

Original Article

脳卒中患者の回復期リハビリテーション病院退院時 FIM を予測する重回帰分析の外的妥当性 —日本リハビリテーション・データベースの分析—

徳永 誠,¹ 三宮克彦,¹ 中西亮二,¹ 米満弘之¹¹ 熊本機能病院

要旨

Tokunaga M, Sannomiya K, Nakanishi R, Yonemitsu H. The external validity of multiple regression analyses predicting discharge FIM score in patients with stroke hospitalized in *Kaifukuki* rehabilitation wards – An analysis of the Japan Rehabilitation Database –. *Jpn J Compr Rehabil Sci* 2015; 6: 14–20.

【目的】これまで本邦で報告された脳卒中患者の退院時 FIM を予測する重回帰分析の予測精度を比較することを目的とした。

【方法】2014 年版日本リハビリテーション・データベースに登録された回復期リハビリテーション病棟の脳卒中患者 1,229 例を対象にした。4 報告に記載された 6 種類の予測式に対象患者のデータを投入し予測値を得た。そして実測値から予測値を引いた残差を調査した。

【結果】残差は、Jeong らの予測式の平均 0.44 ± 15.60 (中央値 -0.16)、Sonoda らの 0.26 ± 13.49 (中央値 1.22)、Iwai らの -0.92 ± 15.85 (中央値 -2.09) が小さかった。一方、Sonoda らの入院時運動 FIM の逆数を説明変数とした予測式と Inouye の 2 つの予測式の残差は、この 3 予測式よりも大きかった。

【結論】報告された重回帰分析は、外的妥当性が調査され、他の予測式と比較される必要がある。

キーワード：重回帰分析, 外的妥当性, 退院時 FIM, 脳卒中, 比較

はじめに

脳卒中治療ガイドライン 2009 [1] において、リハビリテーション (リハ) プログラムを実施する際、日常生活動作 (ADL)、機能障害、患者属性、併存疾患、

社会的背景などをもとに機能予後、在院日数、転帰先を予測し参考にすることが勧められている。しかし、予測率があまり高くないこと、予測に用いる変数を単に増やしても必ずしも予測精度は上がらないことが指摘されている [1]。

本邦の回復期リハ病棟に入院した脳卒中患者を対象にして、重回帰分析を用いて退院時の Functional Independence Measure (FIM) を予測した報告は、検索し得た限りでは 11 編存在する [2–12]。このうち、患者を 2 群 (作成群と検証群) に分け、検証群のデータを用いて予測式の内的妥当性を検討しているのは 3 編 [2, 3, 9] に過ぎない。さらに他の施設の患者群を用いて外的妥当性を検証することが望まれるが [13]、そのような報告は検索し得ない。

本研究は、日本リハビリテーション・データベース [14] に登録された回復期リハ病棟の脳卒中患者データを用い、これまで報告された退院時 FIM を予測する重回帰分析の予測精度を比較することを目的とした。

対象と方法

回復期リハ病棟に入院した脳卒中患者の退院時 FIM を予測した 11 報告のうち、Liu ら [6] と Sonoda ら [7] の報告は、説明変数に日本リハビリテーション・データベース [14] に入力されていない項目が使われていたため本研究から除外した。5 報告 [8–12] は予測式の記載がなく本研究から除外した。そのため Jeong ら [2]、Sonoda ら [3]、Iwai ら [4]、Inouye [5] の 4 編が調査対象となった。

2014 年版日本リハビリテーション・データベース (脳卒中・回復期リハ病棟) [14] に登録された脳卒中患者は 4,949 例であった。年齢が記載されており、発症から回復期リハ病棟入院までの日数が 5~60 日、回復期リハ病棟の在院日数が 14~240 日の患者に限定し、くも膜下出血を除外した (図 1)。さらに上記 4 報告 [2–5] において重回帰分析の説明変数として用いられた以下の 10 項目がすべて入力されていた患者に絞ると 1,230 例になった。10 項目とは、回復期リハ病院の入院時と退院時の FIM の運動 13 項目の合計点 (運動 FIM, 13~91 点) と FIM の認知 5 項目の合計点 (認知 FIM, 5~35 点)、性別、脳卒中の病型 (脳梗塞, 脳出血)、入院時の Glasgow Coma Scale

著者連絡先：徳永 誠
熊本機能病院リハビリテーション科
〒860-8518 熊本市北区山室 6-8-1
E-mail: tokunaga@juryo.or.jp
2015 年 1 月 7 日受理

本研究において一切の利益相反はありません。

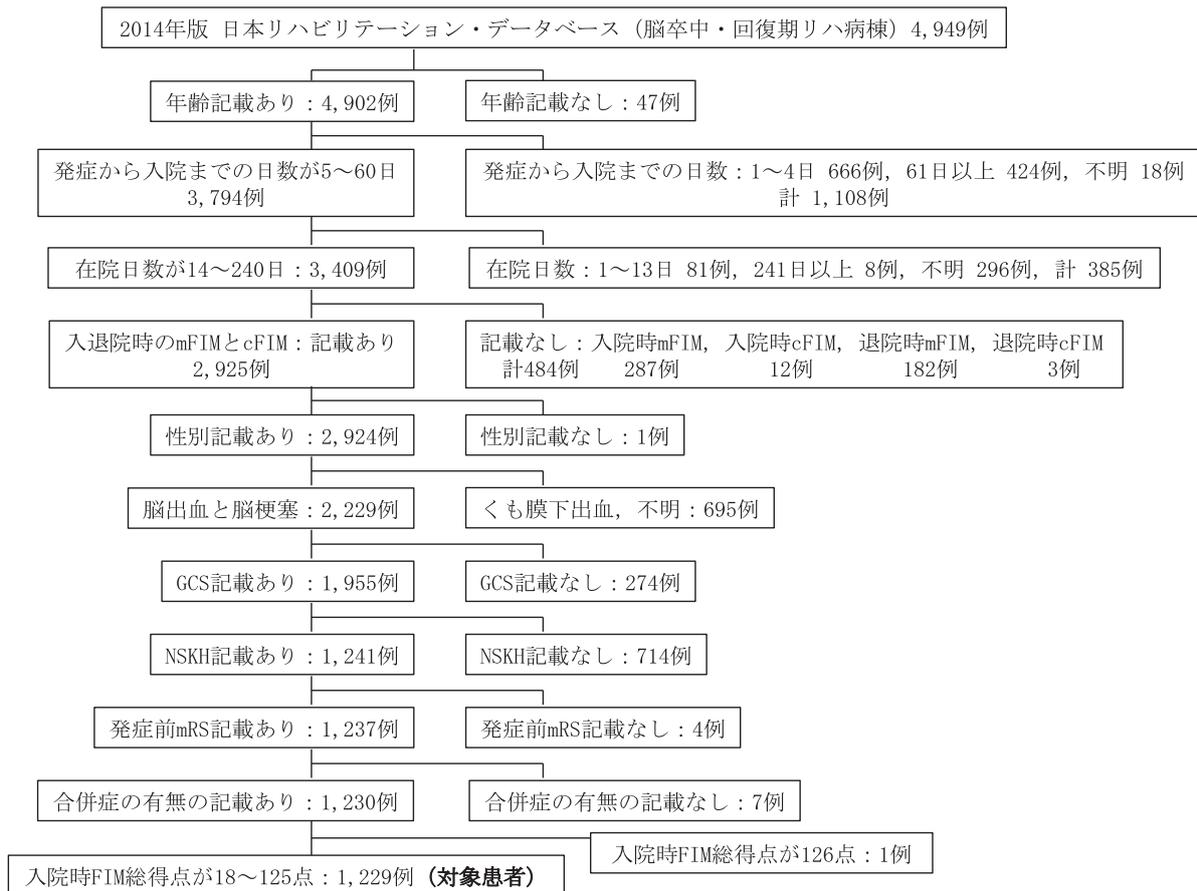


図 1. 対象患者絞り込みのフローチャート

FIM : Functional Independence Measure, mFIM : 運動 FIM, cFIM : 認知 FIM, GCS : Glasgow Coma Scale. NSKH : 日常生活機能評価表 (Nichijo-seikatsu-kino-hyokahyo), mRS : modified Rankin Scale.

(GCS, 3~15点), 入院時の日常生活機能評価表 (Nichijo-seikatsu-kino-hyokahyo; NSKH, 0~19点), 発症前の modified Rankin Scale (mRS, グレード 0~5), 合併症の有無である。さらに入院時 FIM 総得点が 126 点であった 1 例を除くと 1,229 例となり, この 1,229 例を対象患者とした (図 1)。対象患者の基本属性データを表 1 に示す。なお, 発症から回復期リハ病棟入院までの日数と回復期リハ病棟の在院日数で患者を限定し, くも膜下出血を除いたのは, 例外的な患者による影響を除くためである。

4 報告 [2-5] に記載された 6 種類の予測式 (表 2) に対象患者のデータを投入し, 予測値を得た。そして, 退院時 FIM の実測値と予測値の相関について, Pearson 相関係数の検定 (有意水準は 5%未満) を行った。また, 実測値から予測値を引いた「残差」と残差の平方 (二乗) の和である「残差平方和」を調査した。

なお, 日本リハビリテーション・データベースには, 全国の参加施設から, 脳卒中 (一般病棟・回復期リハ病棟), 大腿骨頸部骨折, 脊髄損傷の患者データが集められている [14]。本研究は, 筆者が所属する病院の臨床研究審査委員会の規定に基づき, 臨床研究審査委員会があらかじめ指名した職員の許可を得て行った。個人情報はずべてデータ化して, 個人が特定できないように処理した。

結果

予測式に用いられた項目は, 入院時運動 FIM と入院時認知 FIM (入院時 FIM 総得点) が 6 予測式すべてにおいて, 年齢が 5 予測式, 発症後入院病日が 4 予測式で用いられており, 入院時 GCS, 発症前 mRS, 合併症, 入院時 NSKH, 脳卒中の病型は 1 予測式でのみ用いられていた (表 2)。

6 予測式における予測値と実測値との相関は, 0.798~0.875 (すべて $p < 0.001$) の範囲にあった (表 3)。6 予測式のうち相関係数をもっとも大きかったのは, Inouye [5] の 80 歳以上の予測式 (0.875) であり, 次いで Jeong ら [2] の予測式 (0.857), Iwai ら [4] の予測式 (0.852) の順であった (表 3)。

実測値から予測値を引いた残差は, Jeong ら [2] の予測式の平均 $0.44 \pm$ 標準偏差 15.60 (中央値 -0.16), Sonoda ら [3] の予測式の平均 0.26 ± 13.49 (中央値 1.22), Iwai ら [4] の予測式の平均 -0.92 ± 15.85 (中央値 -2.09) の 3 つが小さかった (表 3)。一方, Sonoda ら [3] の入院時運動 FIM の逆数を説明変数とした予測式では, 残差は平均 4.83 ± 12.34 (中央値 5.61) であり, 通常の入院時運動 FIM を用いた結果よりも残差が大きかった。Inouye [5] の予測式は, 80 歳以上, 60 歳代とも残差が他の予測式に比べて大きかった (表 3)。

表 1. 対象患者 1,229 例の基本属性データ

対象患者	
患者数 (例)	1,229
性別	男性 739, 女性 490
脳卒中	梗塞 831, 出血 398
年齢 (歳)	70.6±12.5 (72)
発症前 mRS	0.8±1.4 (0)
発症から入院までの日数 (日)	35.0±13.4 (34)
入院時 GCS (点)	14.0±1.7 (15)
入院時 NSKH (点)	6.9±5.4 (6)
入院時運動 FIM (点)	48.3±22.8 (49)
入院時認知 FIM (点)	22.4±8.8 (23)
入院時 FIM 総得点 (点)	70.7±29.4 (73)
在院日数 (日)	98.3±48.4 (93)
合併症	あり 174, なし 1,055
退院時運動 FIM (点)	66.1±23.2 (74)
退院時認知 FIM (点)	25.5±8.5 (28)
退院時 FIM 総得点	91.6±30.3 (101)

FIM : Functional Independence Measure, mRS : modified Rankin Scale.
 GCS : Glasgow Coma Scale, NSKH : 日常生活機能評価表 (Nichijo-seikatsu-kino-hyokahyo).
 数値 : 平均±標準偏差 (中央値).

表 2. 脳卒中患者の退院時 FIM を目的変数とした重回帰分析

報 告	目的変数	予 測 式	R ²	相関係数	施設数	患者数	平均年齢	平均発症後入院病日
Jeong ら [2]	退 FIM	0.53* 入 mFIM+1.25* 入 cFIM-0.34* 年齢 -0.11* 発症後入院病日+2.44* 入 GCS-1.68* 発症前 mRS-3.88* 合併症 (1 あり・0 なし)+ 33.04	0.66	0.84	多施設	941	69.6	33.9
Sonoda ら [3]	退 mFIM	0.6* 入 mFIM+0.28* 入 cFIM-0.18* 年齢 -0.07* 発症後入院病日+45.8	—	0.88	—	87	63.4	81.3
Sonoda ら [3]	退 mFIM	-909* 入 mFIM の逆数+0.26* 入 cFIM-0.20* 年齢-0.047* 発症後入院病日+97.3	—	0.89~0.93	—	—	—	—
Iwai ら [4]	退 FIM	0.232* 入 mFIM+0.97* 入 cFIM-0.267* 年齢 -2.627* 入 NSKH+96.634	0.719	—	多施設	106	67.8	33.3
Inouye[5]	退 FIM	0.75* 入 FIM+20.2	0.57 (80 歳以上)	—	—	—	—	—
Inouye[5]	退 FIM	0.81* 入 FIM-0.11* 年齢-0.12* 発症後入院 病日+0.08* 脳卒中の病型(1 脳梗塞・0 脳出血) +111.88	0.76 (60 歳代)	—	一施設	464	60	74

FIM : Functional Independence Measure, mFIM : 運動 FIM, cFIM : 認知 FIM, GCS : Glasgow Coma Scale, mRS :
 modified Rankin Scale.
 NSKH : 日常生活機能評価表 (Nichijo-seikatsu-kino-hyokahyo), 入 : 入院時, 退 : 退院時, R²: 自由度調整済み決
 定係数.

表 3. 4 報告・6 予測式の相関係数・残差・残差平方和

予 測 式	患者数	相関係数	残 差	残差平方和
Jeong ら [2] の予測式	1,229	0.857* (②)	0.44±15.60 (-0.16)(①)	2.99×10 ⁵ (③)
Sonoda ら [3] の予測式	1,229	0.822* (⑤)	0.26±13.49 (1.22)(②)	2.24×10 ⁵ (②)
Sonoda ら [3] の予測式 (逆数)	1,229	0.847* (④)	4.83±12.34 (5.61)(④)	2.16×10 ⁵ (①)
Iwai ら [4] の予測式	1,229	0.852* (③)	-0.92±15.85 (-2.09)(③)	3.10×10 ⁵ (④)
Inouye [5] の予測式 (80 歳以上)	311	0.875* (①)	11.18±17.97 (12.8)(⑤)	—
Inouye [5] の予測式 (60 歳代)	299	0.798* (⑥)	-64.31±15.65 (-64.97)(⑥)	—

予測式：表 2 に記載，相関係数：実測値と予測値との相関 (Pearson 相関係数の検定)，残差：実測値－予測値，残差の数値：平均±標準偏差 (中央値)。

—：患者数が異なるため検討せず，丸付数字：相関係数が高い順・残差の中央値が小さい順・残差平方和が小さい順，*： $p<0.001$ 。

残差平方和は，Sonoda ら [3] の逆数を用いた予測式，Sonoda ら [3] の予測式，Jeong ら [2] の予測式の順で小さかった (表 3)。

退院時 FIM の予測値は，Jeong ら [2] の予測式では 19.4～143.8 点 (図 2 a)，Iwai ら [4] の予測式では 32.4～142.3 点 (図 2 d)，Inouye [5] の 80 歳以上の予測式では 33.7～111.1 点 (図 2 e)，Inouye [5] の 60 歳代の予測式では 112.2～204.9 点 (図 2 f) に分布した。Sonoda ら [3] の退院時運動 FIM の予測式では，35.6～100.5 点 (図 2 b) と 8.7～90.3 点 (逆数を用いた式，図 2 c) に分布した。実測値と予測値との関係 (図 2) は，退院時 FIM 総得点の実測値が 18 点の患者を 18 点と予測すること (退院時運動 FIM が目的変数の場合は，13 点の患者を 13 点と予

測すること)が，Inouye [5] の 60 歳代の予測式 (図 2 f) と Sonoda ら [3] の入院時運動 FIM を用いた予測式 (図 2 b) では難しかった。特に Inouye [5] の 60 歳代の予測式では，退院時 FIM の実測値が 18 点の患者での予測値はすべて 112 点を超えていた (図 2 f)。

考察

重回帰分析については，その利点と限界を理解し，報告された予測式を無条件に受け入れるのではなく，それらを評価し，他の予測式と比較する必要がある。本研究は，これまで本邦で報告された「重回帰分析を用いた脳卒中患者の回復期リハビリ退院時 FIM の予測式」の 4 報告 [2-5]・6 種類について，全国デー

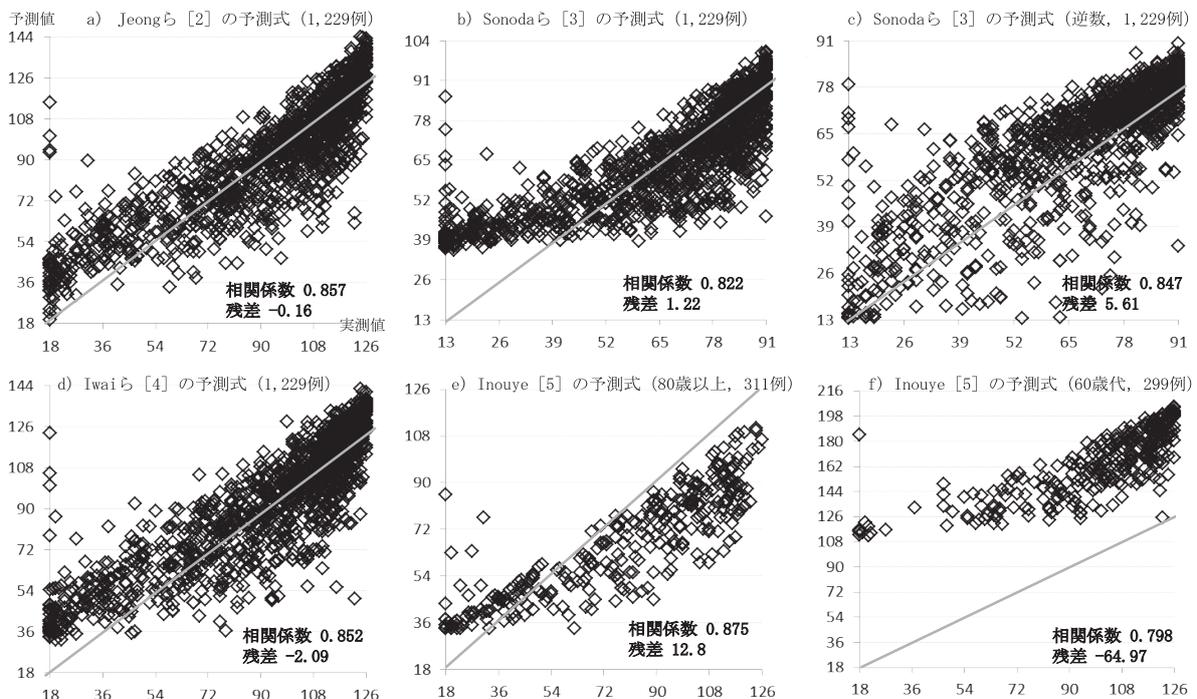


図 2. 退院時 FIM の実測値と予測値との関係

横軸：退院時 FIM の実測値，縦軸：予測値，◇：1 人の患者，数値：実測値と予測値の相関係数と残差の中央値。

タを用いて外的妥当性を初めて評価したものである。

6 予測式を比較すると、相関係数・残差・残差平方和の順位は異なっていた (表 3)。実測値と予測値との関係 (図 2) を見ると、Jeong ら [2], Sonoda ら [3], Iwai ら [4] の 3 つの予測式が退院時 FIM の予測に有用と考えられた。この 3 つは、実測値から予測値を引いた残差が小さい予測式であった。

一方、Sonoda ら [3] の入院時運動 FIM の逆数を用いた予測式の残差はやや大きく、Inouye [5] の予測式の残差は他の報告よりも大きかった。この理由について以下に考察する。

Sonoda ら [3] は、一施設 87 例の脳卒中患者を対象にして、入院時運動 FIM、入院時認知 FIM、年齢、発症から入院までの日数という 4 項目を説明変数、退院時運動 FIM を目的変数とする重回帰分析を行った。その結果、退院時運動 FIM の予測値と実測値との間には、開発群 87 例と検証群 44 例どちらにおいても高い相関 (0.88) がみられた [3]。さらに、入院時運動 FIM の代わりに入院時運動 FIM の逆数を投入すると、退院時運動 FIM の予測値と実測値との相関は、開発群で 0.89、検証群で 0.93 になった [3] (表 2)。Sonoda ら [3] が入院時運動 FIM の逆数を用いたのは、天井効果 (軽介助レベルでは FIM 利得が小さくなること) の影響を減らすためであった。入院時運動 FIM が 13 点と 14 点の違いは、逆数にすると $1/13$ と $1/14$ の 0.055、入院時運動 FIM が 80 点と 81 点の違いは、逆数にすると $1/80$ と $1/81$ の 0.00015 になる [3]。この操作によって入院時運動 FIM が高い患者 (天井効果のある患者) が退院時運動 FIM に及ぼす影響を小さくすることで、予測式の精度を高めることができた。しかし、対象患者が異なった今回の調査では、むしろ通常の入院時運動 FIM を用いた方が、残差が小さく、相関係数が大きいという結果になった。入院時運動 FIM の逆数の回帰係数は 909 という大きなものであり、誤差を生じやすいのかもしれない。

Inouye [5] は、年齢で 49 歳以下、50~59 歳、60~69 歳、70~79 歳、80 歳以上の 5 群に分け、5 つの予測式を作成したが、本研究では自由度修正済み決定係数 R^2 (説明変数が目的変数のどれくらいを説明できるか) がもっとも小さかった 80 歳以上 ($R^2: 0.57$) ともっとも大きかった 60 歳代 ($R^2: 0.76$) の予測式について調査した。特に 60~69 歳の予測式は誤植があるのか、残差は異常な高値になった。おおまかに計算しても、60 歳代の平均値は、入院時 FIM は 79.1 点、年齢は 64.7 歳、発症後入院病日は 34.9 日、脳卒中の病型は 0.63 であり、これを予測式に入れると退院時 FIM の予測値は平均 164.7 点になる。退院時 FIM の実測値は平均 100.4 点であり、残差の平均が -64.31 点という本研究結果と矛盾しない。

Sonoda ら [3] の通常の入院時運動 FIM を用いた予測式では、入院時運動 FIM が 52 点程より以上とそれ以下では予測がずれる方向が異なっていた (図 2b)。最重症患者の例として、入院時運動 FIM が 13 点・認知 FIM が 5 点・100 歳・発症後入院病日が 60 日を Sonoda ら [3] の予測式に投入すると、退院時運動 FIM の予測値は 32.8 点になる。これは Sonoda ら [3] の退院時運動 FIM の予測値の最低点が 35.6 点 (図 2b) であったことと矛盾しない。つまりこの予測式で、退

院時運動 FIM も 13 点であるような最重症患者を入院時に 13 点と予測することは困難と考えられる。

説明変数は、Sonoda ら [3] の報告では、入院時運動 FIM、入院時認知 FIM、年齢、発症後入院病日の 4 つ、Iwai ら [4] の報告では、入院時運動 FIM、入院時認知 FIM、年齢、入院時 NSKH の 4 つ、Jeong ら [2] の報告では Sonoda ら [3] の報告の 4 つに入院時 GCS・発症前 mRS・合併症の有無を加えた 7 つであった。脳卒中治療ガイドライン 2009 [1] において、予測に用いる変数を単に増やしても必ずしも予測精度は上がらないと記載されているが、Jeong ら [2] の予測式の残差の中央値がもっとも小さかったことから、説明変数の数は 4 よりも 7 のほうが良いのではないかと考えられた。

重回帰分析の結果は、数式で表示されるため、視覚的に要因の大きさを捉えにくい。そのため誤植があった場合でも気づかれにくいと思われる。また年齢の回帰係数が -0.34 [2] であった場合、年齢が 1 歳増すごとに退院時 FIM は 0.34 点低下すると判断されるが、年齢の回帰係数は他にどのような説明変数を投入するのかわからず、まったく異なったものになる。表 2 の 6 種類の予測式において、年齢の回帰係数は、-0.11 [5]、-0.18 と -0.20 [3]、-0.267 [4]、-0.34 [2] と異なっていた。入院時運動 FIM、入院時認知 FIM、発症後入院病日の回帰係数についても同じことが言える。

Gladman ら [15] は、多変量解析モデル 5 つと、入院時の意識レベルと入院 4 週後の尿失禁の有無という簡便な評価法での予後予測を比較し、多変量解析が予測として優れていたのは 1 つのモデルのみであったと報告している。しかしこの報告は 1992 年と古いものであり、急性期脳卒中リハにおける結果であった。この報告では、入院から 1 週後に 13 例 (13%) が死亡し、19 例 (19%) が退院、70 例 (68%) が入院中であった。4 週間後には、23% が死亡、37% が退院し、40% が入院中と記載されており [15]、本邦の回復期リハ病棟とはリハ環境が異なった集団における結果である。Heinemann ら [16] は重回帰分析のレビューを行い、 R^2 は 0.46~0.73 程度と報告している。これは、集団としての傾向は予測できるものの、個々の症例での予測が当たるほどではないレベルとされている [17]。

重回帰分析を行う場合、全患者を対象にした 1 つの予測式を作る以外に、患者を何群かに分けて複数の予測式を作成した報告もある [5, 7, 12]。Inouye [5] は年齢で 5 群に分けた。Sonoda ら [7] は、入院時の低 ADL 患者と高 ADL 患者で適応すべき回帰直線が異なることを示し、2 本の回帰直線を用いたピースワイズ重回帰分析を行った。平野ら [12] は、入院時運動 FIM で重症・中等症・軽症の 3 群に分けて重回帰分析を行った。しかし、退院時 FIM を目的変数とした重回帰分析を行う場合「どの要因で何群に分けるべきなのか」は、今後の研究課題である。

本研究の限界として以下の点が挙げられる。第一に、これまでの報告のうちでもっとも R^2 が高かった Liu ら [6] の報告 ($R^2: 0.798$) について検討できていないことである。第二に、標準化偏回帰係数の数値だけが記載され、予測式の回帰係数が記載されていない

報告が少なくなかったために、調査対象論文が少なかったことである。第三に、有用な報告の検索もれという可能性である。第四に、分析結果は対象群の属性に依存することである。Jeongら [2] と Iwaiら [4] が予測式を作成した対象は、今回調査に用いた対象(日本リハビリテーション・データベース [14]) と重複している。そのため、これらの予測式で相関が高く、残差が小さくなった可能性が考えられる。第五に、各予測式での外れ値について調査していないことである。外れ値となるのはどの予測式でも同じ患者なのか、外れ値となった理由などが今後明らかにされる必要がある。

謝辞

本研究は、日本リハビリテーション・データベース協議会により運用されている日本リハビリテーション・データベースのデータを用いたものです。記して感謝します。なお本報告の内容・結論は協議会の見解ではなく、発表者の見解です。

文献

1. The Joint Committee on Guidelines for the Management of Stroke. Japanese Guidelines for the Management of Stroke 2009. Tokyo: Kyowa Kikaku; 2009. pp. 281-2. Japanese.
2. Jeong S, Inoue Y, Kondo K, Matsumoto D, Shiraishi N. Formula for predicting FIM for stroke patients at discharge from an acute ward or convalescent rehabilitation ward. *Jpn J Compr Rehabil Sci* 2014; 5: 19-25.
3. Sonoda S, Saitoh E, Nagai S, Okuyama Y, Suzuki T, Suzuki M. Stroke outcome prediction using reciprocal number of initial activities of daily living status. *J Stroke Cerebrovasc Dis* 2005; 14: 8-11.
4. Iwai N, Aoyagi Y. Discharge index and prediction for stroke patients in the post-acute stage. *Jpn J Compr Rehabil Sci* 2012; 3: 37-41.
5. Inouye M. Predicting models of outcome stratified by age after first stroke rehabilitation in Japan. *Am J Phys Med Rehabil* 2001; 80: 586-91.
6. Liu M, Domen K, Chino N. Comorbidity measures for stroke outcome research. *Arch Phys Med Rehabil* 1997; 78: 166-72.
7. Sonoda S, Saitoh E, Domen K, Chino N. Prognostication of stroke patients using SIAS and FIM. In: Chino N, Melvin JL (eds.) *Functional Evaluation of Stroke Patients*. Springer-Verlag, Tokyo, pp.103-14.
8. Jeong S, Kondo K, Shiraishi N, Inoue Y. An evaluation of post-stroke rehabilitation in Japan. *Clinical Audit* 2010; 2: 59-66.
9. Tsuji T, Liu M, Sonoda S, Domen K, Chino N. The stroke impairment assessment set. *Arch Phys Med Rehabil* 2000; 81: 863-8.
10. Mutai H, Furukawa T, Araki K, Misawa K, Hanihara T. Factors associated with functional recovery and home discharge in stroke patients admitted to a convalescent rehabilitation ward. *Geriatr Gerontol Int* 2012; 12: 215-22.
11. Tokunaga M, Fukunaga K, Sannomiya K, Imada Y, Hamasaki H, Noguchi D, et al. The difference between measured Nichijo-seikatsu-kino-hyokahyo (NSKH) score and predicted NSKH score derived from ADL is related to FIM gain. *Jpn J Compr Rehabil Sci* 2013; 4: 61-6.
12. Hirano Y, Okura Y, Takeuchi M. The influence of ADL severity at admission on ADL at discharge in convalescent stroke rehabilitation. *Tohoku Rigaku-ryoho Kagaku* 2011; 23: 32-7. Japanese.
13. Chino N, Liu M, Sonoda S, Domen K. Functional evaluation of stroke patients. Springer Japan, 1997, pp. 99-111. Japanese.
14. Kondo K. Secondary analysis of the rehabilitation patient database. *Jpn J Rehabil Med* 2012; 49: 142-8. Japanese.
15. Gladman JRF, Harwood DMJ, Barer DH. Predicting the outcome of acute stroke: prospective evaluation of five multivariate models and comparison with simple methods. *J Neurol Neurosurg Psychiatr* 1992; 55: 347-51.
16. Heinemann AW, Linacre JM, Wright BD, Hamilton BB, Granger C. Prediction of rehabilitation outcomes with disability measures. *Arch Phys Med Rehabil* 1994; 75: 133-43.
17. Sonoda S. Significance of outcome study in rehabilitation. *Sogo rehabil* 2008; 36: 7-10. Japanese.