

## 学内成績を用いた臨床検査技師国家試験点数の 予測モデルに基づく学習指導

吉野千代<sup>\*1</sup> § 大山哲司<sup>\*2</sup> 糸山貴子<sup>\*1</sup> 棚町千代子<sup>\*3</sup>  
武谷三恵<sup>\*1</sup> 古川恭治<sup>\*2</sup> 西昭徳<sup>\*1</sup>

**要旨** 久留米大学医学部附属臨床検査専門学校(本校)では臨床検査技師国家試験(国試)の受験にあたり、成績不振の学生に個別指導を行っている。しかし、指導の介入時期や指導対象者の選定方法については明確な基準はなく、これまで担任の裁量で行われてきた。今回、本校の過去の学生の入学条件、学内成績データ、3年次模擬試験(9月から2月まで毎月実施)の点数を用いて各模擬試験時に国試点数を予測するモデルを作成し、その95%予測区間の下限値が120点(200点満点)を下回った学生を指導の対象として抽出することとした。その結果、各モデルの予測性能は国試受験日に近づくほど良くなり、対象となる学生が限定された。10月以降のモデルでは実際に不合格であった15名の学生全員を抽出することができた。作成した国試点数予測モデルを用いて、国試合格が難しいと予測される学生を早期に抽出して指導を行うことが可能であると考えられた。

**キーワード** 国試点数予測モデル、重回帰モデル、収縮係数、95%予測区間下限値

### 諸 言

近年の臨床検査技師新卒国試合格率(全国、本校)は2018年度(86.5%、92.7%)、2019年度(83.1%、94.3%)、2020年度(91.6%、97.8%)<sup>1)</sup>で、本校は全国の国試合格率を上回っている。本校では例年国試の受験前には、成績不振の学生に対して個別指導による学習支援を行っている。その対象者や指導介入の時期についての基準はなく、担任の経験や勘に基づいて行われてきた。今回、本校での国試合格率向上のため、個別指導の対象者の選抜と介入時期についてこれまでの学生の成績

からモデルを開発したので報告する。

### I. 対象と方法

#### 1. 対象および倫理的配慮

2011～2020年度の10年間に本校在校中に国試を受験した学生(464名)を対象とした。成績の解析には入学条件(推薦入学、繰り上げ・2期合格等)と学内成績データ(1、2年次の定期試験データ、3年次の模擬試験(医歯薬出版株式会社、日本医歯薬研修協会)データ、総合評価試験データ、国試データ等)を用い、匿名性への配慮を行った。また本研究では久留米大学倫理委員会より研究倫

<sup>\*1</sup> 久留米大学医学部附属臨床検査専門学校 § nakamura\_chiyo@kurume-u.ac.jp

<sup>\*2</sup> 久留米大学バイオ統計センター

<sup>\*3</sup> 久留米大学病院臨床検査部

理に関する承認を得た。(承認番号:20266)

## 2. データ

目的変数を国試点数とし、説明変数には、入学時の条件と在校時のデータから15項目を抽出した。説明変数として用いたのは、①国試受験時年齢、②性別(男性:1、女性:0)、③推薦入学(推薦入学:1、一般入学:0)、④繰り上げ・2期合格(繰り上げまたは2期合格者:1、その他:0)、⑤他大学の中退経験(あり:1、なし:0)、⑥留年(あり:1、なし:0)、⑦条件付き進級、⑧1、2年次定期試験総点平均、⑨1、2年次欠席合計時間、⑩～⑮3年次の9月から2月まで毎月実施される計6回の模擬試験点数である。一般入試が1回のみ実施された2011～2019年度は繰り上げ合格者があり、2020年度は一般入試が2回実施されたため繰り上げ合格者はなく、2期合格者がある。⑦条件付き進級は、定期試験での欠点科目があるために条件付きで進級した場合とし、合計回数(0、1、2)による名義変数とした。⑧1年次と2年次の定期試験総点平均間では強い相関(0.82)があり、本校のカリキュラムでは1年次は基礎科目を中心とした座学、2年次は実習評価を含む科目の割合が多いため、1年次定期試験総点平均のみを選択した。⑨欠席時間は1年次、2年次の欠席時間の合計とした。また、15の説明変数のうち連続値として扱ったのは、①⑧⑨⑩～⑮である。

目的変数は国試点数であるが、国試合格発表後の国試点数結果を10年間のうち4年間分はデータが回収されていなかったため、国試受験翌日に行っている自己採点のデータで補完することを検討した。ただし、国試不合格者については聞き取りにより得た国試点数とした。

## 3. 統計解析手法

はじめに、国試点数が欠測の4年間において自己採点点数で補完することの妥当性を検討した。欠測がない6年間の国試点数と対応する自己採点点数( $n = 285$ )の一致の程度を、Linの一致相関係数(CCC)<sup>2)3)</sup>で評価した。CCCは対応のある2つの測定値の差を使って定義され、散布図を描いたときに完全な一致を意味する $45^\circ$ の線上に収束する程度を評価したものである。測定の信頼性

を評価する際には級内相関係数(ICC)<sup>4)</sup>が用いられることもあるが、これは個体間のバラツキに対する誤差のバラツキの大きさで値が決まるため、誤差のバラツキが大きく値があまり一致していない状況でもそれ以上に個体間のバラツキが大きければICCの値は大きくなり、必ずしも一致性の評価をしているわけではない。そこで本研究ではCCCを用いて評価し、さらに国試点数と自己採点点数のそれぞれを目的変数として回帰分析を行い、回帰係数の値に大きな違いが生じているかを確認した。

予測モデルは国試点数を目的変数とし、上述の個々の説明変数を用いて単回帰分析を行った。次に、各模擬試験時(9、10、11、12、1、2月)に得られる説明変数をすべて用いた重回帰モデル<sup>5)</sup>を考えた。学生 $i(=1, \dots, 464)$ の国試点数を $y_i$ として、模擬試験時 $t$ 月( $t=9,10,11,12,1,2$ )のモデルは次のように表される。

$$y_i = \beta_{t0} + \beta_{t1}x_{it1} + \dots + \beta_{tP}x_{itP} + e_{it}$$

ここで $x_{it1}, \dots, x_{itP}$ は学生 $i$ の $t$ 月時点での説明変数であり、 $\beta_{t0}, \dots, \beta_{tP}$ は回帰係数、 $e_{it}$ は平均0、分散 $\sigma_e^2$ をもつ誤差項である。上記モデルのあてはめ時には、説明変数に欠測のある学生は除外した。

モデルが学習データの特徴を捉えすぎてしまい新しいデータに対する予測性能が低下することをオーバーフィッティングといい、学習データで評価した予測性能と新しいデータで評価した予測性能の差はoptimismと呼ばれている<sup>6)</sup>。本研究ではブートストラップ法による内的検証<sup>7)8)</sup>を行い、オーバーフィッティングの評価、予測モデルの性能評価を行った。その手順は、予測モデルの性能評価する指標を $\theta$ (決定係数、平均二乗誤差、Calibration intercept、Calibration slope)で表すとき、以下の通りである。

- 1) 元のデータから重回帰モデルを作成し $\theta$ の値を決定する( $\theta_{\text{orig}}$ )。
- 2) 元のデータから非復元抽出により $n = 464$ のブートストラップ標本を抽出し、この標本で重回帰モデルを作成し予測性能を評価する( $\theta_{\text{training}(b)}$ )。

- 3) (ブートストラップ標本ではない)元のデータを検証データとして2)で作成したモデルの予測性能を評価する( $\theta_{\text{Test}(b)}$ )。
- 4) ステップ2)–3)を500回繰り返し、次式により optimism を算出する。

$$\text{optimism} = \frac{1}{500} \sum_{b=1}^{500} (\theta_{\text{training}(b)} - \theta_{\text{Test}(b)})$$

- 5) Optimism を補正した予測性能の指標  $\theta_{\text{Corrected}} = \theta_{\text{orig}} - \text{optimism}$  を算出する。

内的検証により calibration slope が1であった場合はモデルがよく較正されていることを意味し、1より小さく推定された場合はオーバーフィッティングが生じていることを反映しているが、0.9を超えていればその予測モデルはよく較正されていると考えてよいと思われる<sup>9)10)</sup>。オーバーフィッティングが生じた際の調整法として、optimism を補正した calibration slope を収縮係数として回帰係数を補正したモデル(補正モデル)を検討した。内的検証で得られる収縮係数の推定値  $\hat{\gamma}_t$  (calibration slope の値)を用いて、補正した回帰係数は次式で与えられる<sup>9)</sup>。

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{t0}^s &= (1 - \hat{\gamma}_t) \bar{y} + \hat{\gamma}_t \hat{\beta}_{t0} \\ \hat{\beta}_{tj}^s &= \hat{\gamma}_t \hat{\beta}_{tj} \quad (j = 1, \dots, p) \end{aligned}$$

さらに国試点数と予測モデルによる国試予測点数の一致の程度を視覚的に評価するため calibration plot を作成した。その結果補正モデルを最終的な予測モデルとして採用し、補正モデルにおける決定係数、平均二乗誤差の評価を行った。

また、収縮係数で補正した回帰係数と誤差分散の推定値を用いて95%予測区間を算出した。 $t$ 月の予測変数と予測値が  $\mathbf{x}_t, \hat{y}_t$  であった学生の95%予測区間の下限値は次の式で求めた<sup>11)</sup>。

$$\hat{y}_t - t_{n-p}(0.975) \sqrt{\hat{\sigma}_t^2 \{1 + \hat{\gamma}_t^2 \mathbf{x}_t' (X_t' X_t)^{-1} \mathbf{x}_t\}}$$

ここで  $t_{n-p}(0.975)$  は自由度  $n-p$  の  $t$  分布の97.5%点、 $n$  と  $p$  はそれぞれ  $t$  月の予測モデル作成に用いられた学生数と説明変数の数、 $\hat{\sigma}_t^2$  は optimism を補正した誤差分散の推定値 (optimism を補正した平均二乗誤差  $\text{MSE}_t^s$  から

$$\hat{\sigma}_t^2 = \frac{n}{n-p} \text{MSE}_t^s \text{ (で算出)}, \hat{\gamma}_t \text{ は収縮係数の推定値,}$$

$\mathbf{x}_t$  は予測する学生の説明変数ベクトル、 $X_t$  は予測モデル作成に用いた  $n$  人の学生の説明変数ベクトルからなる計画行列である。この区間の下限値が120点未満となる学生を指導の対象とすることを検討した。

統計解析は R ver.4.0.2 を用いて行い、rms パッケージ<sup>12)</sup>を利用してモデルのあてはめ、内的検証、calibration を行った。

## II. 結 果

国試点数データと自己採点データのある6年間のCCC(95%信頼区間)は0.992(0.990, 0.994)であり、非常に高い一致を示していた。また、国試点数と自己採点点数のそれぞれを目的変数として重回帰分析を行った結果、回帰係数の値に大きな違いはみられなかった(表1)。このことより、国試点数データのない4年間は自己採点点数により補完することとした。

表2に各変数の特徴と、各説明変数による単回帰分析の結果を与えた。国試受験時の平均年齢は21.6歳で男性が18.8%を占めていた。推薦入学者は全体の約25%、中退経験は全体の3%であった。1, 2年次の2年間での合計欠席時間は平均16.9時間であった。国試点数の平均は147点で、3年次の9月から2月に実施される模擬試験点数の平均点は、国試受験日に近づくにつれて上昇していた。単回帰分析の結果は7項目(国試受験時年齢、男性、繰り上げ・2期合格、中退経験、留年あり、条件付き進級あり、1・2年次欠席合計時間)で負の相関がみられた。推薦入学と中退経験は有意ではなかった。

ブートストラップ法による9月モデルの内的検証の結果を表3に示す。まず index.orig は  $\theta_{\text{orig}}$  の値であり、training は  $\theta_{\text{training}(b)}$  の平均値、test は  $\theta_{\text{Test}(b)}$  の平均値であり、optimism = training - test である。この optimism を index.orig から差し引いた結果が index.corrected であり、新しい学生に予測モデルを適用した際に期待される指標の値である。Optimism を補正した9月モデルの

表 1 国試点数、自己採点点数それぞれを目的変数とした重回帰分析の結果

	国試点数			自己採点点数		
	回帰係数	標準誤差	p 値	回帰係数	標準誤差	p 値
切片	61.979	11.254	< 0.0001	60.941	11.314	< 0.0001
国試受験時年齢	- 0.757	0.350	0.032	- 0.790	0.352	0.026
男性	0.064	1.358	0.962	0.356	1.365	0.794
推薦入学	0.864	1.092	0.430	0.684	1.098	0.534
繰り上げ・2 期合格	- 1.535	1.819	0.399	- 1.855	1.829	0.311
中退経験	- 1.569	4.768	0.742	- 1.080	4.793	0.822
留年あり	- 2.547	2.491	0.307	- 2.278	2.504	0.364
条件付き進級 1 回	- 1.347	1.456	0.356	- 1.580	1.464	0.281
条件付き進級 2 回	- 0.703	2.293	0.760	- 1.480	2.305	0.522
1 年次定期試験総点平均	0.568	0.144	< 0.0001	0.579	0.145	0.000
1・2 年次欠席合計時間	- 0.015	0.021	0.467	- 0.014	0.021	0.507
9 月模擬試験点数	0.028	0.050	0.575	0.033	0.050	0.519
10 月模擬試験点数	0.061	0.056	0.271	0.055	0.056	0.330
11 月模擬試験点数	- 0.101	0.061	0.096	- 0.107	0.061	0.080
12 月模擬試験点数	0.040	0.049	0.407	0.030	0.049	0.541
1 月模擬試験点数	- 0.076	0.057	0.182	- 0.065	0.057	0.255
2 月模擬試験点数	0.520	0.040	< 0.0001	0.532	0.040	< 0.0001

表 2 各変数の特徴と各説明変数による単回帰分析の結果

Characteristic (n=464)	変数の特徴		単回帰分析の結果		
	Value (SD)	欠測値, n (%)	回帰係数	標準誤差	p 値
国試受験時年齢	21.6 y (SD, 2.3)	0	- 0.632	0.267	0.018
男性	87 (18.8%)	0	- 4.072	1.602	0.011
推薦入学	115 (24.8%)	0	1.724	1.456	0.237
繰り上げ・2 期合格	36 (7.8%)	0	- 5.984	2.337	0.011
中退経験	14 (3.0%)	0	- 3.650	3.677	0.321
留年あり	13 (2.8%)	0	- 13.591	3.762	0.000
条件付き進級 1 回	85 (18.3%)	0	- 10.721	1.514	< 0.0001
条件付き進級 2 回	26 (5.6%)	0	- 15.993	2.546	< 0.0001
1 年次定期試験総点平均	77.7 (SD, 5.2)	0	1.472	0.101	< 0.0001
1・2 年次欠席合計時間	16.9 (SD, 26.4)	0	- 0.138	0.023	< 0.0001
国試点数	146.8 (SD, 13.5)	0	—	—	—
9 月模擬試験点数	90.0 (SD, 16.8)	0	0.397	0.033	< 0.0001
10 月模擬試験点数	95.4 (SD, 17.6)	0	0.470	0.028	< 0.0001
11 月模擬試験点数	107.5 (SD, 16.9)	1 (0.22)	0.481	0.030	< 0.0001
12 月模擬試験点数	110.9 (SD, 18.0)	1 (0.22)	0.485	0.027	< 0.0001
1 月模擬試験点数	119.7 (SD, 15.0)	1 (0.22)	0.510	0.035	< 0.0001
2 月模擬試験点数	125.3 (SD, 17.1)	2 (0.43)	0.594	0.025	< 0.0001

表3 9月モデルの内的検証の結果

	index.orig	training	test	optimism	index.corrected
決定係数	0.419	0.433	0.401	0.032	0.387
平均二乗誤差	106.325	103.009	109.745	- 6.736	113.061
Intercept	0.000	0.000	4.102	- 4.102	4.102
Slope	1.000	1.000	0.972	0.028	0.972

calibration slope の値は 0.972 であり、10 月から 2 月のモデルでも 0.972 から 0.982 と、すべての月のモデルで過度のオーバーフィッティングは認められなかった。説明変数 16 個に対し学生数 464 は十分であることと併せて、説明変数の選択は行わなかった。

9月の補正モデルのキャリブレーションプロットを図1に示す。補正の有無にかかわらずキャリブレーションプロットにほとんど違いはみられなかった。国試予測点数と実際の国試点数との差を見ると、特に国試不合格者において差が大きく、10月から2月のモデルでも同様であった。そのため、国試予測点数ではなく国試点数の95%予測区間の下限値を用いて指導対象の学生を抽出することを考えた。9月から2月モデルの補正したパラメータ推定結果を表4に示す。各月のモデルから各模擬試験時点での国試点数が学生それぞれに予測できる。

9月から2月の補正モデルでの決定係数と平均二乗誤差、95%予測区間下限120点未満抽出数、抽出された中の国試不合格者数を表5に示す。国試受験日に近づくほど決定係数は大きくなり、平均二乗誤差は小さくなっていった。抽出された95%予測区間下限120点未満者の数は国試受験日に近づくほど減少していた。10年間での国試不合格者15名のうち9月モデルでは12名が抽出され、10月モデル以降は全員が抽出された。しかし、国試受験日に最も近い2月モデルでは14名の抽出であった。

### III. 考 察

学内成績と医師国家試験の可否の関係<sup>13)</sup>や模擬試験結果からサポートベクターマシンを利用して薬剤師国家試験の可否予測モデルを構築した

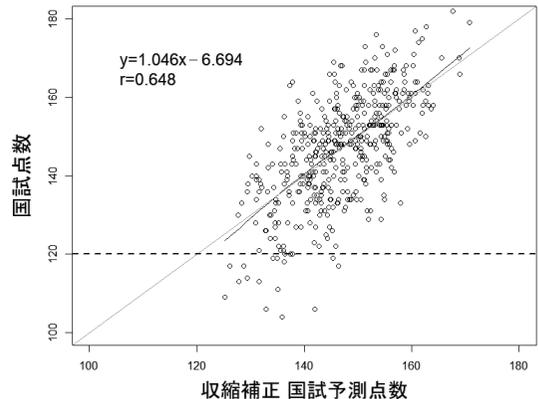


図1 9月の補正モデルのキャリブレーションプロット  
縦軸は国試点数、横軸は9月の補正モデルから得られる国試予測点数である。プロットがすべて灰実線にあるとき国試点数と予測点数が完全に一致していることを意味する。破線は国試点数が120点であることを示す。rは相関係数である。

報告<sup>14)</sup>、確率モデルを用いて学生と学科全体の国家試験合格確率を推定する報告<sup>15)</sup>はあるが、これまで臨床検査技師国家試験の予測モデルはない。本研究では本校国試受験者の入学条件と学内成績データを用いて、重回帰分析により模擬試験の各時点で国試点数を予測するモデルの開発を行った。単回帰分析した結果有意ではなかった説明変数について、推薦入学の場合は国試の予測点数が一般入学の場合に比べて1.7点上がり、中退経験の有る場合は無い場合に比べて3.7点下がる影響は、特に不合格リスクの高い学生では無視できないと考え、全ての説明変数を選択し重回帰分析に含めることにした<sup>16)</sup>。

決定係数と平均二乗誤差の結果から予測モデルは国試受験時に近づくほど性能は良くなり、指導の対象となる学生数は減少していた。抽出された学生は1学年中10名程度であり、これ

表4 9月から2月モデルの収縮補正パラメータ推定結果

	補正回帰係数					
	9月	10月	11月	12月	1月	2月
切片	82.950	90.091	87.195	84.980	78.659	68.562
国試受験時年齢	- 1.145	- 0.915	- 0.878	- 0.811	- 0.815	- 0.743
男性	- 0.253	- 1.565	- 1.384	- 1.562	- 1.612	- 0.702
推薦入学	- 0.324	- 0.127	- 0.283	- 0.124	- 0.285	0.564
繰り上げ・2期合格	- 2.299	- 1.892	- 2.503	- 2.140	- 1.854	- 0.677
中退経験	- 0.293	- 0.930	- 1.386	- 1.024	- 1.082	- 1.514
留年あり	- 6.516	- 5.298	- 3.980	- 5.384	- 5.370	- 2.513
条件付き進級1回	- 1.312	- 0.569	0.260	0.044	0.319	0.167
条件付き進級2回	- 4.376	- 5.051	- 4.226	- 3.194	- 2.324	- 1.774
1年次定期試験総点平均	0.951	0.609	0.533	0.466	0.472	0.378
1・2年次欠席合計時間	- 0.038	- 0.032	- 0.036	- 0.031	- 0.029	- 0.019
9月模擬試験点数	0.181	0.033	- 0.055	- 0.056	- 0.091	- 0.055
10月模擬試験点数		0.291	0.220	0.089	0.088	0.048
11月模擬試験点数			0.211	0.161	0.112	- 0.004
12月模擬試験点数				0.215	0.201	0.142
1月模擬試験点数					0.132	0.007
2月模擬試験点数						0.396

表5 補正モデルの決定係数、平均二乗誤差、95% 予測区間下限 120 点未満抽出数、抽出された中の国試不合格者数

	決定係数	平均二乗誤差	95% 予測区間下限 120 点未満抽出数(名)	抽出された中の 国試不合格者数(名) (n = 15)
9月モデル	0.419	106.386	119 (n = 464)	12
10月モデル	0.481	95.096	119 (n = 464)	15
11月モデル	0.503	91.248	106 (n = 463)	15
12月モデル	0.528	86.643	108 (n = 463)	15
1月モデル	0.536	85.167	110 (n = 463)	15
2月モデル	0.645	65.319	94 (n = 462)	14

まで「下位 10 名」を指導の対象としていた結果ともほぼ一致していた。今回の研究により「誰を指導する」という根拠が明確に示されたことにより、各教員は早い時期から注視すべき対象となった学生に対して弱点科目の指導にあたることが可能となった。また抽出された学生には、次回の模擬試験での目標点数を予測モデルで根拠をもって提示することができ、学生自身が国試受験までの期間で強化する科目を選択し計画的に

学習に取り組むことができる。

国試予測点数の 95% 予測区間下限値が 120 点未満者の中に、国試不合格者 (n = 15) がどれくらい抽出されているかをみると、9 月モデルでは 80% の抽出率であったが、10 月モデルから 1 月モデルまでは全員を抽出できていた。しかし、2 月モデルでの抽出は 93.3% となり、2 月の模擬試験時には合格点数内に入っているにもかかわらず、実際の国試では不合格となった学生がみられた。このことは、

2月の模擬試験の成績まで加味することによって合格圏内に入った学生の成績は、すでに合格圏内に達していた学生に比べて不安定である可能性が示唆される。そのような学生が国試で合格点をとれない原因として、学生の心理的な要因の影響が考えられる。2月の模擬試験から国試受験日まで約1ヵ月あり、この期間は「国試に向かうメンタルの維持」を必要とし、国試点数に強く影響する可能性のある重要な期間である。安孫子らは「成績の伸びには、言語情報を的確に処理する国語力や国家試験形式の試験では測れないような勉強時間や効率等に関わる学習のモチベーション、自己効力感や個人の性格特性等、様々な要素も関わると示唆される」と報告している<sup>17)</sup>。今回、説明変数として用いた模擬試験の成績には、過度な焦りや緊張等の心理的負担や睡眠不足等の体調不良等が影響している可能性がある。しかし、2月の模擬試験以降、国試を迎えるまでの期間のメンタルや日常性の維持については、予測モデルには反映されていない。そのため2月の模擬試験後、特に国試受験日直前の1～2週間は全ての学生が規則正しい生活サイクルを維持し、安定したメンタル維持ができるように、グループ学習や教員による面談、声かけも必要であると考えられる。

本研究では内的検証を行い外的検証までは行っていない。学生464名中の不合格者数は15名のみであり、学習データと検証データに分割することで、学習データ中の不合格者数が減ることを避けたためである。今後2021年度以降の本校国試受験者のデータを収集し、作成した予測モデルの外的検証を行うことも必要と考えている。

#### IV. 結 論

本研究では学生に対する介入時期、方法等については各担任の裁量で行われていたため考慮されていないが、今回開発した国試点数を予測するモデルにより国試不合格となるリスクのある学生を模擬試験の各時点で抽出し、全教員がその指導根拠を共有し、学生一人ひとりに対して早い段階から指導することが可能である。

#### 文 献

- 1) 国家試験合格発表, 厚生労働省, 2023.  
[https://www.mhlw.go.jp/kouseiroudoushou/shikaku\\_shiken/goukaku.html](https://www.mhlw.go.jp/kouseiroudoushou/shikaku_shiken/goukaku.html)
- 2) Lin LI. A concordance correlation coefficient to evaluate reproducibility. *Biometrics* 1989; 45: 255-68.
- 3) Lin L, Hedayat AS, Sinha B, Yang M. Statistical Methods in assessing agreement: Models, issues, and tools. *J Am Stat Assoc* 2002; 97: 257-70.
- 4) 倉持龍彦, 對馬栄輝, 下井俊典, 井口 豊, 宮田賢宏, 大塚 紹, その他. 統計解析を用いた信頼性の評価 1. *医工学治療*. 2018; 30: 73-8.
- 5) Montgomery CD, Peck AE, Vining GG. *Introduction to Linear Regression Analysis*. 5th Edition. Hoboken: John Wiley & Sons 2012.
- 6) Steyerberg EW. Chapter 5. Overfitting and Optimism in Prediction Models. *Clinical Prediction Models*. Second Edition. Berlin: Springer 2019: 95-111.
- 7) Steyerberg EW. Chapter 13. Modern Estimation Methods. *Clinical Prediction Models*. Second Edition. Berlin: Springer 2019: 247-59.
- 8) Steyerberg EW. Chapter 17. Validation of Prediction Models. *Clinical Prediction Models*. Second Edition. Berlin: Springer 2019: 329-36.
- 9) Thangaratinam S, Allotey J, Marlin N, Dodds J, Cheong-See F, von Dadelszen P, et al. Prediction of complications in early-onset pre-eclampsia (PREP): Development and external multinational validation of prognostic models. *BMC Med* 2017; 15: 68.
- 10) Ballard KJ, Azizi L, Duffy JR, McNeil MR, Halaki M, O' Dwyer N, et al. A predictive model for diagnosing stroke-related apraxia of speech. *Neuropsychologia* 2016; 81: 129-39.
- 11) Harrell FE. *Regression Modeling Strategies*. Berlin: Springer 2001: 61-4.
- 12) *Regression Modeling Strategies (rms)*, R package version 6.1-1, Harrell FE, 2001.  
<https://CRAN.R-project.org/package=rms>
- 13) 平野光昭. 学内成績と医師国家試験の合否の関係ー特に総合卒業試験による合否予測ー. *山梨医大紀要* 2000; 17: 91-9.
- 14) 清水典史, 井上 寛, 松延千春, 椿 友梨, 白谷智宣.

薬剤師国家試験合否予測モデルを利用した学生の学修状況の把握. 薬学教育 2019; 3: 111-15.

- 15) 江原義弘, 前田 雄, 須田裕紀, 佐藤未希, 郷 貴博. 確率モデルを用いて国家試験合格率を予測する方法. 新潟医療福祉学会誌. 2021; 21: 61-6.
- 16) 個別の予後や診断に関する多変量予測モデルの透明性ある報告 (TRIPOD) のための声明: 解説と詳細, TRIPOD 日本語版開発プロジェクト, 2016.
- 17) 安孫子ユミ, 森川一也, 磯辺智範, 久武幸司. 模擬試験成績および GPA と国家試験の合否に関わる考察. 臨床検査学教育 2021; 13: 63-8.