
推理・分析	30.91	12.80

3.3. IRT に基づく分析

IRT による分析は, 多群 IRT モデルを適用して行った. 本節では, 「分野別の推定」および「科目単位の推定」のそれぞれの場合で, 項目パラメタの推定結果がどのように異なるかを示した.

3.3.1. 項目パラメタの推定値

識別力および困難度の推定値において, 絶対値が 10 を超える極端な推定値となった項目は, いずれの分野, いずれの推定方法においても見られなかった. 推定の段階で, 老年看護学の 1 項目について, 「分野別の推定」を行った場合, 科目でまとめて推定した結果よりも著しく大きな識別力の推定値となった (「分野別の推定」1.039, 「科目単位の推定」0.200). 当該科目については, 識別力の事前分布の平均, すなわち過去に同一項目を提示した時点における識別力の推定値が 0.388 であることを考えると, 当該項目の真の識別力は, 科目でまとめて推定したときの値に近い値であると考えることができる. 以下の分析結果では, 当該項目を含め

図 7. 微生物学（基礎医学科目）における項目パラメタ推定値の差異（左および中央）およびテスト情報量の差異（右）。項目パラメタの差異については、横軸に「基礎医学」科目をまとめて推定した場合、縦軸に分野ごとに推定した場合のパラメタ推定結果を項目ごとに示した。左は識別力、中央は困難度を示した

図 8. 薬理学（基礎医学科目）における項目パラメタ推定値の差異（左および中央）およびテスト情報量の差異（右）。項目パラメタの差異については、横軸に「基礎医学」科目をまとめて推定した場合、縦軸に分野ごとに推定した場合のパラメタ推定結果を項目ごとに示した。左は識別力、中央は困難度を示した

図 9. 看護管理学（看護専門 I 科目）における項目パラメタ推定値の差異（左および中央）およびテスト情報量の差異（右）。項目パラメタの差異については、横軸に「看護専門 I」科目をまとめて推定した場合、縦軸に分野ごとに推定した場合のパラメタ推定結果を項目ごとに示した。左は識別力、中央は困難度を示した

た結果を示している。

基礎医学科目で第 1 主成分の寄与率が最も大きかった「微生物学」と最も小さかった「薬理学」において、「分野別の推定」および「科目単位の推定」それぞれについて項目パラメタの差異を散布図で示した（微生物

学；図 7 左および中央、薬理学；図 8 左および中央）。図に、看護専門 I 科目で第 1 主成分の寄与率が最も大きかった「看護管理学」および寄与率が最も小さかった「地域看護学」におけるパラメタの差異を示した（看護教育学；図 9 左および中央、基礎看護学；図 10 左

図 10. 地域看護学（看護専門 I 科目）における項目パラメタ推定値の差異（左および中央）およびテスト情報量の差異（右）．項目パラメタの差異については，横軸に「看護専門 I」科目をまとめて推定した場合，縦軸に分野ごとに推定した場合のパラメタ推定結果を項目ごとに示した．左は識別力，中央は困難度を示した

図 11. 小児看護学（看護専門 II 科目）における項目パラメタ推定値の差異（左および中央）およびテスト情報量の差異（右）．項目パラメタの差異については，横軸に「看護専門 II」科目をまとめて推定した場合，縦軸に分野ごとに推定した場合のパラメタ推定結果を項目ごとに示した．左は識別力，中央は困難度を示した

図 12. 成人看護学（看護専門 II 科目）における項目パラメタ推定値の差異（左および中央）およびテスト情報量の差異（右）．項目パラメタの差異については，横軸に「看護専門 II」科目をまとめて推定した場合，縦軸に分野ごとに推定した場合のパラメタ推定結果を項目ごとに示した．左は識別力，中央は困難度を示した

および中央）．さらに，看護専門 II 科目においては，等化デザインが他の科目と異なり，かつ第 1 主成分の寄与率が大きかった「小児看護学」と，第 1 主成分の寄与率が最も小さかった「成人看護学」におけるパラメタの差異を散布図で示した（小児看護学；図 11 左およ

び中央，成人看護学；図 12 左および中央）．また，各分野について「分野別の推定」および「科目単位の推定」それぞれの場合で推定されたテスト情報量曲線を比較した（図 7 から図 12 右に示した）．さらに，表 5 に項目パラメタの推定値の要約統計量を，推定方法別

表 5. 分野別に推定した場合と科目単位で推定した場合での項目パラメタの推定値の平均および標準偏差. 分野ごとに示した. A^* はパラメタ推定された項目数を示す

分野名	A^*	識別力		困難度	
		科目別	分野別	科目別	分野別
生理学	24	0.254	0.271	1.153	0.941
生化学	20	0.274	0.295	0.622	0.596
解剖学	16	0.299	0.319	0.563	0.448
病理学	20	0.292	0.288	0.813	0.666
微生物学	24	0.322	0.357	0.329	0.306
薬理学	24	0.267	0.271	-0.051	-0.018
公衆衛生学	24	0.263	0.302	-0.810	-0.870
基礎看護学	52	0.305	0.331	-1.241	-1.154
看護教育学	24	0.280	0.317	-2.030	-1.831
看護管理学	36	0.303	0.349	-1.671	-1.409
生命倫理学	36	0.395	0.459	-2.300	-2.050
地域看護学	43	0.248	0.264	-0.640	-0.588
在宅看護学	44	0.271	0.304	-1.471	-1.319
老年看護学	47	0.306	0.319	-1.705	-1.649
精神看護学	52	0.288	0.297	-0.757	-0.704
成人看護学	81	0.276	0.294	0.171	0.063
小児看護学	53	0.319	0.347	-1.331	-1.224
母性看護学	52	0.304	0.315	-0.300	-0.302
読解	8	0.552	0.577	-1.337	-1.385
推理・分析力	7	0.429	0.455	0.889	0.941

に示した.

基礎医学科目においては, 図で示した微生物学と薬理学についてみると, 図 7 中央と図 8 中央の比較より, いずれの分野でも θ の絶対値の大きな項目において困難度の推定結果に差異が見られた. また, 図 7 左と図 8 左の比較から, 識別力の推定値はいずれの分野においても「識別力の大きな項目の推定結果について, 推定値がばらつく」という傾向が見られ, 表 5 より, 微生物学における平均識別値は分野別の推定において高い値を示した. また, 図 7 右と図 8 右の比較により, いずれの分野においてもテスト情報量曲線に推定方法間の大きな違いは見られなかった.

看護専門 I 科目について結果をみると, 図 9 左と図 10 左の比較および表 5 から, 第 1 主成分の寄与率が大きかった看護管理学分野において, 「分野別の推定」による識別力の推定値が, 「科目単位の推定」による識別

表 6. 基礎医学科目の θ の相関行列

	生理	生化	解剖	病理	微生	薬理
生理	1.00	0.24	0.23	0.18	0.24	0.19
生化		1.00	0.25	0.28	0.23	0.28
解剖			1.00	0.24	0.25	0.27
病理				1.00	0.30	0.25
微生					1.00	0.30
薬理						1.00

力の推定値に比べて大きくなる傾向が見られた. この傾向は, 識別力の推定値が大きな項目において顕著であった. 一方, 第 1 主成分の寄与率が小さかった地域看護学においては, 「分野別の推定」による識別力の方が大きい値をとる傾向が見られたものの, 看護管理学の場合と比べて, 顕著ではなかった. また, 困難度の推定値の差異でみると, 図 9 中央と図 10 中央の比較より, 困難度の低い項目において「分野別の推定」による場合の推定値がより大きな困難度と推定される傾向が見られた. この傾向は, 看護管理学の場合で顕著であった. さらに, テスト情報量曲線の差異でみると, 図 9 右と図 10 右の比較より, 看護管理学においては θ の低い受験者に対するテスト情報量について差が大きいという結果であった.

看護専門 II 科目についてみると, 図 11 左と図 12 左の比較および表 5 より, 小児看護学, 成人看護学の双方において, 全体的に見て, 「分野別の推定」の場合の方が大きな識別力の推定結果となったが, 増加幅は小児看護学がより大きかった. また, 図 11 中央と図 12 中央の比較から, 看護専門 I 科目の 2 分野で見られた傾向と同様に, 困難度の小さな項目について, 「分野別の推定」による方がより大きな推定値を示した. また, 困難度の大きな項目についてみると, 「分野別の推定」の方が「科目単位の推定」の場合に比べ, 困難度の推定値が小さくなる傾向が見られた. さらに, 図 11 右と図 12 右の比較より, 「分野別の推定」の方が大きなテスト情報量のピークとなる傾向が見られた. ただし, ピークとなる θ の値は, 分野ごとに別々に推定した場合, $\theta = 0$ となる点に近づく傾向が見られた. この傾向は, 看護管理学分野では見られなかった.

3.3.2. 能力値の推定値

分野間の推定における θ の相関 表 6 に, 基礎医学科目について「分野別の推定」を行った場合の, 分野間の θ の相関行列を示した. また, 表 7, 表 8 に, 看護

表 7. 看護専門 I 科目の θ の相関行列

	公衆	基礎	地域	在宅	教育	管理	生命
公衆	1.00	0.29	0.26	0.24	0.22	0.23	0.22
基礎		1.00	0.32	0.37	0.30	0.32	0.35
地域			1.00	0.26	0.26	0.24	0.25
在宅				1.00	0.26	0.29	0.29
教育					1.00	0.29	0.24
管理						1.00	0.28
生命							1.00

表 8. 看護専門 II 科目の θ の相関行列

	成人	老年	小児	母性	精神
成人	1.00	0.34	0.39	0.45	0.39
老年		1.00	0.40	0.33	0.37
小児			1.00	0.36	0.34
母性				1.00	0.37
精神					1.00

専門 I, 看護専門 II 科目における θ の相関行列をそれぞれ示した. また, 基礎学力科目において, 「読解」および「推理・分析」の 2 分野における θ の相関係数は, 0.40 であった. 基礎医学科目相互間において θ の相関が低く, 看護専門 I, 看護専門 II において相関が高い傾向が見られた.

推定方法間の θ 推定値の差異 図 13 に, 基礎医学科目について「分野別の推定」による合成得点と, 「科目単位の推定」の場合の θ を各受験者についてプロットした結果を示した. また, 図 14 に看護専門 I 科目, 図 15 に看護専門 II 科目, 図 16 に基礎学力科目について, それぞれ同様の散布図およびヒストグラムを示した. 基礎医学科目では, θ が小さな受験者において, 分野別の θ から算出した合成得点の方が科目全体での θ に比べて大きく推定された. また θ が大きな受験者においては, 合成得点の方が科目全体における θ に比べて小さく推定された. いずれの差異も, θ が 0 付近の受験者においては 0.1 前後と大きな差ではなかった (科目全体で推定した θ の標準誤差の推定値は 0.55 前後であり, ほぼこれに相当する差異であった).

また, 最も θ が大きかった受験者においては, 合成得点が 2.517 であるのに対し, 科目全体の θ は 3.029 となり, 差は 0.512 と大きくなった. 同様の傾向は看護専門 I 科目や看護専門 II 科目でも見られ, 看護専門科目 I では最大の θ の受験者についてみると, 合成得

図 13. 基礎医学科目における θ の散布図および周辺分布 図 14. 看護専門 I 科目における θ の散布図および周辺分布

点が 1.910 に対し, 科目全体での θ が 2.763 で, 0.853 の差がみられた. また看護専門 II でみると, 最大の θ の受験者において合成得点が 2.314 であるのに対し科目全体での θ が 3.207 と, その差が 0.893 となった. さらに, 基礎学力科目でみると, 最大の θ の受験者で, 合成得点が 1.404 であるのに対し, 科目全体での θ は 1.913 と, その差が 0.509 であった. θ が小さな値の受験者についても, θ が大きな受験者ほどではないもの

図 15. 看護専門 II 科目における θ の散布図および周辺分布

図 16. 基礎学力科目における θ の散布図および周辺分布

の、同様に合成得点と科目全体での θ の間に大きな差が見られた。これらの傾向は、特に看護専門 I 科目と看護専門 II 科目において、合成得点のヒストグラムが科目全体での θ の分布に比べ、全体的に平均の周りにシュリンクしていることからわかる。また、看護専門 I 科目および看護専門 II 科目は、相関行列の値が特に大きかった科目である。

θ のヒストグラムの比較 θ のヒストグラムについてみると、看護専門 I 科目において「科目単位で推定」の場合、単峰でない θ の分布となった。それ以外の科目については、推定方法による分布形状の違いは見られなかった。

4. 考察

4.1. 項目パラメタ推定結果の差異

本研究では、パラメタを分野ごとに別々に推定した場合と、科目ごとに合わせて推定した場合とで、推定結果がどの程度異なるかを検討した。主成分分析から、分野ごとに推定した場合であっても、分野によっては一次元性が十分に見られないという結果であった。これらを併合した「科目」のレベルであっても、一次元性が十分に仮定できない尺度に対し、一次元の θ を仮定するモデルを適用することは、モデルのあてはまりという点では望ましくない結果となることは明らかである。そこで、「科目」ではなく、それぞれの尺度においてより一次元性が高いと予測される「分野」のレベルで別々に θ の尺度を構成し、合成得点の形で「科目」単位の成績を表示する方法により、IRT の前提の一つである「一次元性」をより満たしつつ、得られた項目パラメタの値が「科目」単位で推定した場合と同様に解釈可能かどうか検討を行った。

本研究で取り扱った分野は、いずれも看護大学に在籍する臨地実習前の学生にとって、必要な知識とされる内容であった。しかし、たとえば「看護専門 I」よりも「看護専門 II」科目において、より発展的・応用的な内容であるといった特徴がある。また「基礎医学」科目は、「看護専門」科目に比べ、看護大学生にとって発展的な内容であるといえる。このように、科目ごとの特徴を述べるならば、「看護専門 I」および「看護専門 II」のスコアによって臨地実習前の必須知識、ひいては適性を予測することができるといえる。これら 2 科目においては、全体的にテスト情報量が大きいという結果から、本テストで提示された項目は受験者の臨地実習前における適性を判断する材料として機能することが示唆される。また、各分野において推定された θ の相関が高かった看護専門 I 科目、看護専門 II 科目および基礎学力科目において、「分野別の推定」の結果においてテスト情報量が大きく推定された一方、 θ の相関が低かった基礎医学科目においては「分野別の推定」「科目単位の推定」いずれの方法でもテスト情報量

が高まらなかった。特定の θ に対する情報量が「分野別の推定」によって高まった理由としては、看護専門科目および基礎学力科目において、「それぞれの分野の間で似た概念を測定している一方、分野内でも単一の概念を測定している」ということを、「分野別の推定」の方がよりモデル上で適切に説明しているためであると考えられる。「科目単位で推定」の場合、「分野内で単一の概念を測定」しているかどうかをモデル上で表現できないため、その分、得られるテスト情報量が低下していると考えられる。一方、基礎医学科目は、主成分分析の結果から、各分野で問われている内容がそれぞれの分野内で特徴づけられていることが明らかである。一方、分野をまたいだ「一次元性」が、看護専門科目に比べて低いことが推測される。このため、「分野の違い」をモデル上で表現しない「科目単位で推定」した場合は、分野の違いを表現できないためにテスト情報量が低く推定されたと考えられる。このように、基礎医学科目と「看護専門科目および基礎学力科目」は、それぞれ科目の持つ性質が異なることが、本研究の結果から推測される。

等化デザインの違いが項目パラメタ推定結果に与える影響についてみると、看護専門 II 科目の「小児看護学」と「成人看護学」で、得られたパラメタの傾向が大きく異ならなかったことは、等化デザインの違いによって項目パラメタの推定値が左右されない可能性を示唆する。一般に、ユニークアンカーデザインでは、項目バンク中にあるアンカー項目候補に「識別力が高く、困難度が適度」な項目が多い場合、それらの項目をアンカー項目とすることが可能。一方、共通アンカーデザインではそのような項目パラメタが良好な項目が少なくてもよいという利点がある。しかし、共通アンカーデザインにおいては、アンカー項目の項目バンク上における困難度が実際の受験者とマッチしていないと、等化の精度に大きく影響する一方、ユニークアンカーデザインにおいてはそのような心配がない。本研究においては、良好な項目パラメタをもつ項目群が項目バンク内に十分存在しない場合に、やむを得ず共通アンカーデザインを用いた。それがユニークアンカーデザインをとった他の分野と同等な結果となったのは、受験者の能力レベルと、アンカー項目の困難度が一致していたからであるという要素を指摘できる。この点は、試験を実施する前にある程度統制することは可能ではあるものの、確実に受験者の能力レベルと項目困難度を一致させる方法は限られる。しかし、能力レベ

ルと困難度が一致した場合は、共通アンカーデザインが項目バンクを構成するうえで有用であることを本研究の結果が示しているといえる。

4.2. 2 種のパラメタ推定方法と実践場面との関連

本研究で構成された項目バンクを用いて今後 CBT を行う際、パラメタの推定方法が異なる 2 種類のパラメタのうちいずれがふさわしいかに関して、(1) 項目パラメタおよび θ の推定値の特徴、(2) 項目パラメタ推定の技術上の問題、の 2 点について、以下に述べる。

(1) については、看護専門科目および基礎学力科目において、「科目単位の推定」に比べて「分野別の推定」の場合にテスト情報量が大きい傾向が見られ、特定の θ において顕著な情報量の差となる傾向が見られた。このことは、これらの科目において、各分野がそれぞれの専門性を反映した尺度を構成しており、これらを併合した「科目単位」で推定した結果よりも高い識別力、すなわち信頼性のある θ の範囲について有していると解釈できる。逆に言えば、科目単位による項目パラメタの推定結果は、テストの実践上、特定の θ に対する情報を損なう恐れがあることが指摘できる。したがって、看護専門科目および基礎学力科目については、「分野別の推定」の方がより受験者の成績を判断するために有益なツールとなる尺度が得られることが示唆される。一方、基礎医学科目については、分野ごとに別々に推定した場合と科目単位でまとめて推定した場合でテスト情報量に大きな違いは見られなかった。しかしながら、基礎医学科目において、それぞれの分野を精度よく問うような項目が多く出題されるようになることが将来起これば、科目をまとめて推定した場合に、分野ごとに推定すれば高くなったはずの識別力が過小に推定される可能性がある。したがって、基礎医学科目においても、「分野別の推定」の方が望ましいことが示唆される。

また、 θ の推定においても、「分野別の推定」による項目パラメタを用いて求めた θ が妥当であると示唆される。分野ごとに個別に θ を推定した場合に、それぞれの θ の精度が高まるという佐藤・柴山 (2011) の結果からも、分野ごとに個別に項目パラメタを推定した方がより望ましい結果を得ることができることが指摘できる。「科目単位の推定」では、特定の θ の範囲に関する情報が損なわれているため、その範囲の受験者について、 θ の推定精度が低下する。そのため、受験者に十分な適性があるかどうかを判断するための材料と

して妥当ではなくなる可能性が指摘できる。

さらに、合成得点と科目ごとに求めた θ との比較で、科目単位による θ が値の範囲の大きな傾向がみられた。このことは、特に θ の低い部分に関して、情報量がかけ離れている傾向とは別の要因によると指摘できる。現時点ではその要因に関しては明らかではないと考える。しかし、実践上、極端な θ の値が出現することは、 θ の値を線形変換等により尺度得点とする際、極端な尺度得点の値が出現することになり、解釈上の問題が生じることが指摘できる。

(2) については、本研究において項目パラメタを推定する際、少ない人数のデータから解釈可能な項目パラメタの推定値を得るために、以前の研究で得られた推定結果を事前分布の形で利用した。この方法をとらずに、実受験者のデータのみから項目パラメタを推定する場合は、より推定が安定する方法によることが実践上重要である。受験者数が十分多い場合は、「分野別の推定」でも「科目単位の推定」でも同程度の安定性であることが予想されるものの、受験者数が少ない場合は、項目数が多いと推定が安定しない傾向が見られることが予想される。しかしながら、項目推定の安定性は、どれだけデータがモデルに当てはまるかによるところが大きい。したがって、実践場面においては、いずれの方法をとるにしても、項目パラメタ推定が安定しない可能性を考慮してテストデザインを組むことが必要だと考える。また、多群 IRT モデルを用いる場合、共通アンカーデザインは項目全体に占めるアンカー項目の割合がユニークアンカーデザインより小さくなるため、推定が不安定になる要因になることも指摘できる。ただし、分野ごとに個別にパラメタ推定する操作は、科目単位で一括して推定するよりも、分野の数だけデータの加工や整理といった作業の手間が増え、誤りを犯す可能性も高まることが予想され、この点では科目単位での推定がより望ましいことが指摘できる。なお、老年看護学分野の 1 項目について、「分野別の推定」により識別値の過大推定が発生した。これは、実際の受験者が少ないことへの対処として、事前分布の設定等の措置を講じたために生じたためであり、テスト実践場面においてはこのような項目を除外して項目バンクを構築することにより、対処できると考える。

成のためのトライアル試験のデータを分析した結果、(1) 分野別に推定した場合の方が、科目別に推定した場合に比べて識別力が大きい傾向がみられ、看護専門科目においてはテスト情報量も大きい、(2) θ の推定に関しても、その範囲が分野別の推定において広い傾向にある、といったことが明らかになった。またパラメタ推定の技術上の観点から、(3) 分野別推定が安定する傾向がみられる、(4) 分野別の推定の場合、分野単位で推定の手続きを行うため、処理が複雑になる、ということが指摘できる。以上より、推定手続きの複雑さに対応できる試験実施体制が整うのであれば、分野別の推定を行った方が良いと結論できる。また、テストデザイン上の観点からは、看護専門 II 科目における 2 分野の項目パラメタ推定値の比較結果より、アンカー項目の困難度に一致する θ を持つ受験者が受験するという、IRT のモデルに沿った状況であれば、共通アンカーデザインを用いることが有効であるといえる。

本研究では、項目バンク構築のためのパラメタ推定場面を取り上げた。しかし、実際に CBT を実施するにあたっては、本試験受験者に「成績判断に使用されないが項目パラメタ推定を行う」項目群を提示し、これらの項目群を項目バンク上の尺度に等化することで、項目のバリエーションを増やしていく過程が必要である。その際、本試験の成績の精度が低下することが予想されるが、新規に項目パラメタを推定すべき項目数が多い場合に、どの程度の新規項目数であれば推定精度の低下が許容されるかを明らかにする必要がある。また、看護学および医学上の新たな知見を反映させた新作項目を取り入れる過程においては、科目及び分野の見直しといった「カリキュラムの刷新」を行わなければならない。カリキュラムの刷新に当たっては、既存の分野を統合または分割することが求められるため、それらに向けた等化やリンクング (linking) の方法論的検討が不可欠である。このような項目バンク構築場面での等化およびリンクングの事例において、複数の分野の扱いをどのようにするか、シミュレーションを含めたさらなる研究が必要であると考えられる。同時に、亀井ほか (2013) で示されるような、項目の「質」に関する議論を継続的に行うことが、CBT の妥当性を高めるうえの課題であるといえよう。

5. 結論および今後の課題

看護系大学共用 CBT の実施に向けた項目バンク作

6. 付 録

6.1. 本トライアル CBT で基礎学力科目を提示した理由

石井ほか (2007) では看護学科の大学教員に対して、また、石井ほか (2003) では学生に対して、それぞれ授業場面における態度に関する調査を行っている。これらの 2 研究より、看護系の大学において特有の「共感」スキルといった要素が、他の学部専攻と比較して向上していることが見出された。さらに、これらの研究を踏まえ、看護専門科目や基礎医学科目のほかに、看護師になるための適性を判断する材料として、高校卒業時までのカリキュラムでは測定されにくい「新学力観」の存在を提示した研究 (柳井・石井, 2007) がある。この研究では、「論理的思考力」「持続力」「文章表現力」「探究心」「自己表現力」といった資質が学年の経過に伴い上昇していることを指摘し、看護教育によってこれらの「新学力観」が培われている傾向にあると結論づけている。同時に、教員から見て、これらの資質が学生に備わっていると判断される度合いが低いと判断されていることを指摘している。以上の前提から、看護 CBT において、「論理的思考能力」や「文章読解力」を測定する項目を「基礎学力科目」として導入し、受験者に課すこととした。

6.2. 一次元を仮定した IRT を適用する理由

項目パラメタ推定に関しては、適切なモデルの選択という観点において、MIRT モデルを適用すべきかどうかといった議論がある。とりわけ、分野による得意不得意が大きい受験者が多く存在するグループに対する試験の場合、受験者が得意とする分野において正答数が多く、不得意な分野に正答数が少ないという「受験者の能力と項目パラメタの交互作用」が見られることが事前に分かっているため、一次元を仮定した IRT モデルよりも MIRT モデルを適用すべきとの指摘がある (Reckase, 2009, pp.53–54)。しかし、(1) 本 CBT が実際に試験として実施された場合、新たな受験者に対して項目パラメタ未知の項目を提示し、MIRT モデルを適用した上で、複数次元のテストを同時に等化することが必要となり、この一連のプロセスを安定して実施するためには、MIRT モデルのパラメタ推定および等化の方法論的考察が現時点では発展途上であると言わざるを得ない、(2) MIRT モデルを適用した場合、受験者の適性の高低を「臨地実習を行わせてもよいか

否か」の判断材料とする場合、複数次元得られる θ の値を一つの可否基準に当てはめる際の方法をどうするかという問題が生じる、(3) 本 CBT の場合のように、12 分野、すなわち 12 次元の θ が仮定されるデータに対する MIRT モデルを考えなければならない場合、そのモデルは非常に複雑であり、推定が不可能になる可能性が高い、といった理由により、本研究では MIRT モデルではなく、一次元を仮定した IRT モデルを適用した場合を考えた。

6.3. 項目パラメタ推定の手続き

IRT の分析にあたっては、基礎学力科目以外で、各グループでの受験者数が少ないため、BILOG-MG のデフォルトの設定による分析では解を求めることができなかった (基礎学力科目においては 4 グループに共通の項目を出題しているため、以下に述べる事前確率分布の指定は行っていない)。本研究においてはグループ一つ当たりの受験者数が少ないようなデータを用いて安定した項目パラメタ推定を行う必要がある。村木 (2011) は、BILOG-MG を用いた項目パラメタの推定に際し、「項目除去は事前確率分布の調節やそのほかの対策を講じてからの最終的な選択である」と指摘している (p.121) ことから、本研究では事前分布を指定する方法をとることとした。事前分布は識別力、困難度それぞれのパラメタについて平均および標準偏差を指定するが、本研究で用いた項目群は柳井ほか (2012) において出題されており、ここで算出された項目パラメタの点推定値を事前分布の平均とした。また標準偏差については、その値を小さくすることで項目パラメタ推定が安定する (村木, 2011, p.121) が、ある程度大きな値としなければ、事前分布の平均から推定結果が大きく動かなくなる恐れがある。本研究では、安定した項目パラメタ推定が可能な事前分布の標準偏差として、BILOG-MG のデフォルト値である 1.648 (識別力) および 2.0 (困難度) を用いた。ただし、「分野別の推定」において、看護専門 I で 1 項目 (地域看護学)、看護専門 II で 4 項目 (成人看護学 3 項目、母性看護学 1 項目) について、点双列相関係数が BILOG-MG の基準である -0.15 を下回ったため、推定から除外した。同様の理由で、「科目単位の推定」の場合においても、看護専門 II で 2 項目 (母性看護学、精神看護学) が除外された。全ての推定方法および科目の推定において、収束基準 0.0075 を満たして収束した。

6.4. 素点と IRT による評価の比較

本研究においては、素点に基づいた分析と、IRT に基づいた分析を行った。これらについて、特に素点に基づく一次元性が高い分野に関して、IRT の分析における識別力が高い傾向が指摘できる。具体的には、第 1 主成分の寄与率（表 4）の値が大きな分野であるほど、IRT における識別力の値（表 5 参照）が大きいという傾向が見られた。これは、IRT のモデルにおいて、IRT における識別力パラメタが因子分析における因子負荷に相当する（光永・前川, 2012, p.40）ことと関連していると考ええる。このことは、科目単位の第 1 主成分の値が分野単位に比べて低い値となり、また、科目単位で IRT による分析を行った場合に、分野単位で行った場合よりも識別力の値が低くなったこととも整合性のある結果といえる。

表 4 の第 1 主成分の寄与率と、表 5 の分野別に推定された識別力から科目単位で推定された識別力を引いた差をプロットすると、表 7 および表 8 で θ の分野間相関が高かった看護専門科目においては、第 1 主成分の寄与率が高い分野ほど識別力の差が大きいという傾向がみられた。しかし、分野間相関が低かった基礎医学科目においては、そのような傾向は見られず、識別力の差によらず一定の第 1 主成分の値であった。同様の傾向が、困難度の差をとった場合にも表れた。分野間相関が高い科目は、その背後に共通の高次因子が仮定できるので、分野ごとに分析した場合、高次因子の部分と各分野独自の因子が識別力に反映される。それに対し、科目ごとに分析した場合、高次因子の部分のみが識別力推定に反映されるので、識別力が低くなったと考える。分野別に推定することで、困難度の絶対値が大きな項目に対する識別力が高まることと、困難度の極端な値となる項目が少なくなる傾向によって、 θ が極端な値である受験者に対する θ の推定値がより中心に集まりやすくなり、分野間相関が高かった看護専門科目において、分析方法の違いによって θ の推定値が図 13 から図 16 のように変わったと考える。しかし、高次因子や独自因子を仮定したモデルを共通項目デザインに対して適用し、より定量的な分析を行うには本研究ではデータ数が少ないといえ、今後検討すべきと考える。

謝 辞

本研究は日本学術振興会科学研究費補助金（基盤研

究 A）「臨地実習適正化のための看護系大学共用試験（CBT）実用化と教育カリキュラムの導入」（研究代表者・柳井晴夫、課題番号 23249089）の助成を受けたものである。

参 考 文 献

- Arai, S., & Mayekawa, S. (2011). A comparison of equating methods and linking designs for developing an item pool under item response theory. *Behaviormetrika*, **38**, 1–16.
- 医療系大学間共用試験実施評価機構 (2012). 臨床実習開始前の「共用試験」第 10 版.
<http://www.cato.umin.jp/e-book/10/index.html>
- Hanson, B.A., & Béguin, A.A. (2002). Obtaining a common scale for item response theory item parameters using separate versus concurrent estimation in the common-item equating design. *Applied Psychological Measurement*, **26**, 3–24.
- 石井秀宗・椎名久美子・柳井晴夫 (2003). 看護大学生の学習活動と学習意欲等に関する研究. *Quality Nursing*, **9**(11), 48–62.
- 石井秀宗・椎名久美子・前田忠彦・柳井晴夫 (2007). 大学教員における学生の学力低下意識に影響する諸要因についての検討. *行動計量学*, **34**, 67–77.
- 亀井智子・西川浩昭・柳井晴夫 (2013). 看護系大学共用試験用「老年看護学」の問題の開発とメタ評価—古典的テスト理論と項目反応理論を用いて—. *日本看護科学会誌*, **33**(2), 3–11.
- 国立大学法人東北大学 (2011). 全国規模の学力調査における重複テスト分冊法適用の試み. 平成 22 年度文部科学省委託研究「学力調査を活用した専門的課題分析に関する調査研究」研究成果報告書
- Lord, F.M., & Novick, M.R. (1968). *Statistical theories of mental test scores*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- 前川眞一 (1991). パラメタの推定 芝祐順 (編) 項目反応理論 基礎と応用. 東京大学出版会, pp.101–102.
- 光永悠彦・前川眞一 (2013). 多群 IRT モデルにおける簡素化の評価—水平等化場面のシミュレーションを通じて—. *行動計量学*, **40**, 29–42.
- 光永悠彦・前川眞一 (2012). 項目反応理論に基づくテストにおける項目バンク構築時の等化方法の比較. *日本テスト学会誌*, **8**, 31–48.
- 村木英治 (2011). 項目反応理論 シリーズ〈行動計量の科学〉8. 朝倉書店
- 日本テスト学会 (編) (2010). 見直そう、テストを支える基本の技術と教育. 金子書房
- Reckace, M.D. (2009). *Multidimensional Item Response Theory*. New York, NY: Springer.
- Reckace, M.D. (1979). Unifactor latent trait models applied to multifactor tests: Results and implications. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, **4**(3), 207–230.
- 佐伯圭一郎・品川佳満・西川浩昭・柳井晴夫 (2013). 受験者アンケートによる看護系大学共用試験 (CBT) の評価.

- 日本テスト学会第 11 回大会発表論文集, pp.114–115.
- 佐藤喜一・柴山直 (2011). 下位テストから構成されるテスト間の等化におけるブートストラップ法を援用した等化の標準誤差の評価. 日本テスト学会誌, **7**, 85–98.
- 柳井晴夫・石井秀宗 (2007). 看護系大学において必要とされる教科科目・資質能力・スキルに関する調査研究. 聖路加看護学会誌, **11**(1), 1–9.
- 柳井晴夫・亀井智子・松谷美和子・奥裕美・麻原きよみ・井部俊子・及川郁子・大久保暢子・片岡弥恵子・萱間真美・鶴若麻理・林直子・森明子・吉田千文・伊藤圭・小口江美子・菅田勝也・島津明人・佐伯圭一郎・西川浩昭 (2012). 臨地実習性の質の確保のための看護系大学共用試験 (CBT) の開発的研究. 聖路加看護大学紀要, **38**, 1–9.
- Zimowski, M., Muraki, E., Mislevy, R., & Bock, R. (2003). *BILOG-MG 3* [Computer Program]. Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- (2013 年 7 月 16 日受付, 2013 年 12 月 26 日最終修正)