

Original Article

FIM 利得および退院時 FIM の予測式—入院時 FIM, 年齢, 認知機能および転院時期で層別化した場合の FIM 利得中央値を使った手法—

徳永 誠,¹ 三宮克彦,¹ 中島雪彦,¹ 野尻晋一,¹ 時里 香,¹
桂 賢一,¹ 渡邊 進,¹ 中西亮二,¹ 山永裕明¹

¹ 熊本機能病院総合リハビリテーション部

要旨

Tokunaga M, Sannomiya K, Nakashima Y, Nojiri S, Tokisato K, Katsura K, Watanabe S, Nakanishi R, Yamanaga H. Formula for Predicting FIM Gain and Discharge FIM—Methods using Median Values of FIM Gain Stratified by Admission FIM, Age, Cognitive Function, and Transfer Interval—. Jpn J Compr Rehabil Sci 2015; 6: 6-13.

【目的】標準値に年齢・認知機能・転院時期の影響係数を掛けることで、FIM 利得と退院時 FIM を予測することを目的とした。

【方法】対象は、A 病院の回復期リハビリテーション病棟に入院した脳卒中患者 1,118 例である。入院時運動 FIM (mFIM) に応じた mFIM 利得や退院時 mFIM の中央値を標準値とした。これに年齢・認知機能・転院時期の影響係数を掛けて、mFIM 利得と退院時 mFIM の予測式を作成した。

【結果】実測値と予測値の相関係数は、mFIM 利得の予測では 0.681、退院時 mFIM の予測では 0.874 であった。実測値から予測値を引いた残差は、mFIM 利得の予測では 1.4 ± 12.5 (中央値 0)、退院時 mFIM の予測では 1.3 ± 12.6 (中央値 0) であった。

【結論】相関係数は重回帰分析の報告と同程度であった。この手法は、要因と mFIM 利得・退院時 mFIM との関係を明瞭に示すことができた。

キーワード：Functional Independence Measure, FIM 利得, 重回帰分析, 予測式, 要因

はじめに

数多くの要因が影響を及ぼす脳卒中患者のアウトカムを解析する手法として、重回帰分析がよく用いられる。Functional Independence Measure (FIM) [1] の利

得 (退院時 FIM - 入院時 FIM) や退院時 FIM を目的変数とした重回帰分析は、本邦の回復期リハビリテーション (リハ) 病棟からの報告で検索し得た限りでは 14 編報告されている [2-15]。

重回帰分析の予測式は、 $y = aX_1 + bX_2 + cX_3$ (y : 目的変数, $X_1 \sim X_3$: 説明変数, $a \sim c$: 回帰係数) という式で示される。これは、説明変数と目的変数に直線関係があることを想定し、それぞれの要因の影響を足し合わせている。しかし、説明変数と目的変数に直線関係があるとは限らない。たとえば、入院時 FIM と FIM 利得との関係は、直線関係ではなく山型の関係にある。FIM 利得は、全介助レベルには改善の難しい患者が多く含まれるため小さくなり、軽介助レベルでは天井効果により利得が小さくなる [16]。それに比して中等度介助の患者の利得は大きいことが多い [16]。年齢と FIM 改善との関係に関しては、脳卒中患者の FIM 改善は 70 歳以上では年齢が上がるとほぼ直線的に低下するが、69 歳以下ではほぼ一定と報告されている [17, 18]。また、各要因の影響を足すのではなく、各要因の影響を層別化したうえで影響の係数を掛け合わせる方が適切かもしれない。

そこで、まず入院時 FIM に応じた FIM 利得の中央値 (標準値) を求める。これに、年齢の影響の係数を掛けて、入院時 FIM と年齢の影響を勘案した FIM 利得の予測値を求める、という手法が考えられる。

本研究は、入院時 FIM に応じた FIM 利得の中央値や退院時 FIM の中央値 (標準値) に年齢の影響係数、認知機能の影響係数、転院時期の影響係数を掛けることで、FIM 利得と退院時 FIM の予測式を作成することを目的とした。

対象と方法

急性期病院で治療後に A 病院の回復期リハ病棟に入院した脳卒中患者のうち、2008 年 4 月 1 日～2013 年 7 月 16 日に入院、くも膜下出血を除く、発症から入院までの日数が 7 日以内と 60 日を超える患者を除く、在院日数が 14 日以内と 180 日を超える患者を除く、退院時転帰が死亡を除く、入院時 FIM の運動 13 項目の合計点 (運動 FIM) が 91 点の患者を除くという条件で、1,118 例の患者を抽出し、対象患者とした。対象患者の基本属性データを表 1 に示す。対象患者は、

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
2014 年 12 月 15 日受理

本研究において一切の利益相反はありません。

表 1. 全国調査と比較した対象患者 1,118 例の基本属性データ

	対象患者	全国調査 [19]
患者数 (例)	1,118	14,254
性別	男性 680, 女性 438	男性 56.4%, 女性 43.6%
脳卒中	梗塞 716, 出血 402	—
年齢 (歳)	69.0±13.8 (72)	71.8
発症から入院までの日数 (日)	21.2±10.4 (18)	31.7±14.3
在院日数 (日)	81.0±39.9 (81)	89.1±50.0
入院時運動 FIM (点)	48.7±25.5 (48.5)	—
入院時認知 FIM (点)	22.8±9.3 (25)	—
入院時 FIM 総得点 (点)	71.5±32.9 (74)	68.9±31.7
退院時運動 FIM (点)	67.4±24.4 (78)	—
退院時認知 FIM (点)	26.4±8.4 (29)	—
退院時 FIM 総得点	93.8±31.6 (107)	86.4±33.8
運動 FIM 利得 (点)	18.7±15.4 (16)	—
認知 FIM 利得 (点)	3.6±4.5 (2)	—
FIM 総得点利得 (点)	22.3±18.2 (19)	17.5±18.2

FIM：Functional Independence Measure, 数値：平均±標準偏差 (中央値).

発症から入院までの日数が短いことを除けば、回復期リハビリ病棟の全国調査 [19] とほぼ同様の患者と考えられた。

検討 1 入院時運動 FIM に応じた運動 FIM 利得・退院時運動 FIM の標準値

入院時運動 FIM を 6 点刻みで 13 群 (13~18, 19~24, 25~30, 31~36, 37~42, 43~48, 49~54, 55~60, 61~66, 67~72, 73~78, 79~84, 85~90 点) に分けた。各群において運動 FIM 利得の中央値を求め、これを運動 FIM 利得の「標準値」とした。退院時運動 FIM の標準値は、運動 FIM 利得の標準値に入院時運動 FIM を加えた数値とした。実測値と標準値に相関があるか、Spearman 順位相関係数の検定 (有意水準は 5%未満) を行った。また、実測値から標準値を引いた「残差」を算出した。なお、平均値でなく中央値を用いたのは、中央値の方が外れ値の影響を受けにくいからである。

検討 2 標準値を年齢で補正する

全患者において、「運動 FIM 利得の実測値」を「運動 FIM 利得の標準値」で割った数値 (P) を求めた。同様に、「退院時運動 FIM の実測値」を「退院時運動 FIM の標準値」で割った数値 (Q) を求めた。年齢を、59 歳以下、60~69, 70~74, 75~79, 80~84, 85~89, 90 歳以上の 7 群に分けた。年齢で分けた 7 群において P と Q の中央値を求め、「年齢の影響係数」とした。検討 1 で求めた運動 FIM 利得の標準値に「年齢の影響係数」を掛けて、「標準値を年齢で補正した運動 FIM 利得の予測値」とした。同様に、退院時運動 FIM の標準値に「年齢の影響係数」を掛けて、「標準値を年齢で補正した退院時運動 FIM の予測値」とした。

検討 3 認知 FIM で補正する

年齢で補正した標準値をさらに認知 FIM で補正した。入院時認知 FIM を、5~9, 10~14, 15~19,

20~24, 25~29, 30~35 点の 6 群に分けた。実測値 / 予測値を「認知機能の影響係数」とした。検討 2 と同様の方法で「標準値を年齢と認知機能で補正した運動 FIM 利得・退院時運動 FIM の予測値」を求めた。

検討 4 発症から入院までの日数で補正する

年齢と入院時認知 FIM で補正した標準値をさらに発症から入院までの日数で補正した。発症から入院までの日数を 13 日以内, 14~20, 21~27, 28~34, 35~41, 42~48, 49 日以上の 7 群に分けた。実測値 / 予測値を「転院時期の影響係数」とした。検討 2 と同様の方法で「標準値を年齢・認知機能・転院時期で補正した運動 FIM 利得・退院時運動 FIM の予測値」を求めた。予測値と実測値との相関、実測値から予測値を引いた残差を算出した。

結果

入院時運動 FIM が、13~18, 19~24, 25~30, 31~36, 37~42, 43~48, 49~54, 55~60, 61~66, 67~72, 73~78, 79~84, 85~90 点の場合、運動 FIM 利得の中央値はそれぞれ、12, 23, 34, 35, 33, 29, 27, 22, 20.5, 15, 10, 7, 2 点であり、これを運動 FIM 利得の標準値とした (図 1)。運動 FIM 利得の標準値と実際の運動 FIM 利得には有意な正の相関があった (相関係数 0.618, $p < 0.001$) (表 2a)。

運動 FIM 利得の実測値から運動 FIM 利得の標準値を引いた残差の平均±標準偏差は、0.3±12.8 (中央値 0) 点であった。退院時運動 FIM の標準値と退院時運動 FIM の実測値には有意な正の相関があった (相関係数 0.861, $p < 0.001$)。退院時運動 FIM の実測値から退院時運動 FIM の標準値を引いた残差は、0.3±12.8 (中央値 0) 点であった (表 2a)。

検討 2 の年齢の影響係数 (実測値 / 標準値) は、運動 FIM 利得では、若年者で高く (若年者では標準値

よりも実測値が高い), 高齢者で低かった (高齢者では標準値よりも実測値が低い) (図 2a). 退院時運動 FIM においても同様の傾向があったが, 年齢の違いによる影響は小さかった (図 2b).

検討 3 の認知機能の影響係数 (実測値 / 予測値) は, 運動 FIM 利得では, 入院時認知 FIM が 5~9 点では 0.386 (認知 FIM が低いと入院時運動 FIM と年齢で予測した数値よりも実測値が低い), 入院時認知 FIM が 10~14 点では 0.954, 入院時認知 FIM が 15~35

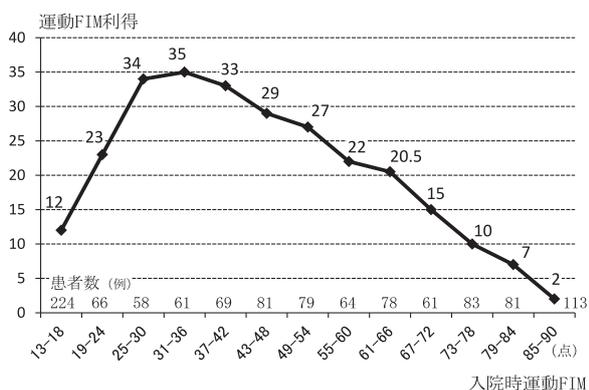


図 1. 入院時運動 FIM と運動 FIM 利得との関係 (標準値)
数値：中央値

の 4 群ではほぼ 1.0 であった (図 3a). 退院時運動 FIM においても同様の傾向があったが, 入院時認知 FIM の違いによる影響は小さかった (図 3b).

検討 4 の転院時期の影響係数は, 発症から入院までの日数が長いと運動 FIM 利得は低下した (図 4a). 退院時運動 FIM においても同様の傾向があったが, 転院時期の違いによる影響は小さかった (図 4b). 運動 FIM 利得の予測値は, たとえば, 入院時運動 FIM が 28 点, 年齢が 87 歳, 入院時認知 FIM が 12 点, 発症から入院までの日数が 40 日の場合は, $34 \text{ 点} * 0.647 * 0.954 * 0.922 = 19.3 \text{ 点}$ になる. 予測値と実測値との相関は, 運動 FIM 利得では 0.681 ($p < 0.001$), 退院時運動 FIM では 0.874 ($p < 0.001$) であった (表 2d). 残差は, 運動 FIM 利得では 1.4 ± 12.5 (中央値 0), 退院時運動 FIM では 1.3 ± 12.6 (中央値 0) であった (表 2d).

考察

本研究は, 入院時 FIM に応じた運動 FIM 利得と退院時運動 FIM の中央値 (標準値) に年齢・認知機能・転院時期の影響係数を掛けることで, 運動 FIM 利得と退院時運動 FIM を予測した. 実測値と予測値との相関係数は, 運動 FIM 利得の予測では 0.681, 退院時運動 FIM の予測では 0.874 であった.

検討 1 の入院時運動 FIM に応じた退院時運動 FIM

表 2. 相関係数と残差

a) 検討 1 (標準値)		A	B	A と B との相関係数	A-B (残差)
運動 FIM 利得	運動 FIM 利得の中央値 (標準値)			0.618 ($p < 0.001$)	0.3 ± 12.8 (0)
退院時運動 FIM	退院時運動 FIM の中央値 (標準値)			0.861 ($p < 0.001$)	0.3 ± 12.8 (0)
b) 検討 2 (標準値を年齢で補正)					
		A	B	A と B との相関係数	A-B (残差)
運動 FIM 利得	標準値を年齢で補正した運動 FIM 利得の予測値			0.676 ($p < 0.001$)	0.9 ± 12.2 (0)
退院時運動 FIM	標準値を年齢で補正した退院時運動 FIM の予測値			0.874 ($p < 0.001$)	0.7 ± 12.4 (0)
c) 検討 3 (標準値を年齢と入院時認知 FIM で補正)					
		A	B	A と B との相関係数	A-B (残差)
運動 FIM 利得	標準値を年齢と認知 FIM で補正した運動 FIM 利得の予測値			0.678 ($p < 0.001$)	1.6 ± 12.5 (0)
退院時運動 FIM	標準値を年齢と認知 FIM で補正した退院時運動 FIM の予測値			0.870 ($p < 0.001$)	1.3 ± 12.7 (0)
d) 検討 4 (標準値を年齢・入院時認知 FIM・転院時期で補正)					
		A	B	A と B との相関係数	A-B (残差)
運動 FIM 利得	標準値を年齢・認知 FIM・転院時期で補正した運動 FIM 利得の予測値			0.681 ($p < 0.001$)	1.4 ± 12.5 (0)
退院時運動 FIM	標準値を年齢・認知 FIM・転院時期で補正した退院時運動 FIM の予測値			0.874 ($p < 0.001$)	1.3 ± 12.6 (0)

A : 実測値, B : 予測値, 残差の数値: 平均 ± 標準偏差 (中央値).

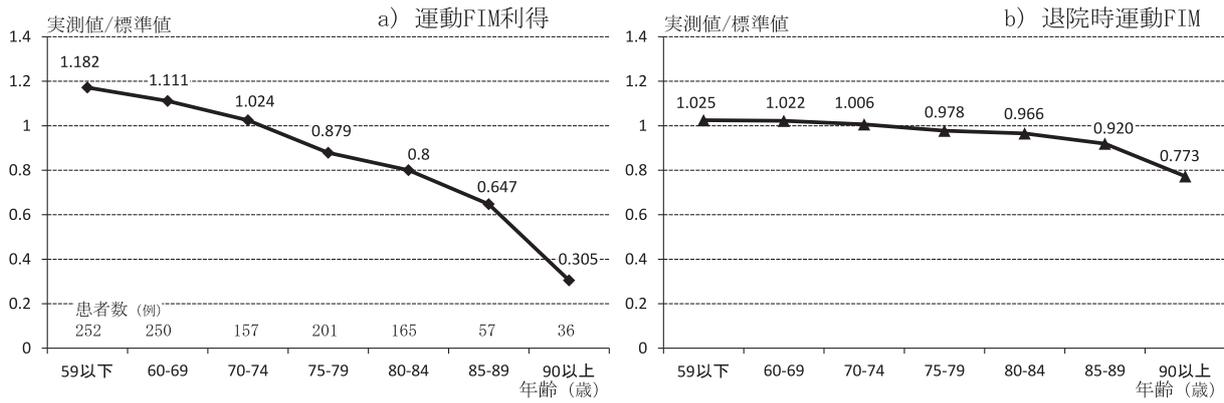


図 2. 年齢の影響係数

数値：中央値，標準値：検討 1 で求めた入院時運動 FIM に応じた運動 FIM 利得・退院時運動 FIM.

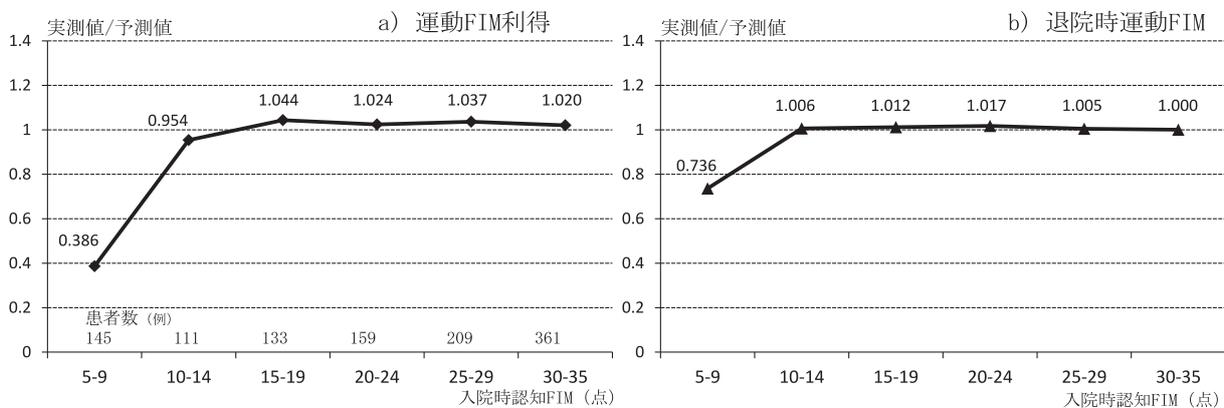


図 3. 認知機能の影響係数

数値：中央値，予測値：検討 2 で求めた入院時運動 FIM と年齢で補正した運動 FIM 利得・退院時運動 FIM.

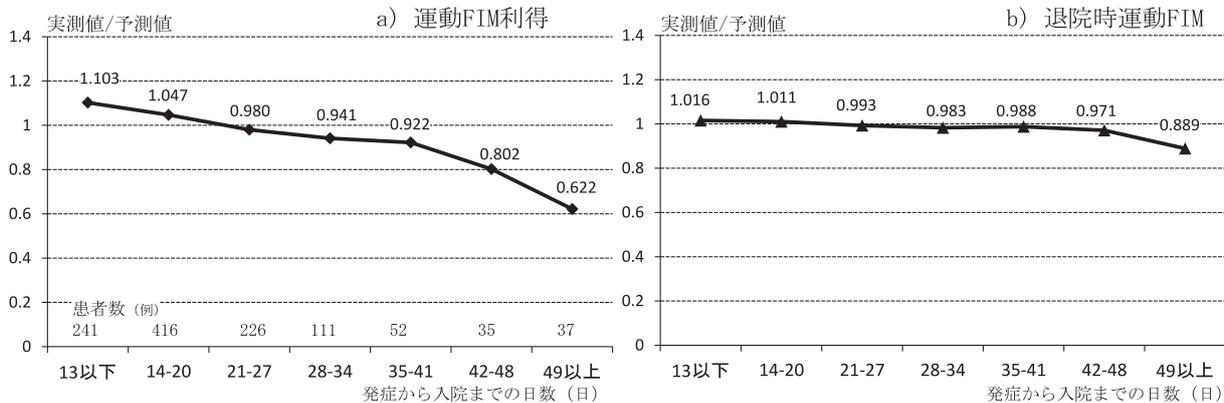


図 4. 転院時期の影響係数

数値：中央値，予測値：検討 3 で求めた入院時運動 FIM ・年齢・入院時認知 FIM で補正した運動 FIM 利得・退院時運動 FIM.

の中央値（標準値）の相関は 0.861，残差が 0.3±12.8 (表 2a) であり，検討 2～4 において年齢・認知機能・転院時期の影響係数を掛けることで，退院時運動 FIM の実測値と予測値との相関係数が上がり，残差の標準偏差が小さくなることを期待した。年齢 (図 2b) ・認知機能 (図 3b) ・転院時期 (図 4b) と同層別化した「実測値/予測値」は異なり，これらの影響を補正する意義があると考えられた。しかし結果的

には，これら 3 つの要因の影響係数を掛けても，退院時運動 FIM の実測値と予測値との相関係数は 0.013 (0.861 から 0.874 に) 上がったのみであり，残差の標準偏差も 0.2 (12.8 から 12.6 に) 下がったのみであった (表 2a, 2d)。一方，運動 FIM 利得を予測する場合には，3 つの要因を補正する意義が大きく，これらの影響係数を掛けると，実測値と予測値との相関係数は 0.063 (0.618 から 0.681 に) 上がり，残差の標

準偏差は 0.3 (12.8 から 12.5 に) 下がった (表 2a, 2d).
 退院時 FIM を目的変数とした重回帰分析は、本邦のリハビリ病院から 10 編が報告されているが [2-11], 実測値と予測値との相関係数が記載された報告は、Jeong ら [2] と Sonoda ら [3] の 2 編のみであった (表 3).

Jeong ら [2] は、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病棟の脳卒中患者 941 例を対象として、退院時 FIM 総得点を目的変数とする変数選択重回帰分析を行い、10 項目の説明変数のうち、入院時運動 FIM, 入院時認知 FIM, 年齢, 入院時 Glasgow Coma Scale, 発症後入院病日, 発症前 modified Rankin Scale (mRS), 合併症あり, の 7 項目が選択され、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) は 0.66 であったと報告した. 開発群の予測式に検証群 999 例のデータを投入すると、退院時 FIM の予測値と実測値との間には高い相関 (0.84) がみられた [2]. この報告と比べると本研究は、一施設の結果であること、退院時 FIM 総得点でなく退院時運動 FIM を予測していること、入院時運動 FIM, 年齢, 入院時認知 FIM, 転院時期という 4 項目のみでの予測式であること、検証群を置いていないこと、という違いがあるものの、退院時 FIM の実測値と予測値との相関係数 (0.874) は、Jeong ら [2] の報告 (0.84) よりも大きかった. なお、Jeong ら [2] の予測式の R^2 (0.66) は、 R^2 が記載されている重回帰分析の 8 報告 [2, 4-10] (表 3) のうち 4-5 番目に高い R^2 になる.

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本研究と同じ 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 3). 本研究の相関係数 (0.874) は、Sonoda ら [3] の報告 (入院時運動 FIM で 0.88, 入院時運動 FIM の逆数で 0.89~0.93) よりも小さかった.

以上 2 つの実測値と予測値との相関係数の値が記載された重回帰分析の報告 [2, 3] と比べると、本研究手法による退院時 FIM の予測は同程度の予測精度を持つと言えるだろう.

実測値から予測値を引いた残差は、Jeong ら [2] の報告では記載がなかったが、Sonoda ら [3] の報告では、説明変数として入院時運動 FIM を用いた場合は 8.06 ± 6.29 (中央値 6.26), 入院時運動 FIM の逆数を用いた場合は 6.19 ± 5.04 (中央値 4.57) であった. 本研究では 1.3 ± 12.6 (中央値 0) であり、残差の平均値と中央値は本研究の方が小さく、残差の標準偏差は Sonoda ら [3] の報告の方が小さかった. Jeong らの別の報告 [7] では、残差は -0.28 ± 12.88 と報告されている (表 3). この結果 [7] は、本研究結果と類似していた.

Sonoda ら [3] が入院時運動 FIM の逆数を用いたのは、退院時運動 FIM の天井効果 (軽介助レベルでは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

表 3. 本邦のリハビリテーション病院における重回帰分析を用いた退院時 FIM と FIM 利得の予測

目的変数	報告	相関係数	残差	R^2	対象患者数	施設数	FIM
退院時 FIM	Jeong et al [2]	0.84	-	0.66	941	多施設	FIM 総得点
	Sonoda et al [3]	0.88	8.06 ± 6.29 (6.26)	-	87	一施設	運動 FIM
		逆数 0.89~0.93	6.19 ± 5.04 (4.57)				
	Liu et al [4]	-	-	0.798	106	一施設	FIM 総得点
	Iwai et al [5]	-	-	0.719	482	多施設	FIM 総得点
	Tokunaga et al [6]	-	-	0.710	256	一施設	FIM 総得点
	Jeong et al [7]	-	-0.28 ± 12.88	0.649	680	多施設	FIM 総得点
	Tsuji et al [8]	-	-	0.64	190	一施設	FIM 総得点
	Inouye [9]	-	-	0.57 (80 歳以上) ~0.76 (60 歳代)	464	一施設	FIM 総得点
	平野ら [10]	-	-	重 0.5, 中 0.51, 軽 0.64	482	一施設	FIM 総得点
	Mutai et al [11]	-	-	-	174	一施設	FIM 総得点
本研究 (新手法)	0.874	1.3 ± 12.6 (0)	-	1,118	一施設	運動 FIM	
FIM 利得	Tokunaga et al [6]	-	-	重 0.413, 軽 0.723	256	一施設	FIM 総得点
	Imada et al [12]	-	-	重 0.337~0.693	1,137	一施設	運動 FIM
	徳永ら [13]	-	-	重 0.32, 軽 0.51	306	多施設	FIM 総得点
	白石ら [14]	-	-	0.5	68	一施設	FIM 総得点
	白石ら [15]	-	-	0.49	81	一施設	FIM 総得点
本研究 (新手法)	0.681	1.4 ± 12.5 (0)	-	1,118	一施設	運動 FIM	

相関係数：実測値と予測値との相関、残差：実測値-予測値、 R^2 ：自由度修正済み決定係数、FIM：Functional Independence Measure、重：重症患者、中：中等症患者、軽：軽症患者、残差の数値：平均±標準偏差 (中央値)、逆数：説明変数に入院時 FIM の逆数を投入、本研究 (新手法) は重回帰分析を用いたものではないが比較のため表に載せた.

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。一方、本研究手法は天井効果だけでなく入院時運動 FIM が低い患者における運動 FIM 利得の小ささも補正できている。このことが実測値から予測値を引いた残差の中央値が 0（運動 FIM 利得の予測、退院時運動 FIM の予測とも）という結果につながったのだろう。

本研究で、予測値と実測値との相関が 0.874 に留まった理由として、Jeong ら [2] が用いたような発症前 mRS や合併症、さらには訓練単位数や在院日数などの影響を補正していないことが考えられる。しかし、相関係数 (0.89~0.93) が高かった Sonoda ら [3] の予測式の 4 項目は本研究で用いた項目と全く同じであり、説明変数が 4 つであったことが主な原因であるとは断言できない。

重回帰分析において、年齢の回帰係数が -0.34 [2] であれば、年齢が 1 歳増すごとに退院時 FIM が 0.34 点下がることを意味する。つまり目的変数と説明変数に線形の関係（直線関係）があることを想定している。しかし、年齢が FIM 利得や退院時 FIM に及ぼす影響は、入院時 FIM によって異なる [20, 21]。また年齢が増えると FIM 利得や退院時 FIM が直線的に低下するという関係がすべての年齢で認められる訳ではない [17, 18]。

入院時運動 FIM と退院時運動 FIM にはもともと相関があるために、入院時運動 FIM から退院時運動 FIM を予測する相関係数の方が、入院時運動 FIM から運動 FIM 利得を予測する相関係数よりも大きいことは想像通りの結果であった（表 2）。これまでの報告でも、FIM 利得を目的変数とした重回帰分析 [6, 12-15] の R^2 は、退院時 FIM を目的変数とした重回帰分析の R^2 [2, 4-10] よりも小さい（表 3）。

重回帰分析のメリットとしては、多数の要因の影響を同時に解析できること、要因の重みづけが標準化偏回帰係数の数値として示されること、統計ソフトを用いればすぐに結果を得ることができること、確立された手法であることが挙げられる。デメリットとしては、要因間に強い相関がある場合には予測式が不安定になること（多重共線性）、目的変数と説明変数に直線関係があることを想定していること、結果を視覚的に理解することが困難なことが挙げられる。

本研究手法のメリットとしては、要因（説明変数）と目的変数に直線関係がなくてもよいこと、要因と目的変数との関係を視覚的に理解することができることが挙げられる。デメリットとしては、結果を出すために手間と時間を要すること、確立された手法ではないこと、要因の影響は 1 つ 1 つ検討していく必要があり、多数の要因を同時に解析することができないことが挙げられる。

本研究の限界として以下の点が挙げられる。第一に、年齢が若く、認知機能が正常で、転院時期が早い患者だけを対象にして「標準値」を求めれば、年齢・認知機能・転院時期の影響を 0~1 の影響係数で示すことができることである。しかしこの方法は、患者数が少なくなりすぎて行えなかった。第二に、一施設での結果であり、外的妥当性が検証されていないことである。

上記のような課題があるものの、本研究で示された「入院時 FIM に応じた FIM 利得の中央値（標準値）

に年齢・認知機能・転院時期の影響係数を掛けて FIM 利得や退院時 FIM を予測する」という新たな手法は、重回帰分析と同程度の予測精度を有し、さらに要因と FIM 利得・退院時 FIM との関係性を明瞭に示すことができる点で有用である。

文献

1. Data management service of the Uniform Data System for Medical Rehabilitation and the Center for Functional Assessment Research (1990) Guide for use of the uniform data set for medical rehabilitation. version 3.0, State University of New York at Buffalo, Buffalo.
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. Liu M, Domen K, Chino N. Comorbidity measures for stroke outcome research. *Arch Phys Med Rehabil* 1997; 78: 166-72.
5. 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.
6. 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.
7. Jeong S, Kondo K, Shiraishi N, Inoue Y. An evaluation of post-stroke rehabilitation in Japan. *Clinical Audit* 2010; 2: 59-66.
8. Tsuji T, Liu M, Sonoda S, Domen K, Chino N. The stroke impairment assessment set. *Arch Phys Med Rehabil* 2000; 81: 863-8.
9. Inouye M. Predicting models of outcome stratified by age after first stroke rehabilitation in Japan. *Am J Phys Med Rehabil* 2001; 80: 586-91.
10. 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.
11. 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.
12. Imada Y, Tokunaga M, Fukunaga K, Sannomiya K, Inoue R, Hamasaki H, et al. Relationship between cognitive FIM score and motor FIM gain in patients with stroke in a Kaifukuki rehabilitation ward. *Jpn J Compr Rehabil Sci* 2014; 5: 12-8.
13. Tokunaga M, Kondo K. Training time and FIM gain in patients with stroke in Kaifukuki rehabilitation hospitals. *Sogo Rehabil* 2014; 42: 245-52. Japanese.
14. Shiraishi N, Matsubayashi Y, Tanaka N, Iwamoto H. Changes in ADL of stroke patients in a convalescent

- rehabilitation ward. *Rigakuryoho Kagaku* 2005; 32: 361–7. Japanese.
15. Shiraishi N, Mizutani M, Menjho A, Deguchi K, Takase H, Hamaguchi Y, et al. Comparison of activities of daily living for a convalescent rehabilitation ward and general ward for stroke patients. *Jpn J Geriatr* 2004; 41: 646–52. Japanese.
 16. Sonoda S, Nagai S, Saitoh E. A viewpoint and problem of the convalescent rehabilitation wards. *Jpn J Rehabil Med* 2005; 42: 614–7. Japanese.
 17. Tokunaga M, Nakanishi R, Eguchi G, Kihara K, Tokisato K, Katsura K, et al. The influence of age on corrected motor FIM effectiveness. *Jpn J Compr Rehabil Sci* 2014; 5: 56–60.
 18. Tokunaga M, Honda S, Uyama E, Mita S, Terasaki T, Hirata Y, et al. Difference of FIM improvement between subtypes of brain infarction. *J Clin Rehabil* 2014; 23: 1236–40. Japanese.
 19. 2013 Annual Report from the Annual Survey Committee of Kaifukuki Rehabilitation Ward Association. February 2014. pp. 1–134. Japanese.
 20. Black-Schaffer RM, Winston C. Age and functional outcome after stroke. *Top Stroke Rehabil* 2004; 11: 23–32.
 21. Tokunaga M, Yonemura M, Inoue R, Sannomiya K, Nakashima Y, Watanabe S, et al. Effects of age on functional independence measure score gain in stroke patients in Kaifukuki rehabilitation ward. *Jpn J Compr Rehabil Sci* 2012; 3: 32–6.