Japanese Journal of Comprehensive Rehabilitation Science (2016)

Original Article

中大脳動脈梗塞患者の ADL 帰結予後に対する身体機能障害および画像所見の寄与

松尾　宏，[1,2] 園田　茂，[1] 前島伸一郎，[1] 渡邉　誠，[1] 佐々木祥，[1]
奥山夕子，[1] 岡﨑英人，[1] 岡本さやか，[1] 近藤和泉 [2]

[1]藤田保健衛生大学七栗記念病院
[2]国立長寿医療研究センター病院

要旨

Matsuo H, Sonoda S, Maeshima S, Watanabe M, Sasaki S, Okuyama Y, Okazaki H, Okamoto S, Kondo I. Contribution of physical impairment or imaging findings in the prediction of ADL outcome in stroke patients with middle cerebral artery infarction. Jpn J Compr Rehabil Sci 2016; 7: 119–129.

【目的】脳梗塞の ADL 帰結の予測精度が向上すれば効率的なリハビリテーションが実現できる．身体機能障害および画像所見がそれに寄与するかを初発かつ片側の中大脳動脈梗塞患者で検討した．

【方法】回復期病棟に入院し MRI 拡散強調画像が得られた患者 331 名を対象にした．入院時 FIM 運動項目（FIM-M）合計点と FIM 認知項目合計点，年齢，入院までの期間，SIAS（運動機能，体幹機能，半側空間無視，下肢位置覚），病型，病巣を独立変数とし，退院時 FIM-M 合計点と FIM-M 利得を従属変数とした．重回帰分析とロジスティック回帰分析，決定木分析を行った．さらに，患者の層別化と独立変数の加除を行い，有意に寄与する変数を検討した．

【結果】入院時低 FIM-M 合計点群において FIM-M 利得を予測する場合には体幹機能と病巣が予測精度の向上に寄与した．

【結論】層別化された初発かつ片側の中大脳動脈脳梗塞患者の退院時 ADL 予測に，入院時 ADL 以外に身体機能や画像所見を加えることは有用と考えた．

キーワード：機能予後，FIM，ADL，脳病巣，脳血管障害

著者連絡先 : 松尾　宏
藤田保健衛生大学七栗記念病院
〒 514-1296　三重県津市大鳥町 424 番地の 1
E-mail: mamahiro@fujita-hu.ac.jp
2016 年 10 月 11 日受理

本研究において一切の利益相反や研究資金の提供はありません .

doi.org/10.11336/jjcrs.7.119

はじめに

脳梗塞の Activities of Daily Living（以下，ADL）帰結予測は効率的なリハビリテーションの計画，患者や家族へ今後の生活や介助の指導などを行うために必要である［1］．年齢［2］，入院時の麻痺の重症度［3］，失禁［4］，入院時の ADL レベル［5］などが ADL 帰結に対する重要な因子として考えられている．

脳梗塞における病巣と病型の ADL 帰結に対する寄与に関して，それらを加えることで ADL 帰結に対する予測精度が向上したという報告［6-9］とそうではなかったという報告［10-12］が混在している．この混在の理由として，Hand et al.［11］は，患者の重症度の違い，ADL 帰結項目，評価時期，初発と再発の混在，および脳梗塞部位の違いなどを考察した．

脳梗塞の ADL 帰結予測の評価には Functional Independence Measure（以下，FIM）［13, 14］，modified Rankin scale（以下，mRS）［15］，Barthel Index（以下，BI）［16］などが用いられている．FIM に関して，退院時 FIM 合計点，退院時 FIM 運動項目合計点，FIM 運動項目利得が ADL 帰結予測としてしばしば用いられている［3］．その中で退院時 FIM 合計点を ADL 帰結の変数とした研究が最も多く，それに最も影響を与えているのは入院時 FIM 合計点および入院時 FIM 運動項目合計点とされている［3，17–19］．一方，FIM 運動項目利得を ADL 帰結の変数としたときそれに最も大きな影響を与える変数は混在して明らかではない［3］．またどのような条件の時に FIM 以外のデータが退院時 FIM 運動項目合計点や FIM 運動項目利得の予測精度の向上に寄与するかの研究はわれわれの知る限りほとんどない．

以上を踏まえ，われわれは，対象患者および病巣などの条件を限定して解析を行うことや，ADL 帰結予測に ADL 以外の因子を加えることで，ADL 帰結予測精度を向上できる可能性があると考えた．

本研究では，初発かつ片側の中大脳動脈（Middle Cerebral Artery；以下，MCA）領域の脳梗塞患者に限定して，入院時 FIM，機能障害および画像所見を調査し，それらが退院時 FIM 運動項目合計点と FIM 運動項目利得に寄与する程度を検討した．

方法

1．対象患者

対象は2010年1月から2015年3月までに藤田保健衛生大学七栗サナトリウム（現七栗記念病院）に入院し，前医で撮影したMRI情報を入手できた初発かつ片側のMCA領域の脳梗塞患者331人とした．

2．予測に用いた（独立）変数

入院時FIM運動項目（以下，FIM-M）合計点，入院時FIM認知項目（以下，FIM-C）合計点，年齢，発症から入院までの期間，Stroke Impairment Assessment Set（SIAS）［14，20］の中の運動機能の合計（SIAS-M）と体幹機能（Verticality），半側空間無視（Visuospatial），下肢位置覚を臨床データとして調査した．

SIASは一番悪い状態を0点，最良の状態を運動機能は5点，その他の項目は3点として採点し［20］（表1），その妥当性も検証されている［21］．

以下，入院時FIM-M合計点および入院時FIM-C合計点を「FIMデータ」と称し，残りすべてを「その他の臨床データ」と記載した．

さらにわれわれは病巣と病型を調査した．病巣判定にはMRIの拡散強調画像によるAlberta Stroke Programme Early CT Score+W（以下，ASPECTS+W）［7］を用いた．ASPECTS+Wは早期虚血変化を簡易的に半定量化する方法として提唱され，レンズ核と視床を通る軸位断と約2cm頭側のレンズ核がみえなくなった断面の2スライスでMCA領域を11か所に区分し，各領域に早期虚血変化を認める場合に1点ずつ減点し，病変範囲をスコア化するものである［7］．MCA領域に虚血病巣がなければ11点，全域にあれば0点となる．今回ASPECTS+Wの各部位の病巣の有無を判定し，またASPECTS+W（11－病巣領域数）を計算した．

病型はOxfordshire Community Stroke Project（以下，OCSP）分類［22］によりLacunar Infarcts（以下，LACI），Total Anterior Circulation Infarcts（以下，TACI），Partial Anterior Circulation Infarcts（以下，PACI）に分類した．さらにThe trial of Org 10172 in Acute Stroke Treatment（以下，TOAST）分類［23］により血管アテローム硬化（Large-artery atherosclerosis），心原性脳塞栓（Cardioembolism），小血管病変（Small-artery occlusion），その他の原因（other determined etiology），原因不明（undetermined etiology）に分類した．前者は主に臨床症状に基づいた分類［8］，後者は画像など主に検査結果によって基づいた分類である［9］．

病巣，ASPECTS+W，OCSP分類およびTOAST分類の結果を病巣と病型データとした．

3．予測される（従属）変数

退院時FIM-M合計点，FIM運動利得（FIM-M gain）とした．

4．データ解析

1）独立変数と従属変数との関係を散布図等を用いて検討した．分散分析により病型や病巣と従属変数との関係を検定した．

2）セルフケア自立の目安とされる退院時FIM-M合計点が70点以上［24，25］となる入院時FIM-M合計点のカットオフ値を受信者動作特性曲線（receiver operating characteristic curve；以下，ROC曲線）およびROC曲線下面積（area under the curve；以下，AUC）により決定した．カットオフ値をもとに入院時低FIM-M合計点群，入院時高FIM-M合計点群を設定した．

3）漸増法ステップワイズ重回帰分析を行い，重回帰係数（R^2）を算出した．はじめに独立変数として入院時FIMデータのみを用いた重回帰分析を行った．その後FIMデータとその他の臨床データを用いた重回帰分析を行った．さらに，FIMデータとその他の臨床データとともに病巣と病型データも加えた重回帰分

表1．SIASにおける体幹（verticality），半側空間無視（visuospatial），感覚（L/E position）の採点方法

Verticality	
0	the patient can not maintain a sitting position
1	a sitting position can only be maintained while tilting to one side and the patient is unable to correct the posture to the erect position
2	the patient can sit vertically when reminded to do so
3	the patient can sit vertically in a normal manner
Visuospatial	
0	more than a 15 cm deviation from the central point
1	an error between 15 and 5 cm
2	an error between 5 and 2 cm
3	deviation from the mid-point by less than 2 cm
L/E position	
0	no position change is detected by the patient after the maximum possible motion
1	the patient recognizes movement of the digits but not the correct direction, even at maximal excursion
2	the patient can correctly perceive the direction of a moderate excursion
3	the patient can correctly identify the direction of a slight movement

Chino N, et al. Jpn J Rehabil Med 1994; 31: 119–25 より一部引用した .

析を行った．これらの分析を行った時の R^2 の変化を検討した．その統計処理は，全患者群，入院時低 FIM-M 合計点群，入院時高 FIM-M 合計点群各々で行った．

４）Terasaka et al.［24］の方法を参考にし，FIM-M 利得を高回復群（FIM-M 利得の中央値より大きい群）と低回復群とに分けた．そして高回復群になることを予測しうる独立変数をロジスティック回帰分析（変数減少法）で求めた．有意な独立変数に関してはオッズ比（odds ratio）を計算した．オッズ比が１より大きい独立変数は高回復を予測，１より小さい独立変数は低回復を予測するということである．

５）さらに高回復か低回復かを予測する感度および特異度を計算した．感度は正しく高回復群と識別された割合，特異度は正しく低回復群と識別された割合とした．

６）最後に，入院時低 FIM-M 合計点群における FIM-M 利得を従属変数とし，入院時の FIM データ，その他の臨床データ，病巣と病型データを独立変数として決定木分析を行った．分割前の群（親ノード）が 20，もしくは分割後の群（子ノード）が 10 になったときに分析を終了した．

以上すべて統計学的に危険率５% 未満（$p < 0.05$）を有意水準とした．

一連の研究を行うにあたり，入院時に患者からのデータ使用の包括同意を得ており，かつ個人情報は解析中に扱わないように配慮した．

結果

患者は男性 202 人，女性 129 人，年齢が 69.7 ± 12.5 歳，発症から当院へ入院するまでの期間が 32.6 ± 12.3 日，入院期間は 66.1 ± 35.9 日，病巣は左半球 161 人，右半球 170 人であった．病巣の内訳を表２に示した．一人の患者で見られた病巣領域数は最小１，最大９であった．病型の内訳を表３に示した．

データ解析の順に従い，結果を以下に示した．

１）病型ごとの退院時 FIM-M 合計点および FIM-M 利得の分散分析の結果を図１に示した．TACI と大血管アテローム硬化（Large-artery atherosclerosis）が低値を示した．

２）退院時 FIM-M 合計点が 70 点以上となる入院時 FIM-M 合計点を求めるための ROC 曲線を作成した結果，AUC は 0.94 であった．また，入院時 FIM-M 合計点が 49.5 点のときの感度 0.786 および特異度 0.938，50 点のときの感度 0.786 および特異度 0.939，50.5 点のときの感度 0.776 および特異度 0.946 であり，カットオフ値を 50 点に決定した．

３）全患者群，入院時低 FIM-M 合計点群（入院時 FIM-M 合計点＜ 50 点，165 名），入院時高 FIM-M 合計点群（入院時 FIM-M 合計点≧ 50 点，166 名）の３群それぞれにステップワイズ重回帰分析を行った結果を表４に示した．

退院時 FIM-M 合計点が従属変数のとき，独立変数として入院時 FIM データにその他の臨床データを加えてステップワイズ重回帰分析を行ったところ重回帰係数は上昇した（全患者群で 0.68 が 0.8，入院時低 FIM-M 合計群で 0.46 が 0.67，入院時高 FIM-M 合計群で 0.48 が 0.56）．その中で影響力を表す標準化偏回帰係数が最も高かったのは入院時 FIM-M 合計点であった（全患者群で 0.33，入院時低 FIM-M 合計群で 0.29，入院時高 FIM-M 合計群で 0.56）．FIM データとその他の臨床データに加えて病巣と病型データを投入して解析した結果，重回帰係数の上昇はほとんど見られなかった（全患者群で 0.80 が 0.80，入院時低 FIM-M 合計点群で 0.67 が 0.68，入院時高 FIM-M 合計点群で 0.56 が 0.56）．

FIM-M 利得が従属変数のとき，同様にステップワイズ重回帰分析を行ったところ，FIM データのみを投入した場合，全患者群および入院時低 FIM-M 合計点群では重回帰係数は低値を示した（全患者群で 0.27，入院時低 FIM-M 合計点群で 0.05）．入院時 FIM-M 合計点と FIM-M 利得の関係を図２に示した．その結果，入院時低 FIM-M 合計点（＜ 50）では FIM-M 利得が広く分布していた．一方，入院時高 FIM-M 合計点（≧

表２. 病巣と人数

M1	81 名
M2	95 名
M3	70 名
I	112 名
C	28 名
L	136 名
IC-post	162 名
M4	75 名
M5	94 名
M6	76 名
W	243 名

全 331 症例で ASPECTS+W（Alberta Stroke Programme Early CT Score+W）の該当病巣を確認し，病巣ごとに該当人数を求めた．
I, insular ribbon（島皮質）; C, caudate（尾状核）; L, lentiform（レンズ核）; IC-post, internal capsule-post（内包後脚）; M1, anterior middle cerebral artery（MCA）cortex; M2, MCA cortex lateral to insular ribbon; M３, posterior MCA cortex; M4, M5, M6, anterior, lateral, and posterior MCA territories immediately superior to M1, M2, and M3, rostral to basal ganglia; W: white matter（白質）.

表３. 病型と人数

OCSP（Oxfordshire Community Stroke Project）	
LACI（lacunar infarcts）	122 名
TACI（total anterior circulation infarcts）	14 名
PACI（partial anterior circulation infarcts）	195 名
TOAST（Trial of Org 10172 in Acute Stroke Treatment）	
Large-artery（large-artery atherosclerosis）	96 名
Cardioembolism	64 名
Small-artery（small-artery occlusion）	12 名
Other（other determined etiology）	20 名
Undetermined（undetermined etiology）	139 名

上段が OCSP 分類での，下段が TOAST 分類でのカテゴリーごとの人数を示す．単位は名．全体は 331 名．

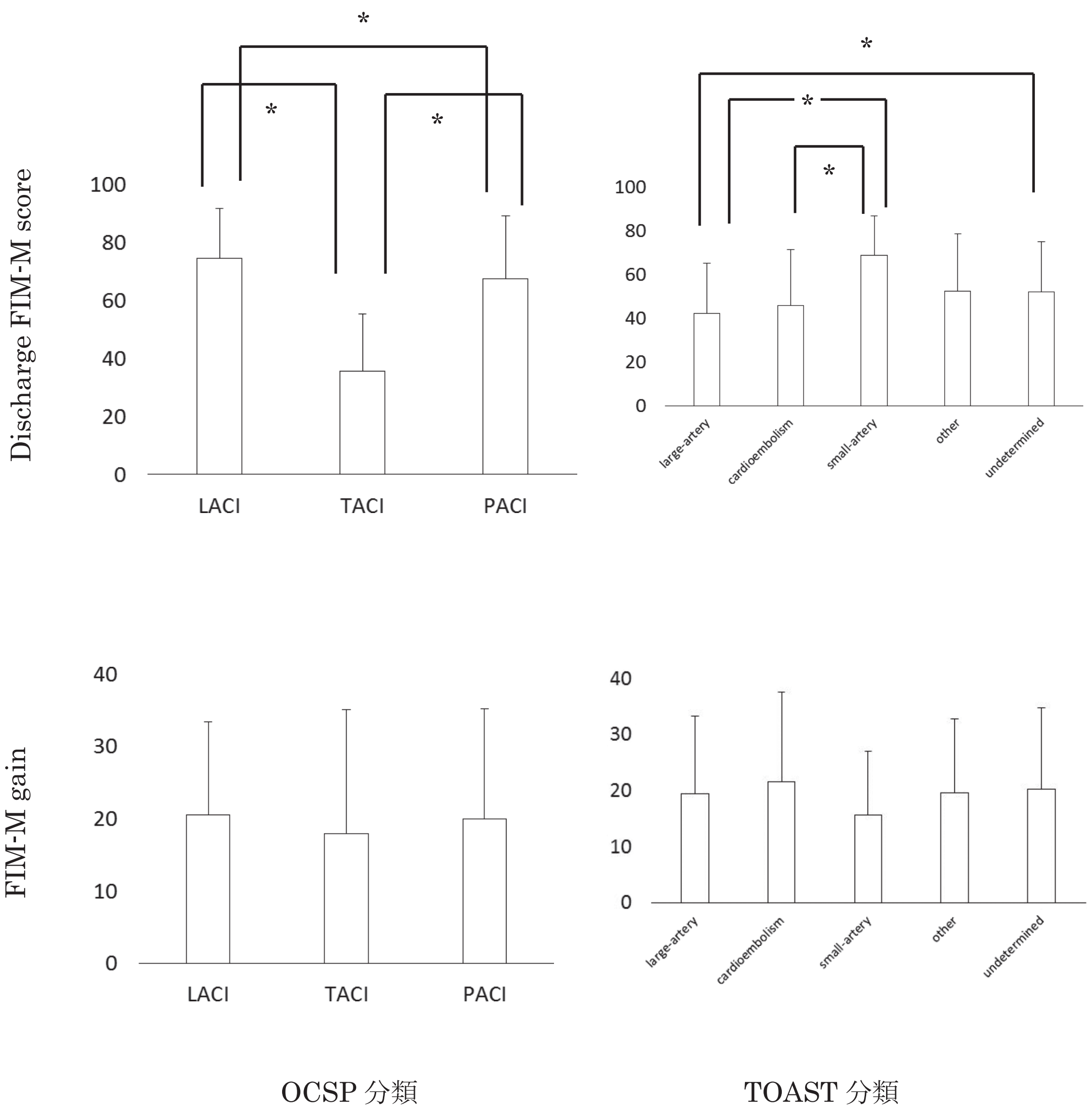

図 1. 病型ごとの退院時 FIM-M 合計点と FIM-M 利得
左は OCSP（Oxfordshire Community Stroke Project）分類，右は TOAST（The trial of Org 10172 in Acute Stroke Treatment）分類を示す．平均±標準偏差で示す．*: $p < 0.05$．
LACI, lacunar infarcts; TACI, total anterior circulation infarcts; PACI, partial anterior circulation infarcts; large-artery, large-artery atherosclerosis; small-artery, small-artery occlusion; other, other determined etiology; undetermined, undetermined etiology.
OCSP 分類では TACI 群，TOAST 分類では大血管アテローム硬化群（large-artery）において退院時 FIM-M 合計点が低値であった．

50）では入院時 FIM-M 合計点が高いほど FIM-M 利得は低くなった．この関係は表 4 の入院時高 FIM-M 合計点群の FIM データのみでの R^2 値が 0.7 と高値を示していることとも符合した．

4）FIM-M 利得の全患者群での中央値は 27 点であった．27 点以上を高回復群，27 点未満を低回復群とし，高回復群を予測する因子をロジスティック回帰分析で探索した結果を表 5 に示した．体幹機能（Verticality）のオッズ比は，FIM データとその他の臨床データのみを投入した時（0.059）でも，それに病巣と病型データを加えた時（0.073）でも，低値を示した．また病巣と病型データでは尾状核（C），内包後脚（IC-post），M5，病巣側（Right lesion）が有意な独立変数として組み込まれた．

5）このモデルの感度と特異度を計算した．FIM データとその他の臨床データのみを投入した時に比べ，そこに病巣と病型データも加えることで予測の感度は 0.70 から 0.79，特異度は 0.73 から 0.77 に上昇し，予測精度の向上に貢献した．

6）決定木分析では，入院時の Verticality，年齢，入院時 FIM-M 合計点，入院時 SIAS-M 合計点，入院時 Visuospatial などの FIM データとその他の臨床データで分岐した後，IC-post などの病巣と病型データで分岐した（図 3）．

表 4． ステップワイズ重回帰分析による ADL 帰結予測の結果

Predictors	Outcomes					
	Discharge FIM-M score			FIM-M gain		
Patients（n）	all（331）	Admission FIM-M score<50（165）	Admission FIM-M score>=50（166）	all（331）	Admission FIM-M score<50（165）	Admission FIM-M score>=50（166）
Models using only FIM data						
Admission FIM-M score	+（0.67）	+（0.67）	+（0.66）	−（0.67）	NS	−（0.85）
Admission FIM-C score	+（0.20）	NS	+（0.13）	+（0.30）	+（0.22）	+（0.09）
R^2	0.68	0.46	0.48	0.27	0.05	0.7
Models using FIM data and other clinical data						
Admission FIM-M score	+（0.33）	+（0.29）	+（0.56）	−（0.89）	−（0.35）	−（0.93）
Admission FIM-C score	+（0.12）	+（0.12）	NS	NS	+（0.16）	NS
Age	−（0.17）	−（0.27）	−（0.23）	−（0.26）	−（0.36）	−（0.17）
Days to admission to our hospital	−（0.07）	NS	−（0.17）	NS	NS	−（0.13）
Admission SIAS-M score	+（0.17）	+（0.23）	NS	+（0.28）	+（0.31）	NS
Admission position score of lower extremity in SIAS	NS	NS	+（0.14）	NS	NS	+（0.10）
Admission verticality score in SIAS	+（0.19）	+（0.27）	+（0.16）	+（0.41）	+（0.36）	+（0.12）
Admission visuospatial score in SIAS	+（0.11）	+（0.11）	NS	NS	+（0.15）	NS
R^2	0.8	0.67	0.56	0.46	0.41	0.75
Models using FIM data，other clinical data and lesion data or stroke types						
Admission FIM-M score	+（0.33）	+（0.29）	+（0.56）	−（0.89）	−（0.34）	−（0.93）
Admission FIM-C score	+（0.12）	+（0.19）	NS	NS	+（0.25）	NS
Age	−（0.17）	−（0.26）	−（0.23）	−（0.26）	−（0.35）	−（0.17）
Days to admission to our hospital	−（0.07）	NS	−（0.17）	NS	NS	−（0.13）
Admission SIAS-M score	+（0.17）	+（0.25）	NS	+（0.28）	+（0.34）	NS
Admission position score of lower extremity in SIAS	NS	NS	+（0.14）	NS	NS	+（0.10）
Admission verticality score in SIAS	+（0.19）	+（0.27）	+（0.16）	+（0.41）	+（0.36）	+（0.12）
Admission visuospatial score in SIAS	+（0.11）	+（0.10）	NS	NS	+（0.13）	NS
Lesion sites（right to left）	NS	−（0.11）	NS	NS	−（0.15）	NS
ASPECTS+W on DWI	NS	NS	NS	NS	NS	NS
OCSP classification	NS	NS	NS	NS	NS	NS
TOAST classification	NS	NS	NS	NS	NS	NS
R^2	0.8	0.68	0.56	0.46	0.42	0.75

ADL 帰結予測として今回退院時 FIM-M 合計点と FIM-M 利得を使用した．
左の 3 列が退院時 FIM-M 合計点の予測結果，右の 3 列が FIM-M 利得の予測結果を示した．各 3 列は全患者，入院時低 FIM-M 合計点群（入院時 FIM-M 合計点が 50 点未満の患者），入院時高 FIM-M 合計点群（入院時 FIM-M が 50 点以上の患者）の順で表した．
さらに上から下に FIM データのみ，FIM データとその他の臨床データ，FIM データとその他の臨床データに病巣と病型データを，独立変数（Predictors）として投入してステップワイズ重回帰分析を行ったときの結果を示した．
+ は独立変数の存在および数値が増えると退院時 FIM-M 合計点および FIM-M 利得に対して正に作用，－は負に作用を示した．
（　）内の数値は影響力を表す標準化偏回帰係数を示した．R^2 は重回帰係数，NS は not significant を示した．
Lesion site は右側を 1，左側を 0 として統計処理した．OCSP 分類および TOAST 分類はそれぞれのカテゴリーに該当が 1，非該当が 0 として統計処理を行った．
FIM-M，motor subscore of Functional Independence Measure; FIM-C，cognitive subscore of Functional Independence Measure; SIAS，stroke impairment assessment set; ASPECTS，Alberta stroke programme early CT score; DWI，diffusion weighted image; OCSP，Oxfordshire Community Stroke Project; TOAST，Trial of Org 10172 in Acute Stroke Treatment.
退院時 FIM-M 合計点が従属変数のとき，入院時 FIM データにその他の臨床データを加えることにより重回帰係数は上昇した．FIM-M 利得が従属変数のとき，FIM データのみを投入した場合全患者群および入院時低 FIM-M 合計点群では重回帰係数は低値を示した．

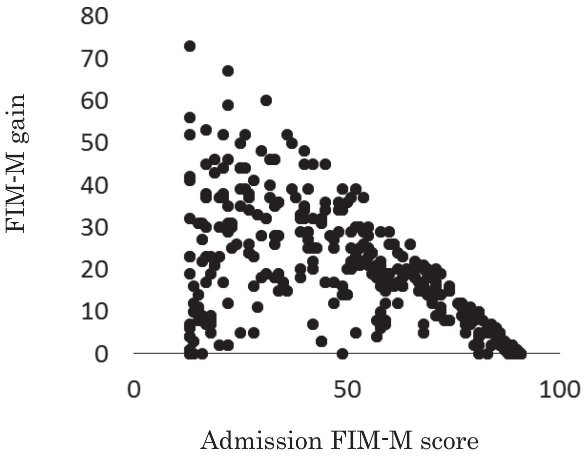

図 2. 入院時 FIM-M 合計点と FIM-M 利得との関係
横軸が入院時 FIM-M 合計点，縦軸が FIM-M 利得を示す. 入院時低 FIM-M 合計点（＜ 50）のところで FIM-M 利得が広く分布している.

考察

本研究において退院時 FIM-M 合計点を予測するとき，入院時 FIM データにその他の臨床データを加えることでより高い重回帰係数が得られた（表 4）. Meyer et al.［3］は，同じ入院時 FIM の得点であっても機能障害の程度や発症からの期間の長短により帰結に与える影響が異なってくると述べている．したがって，その他の臨床データを加えることは退院時 FIM-M 合計点の予測精度の向上に重要と考えた．一方，病巣・病型データを加えても重回帰係数の上昇にはつながらなかった．Hand et al.［11］は，軽度から中等度の障害の患者では神経学的重症度をあらわす National Institutes of Health Stroke Scale（以下，NIHSS）［26］と帰結が密接に関係するが，重度の脳梗塞患者では NIHSS が高値に集中するため，MRI 拡散強調画像などの情報も ADL 帰結を予測する有意な独立因子となると考察している．患者を重度患者などに限定せずに ADL 帰結検討を行った場合には画像から得られる情報が機能障害や ADL 項目の得点に包括されるため，入院時 ADL を用いた予測にさらに画像情報を加える意味が少なかったと考える．

一方，FIM-M 利得を予測するとき，入院時低

表 5. FIM-M 利得高回復を予測する変数および影響力

	OR	95%CI	*p*
Models using FIM data and other clinical data			
Age	0.934	0.9–0.97	0
Admission Verticality score 0 in SIAS	0.059	0.007–0.509	0.01
Visuospatial 0 in SIAS	0.188	0.057–0.616	0.006
Models using FIM data, other clinical data and lesion data or stroke types			
Age	0.92	0.885–0.964	0
Admission FIM-M score	0.93	0.884–0.979	0.006
Admission FIM-C score	1.085	1.015–1.159	0.017
Admission SIAS-M score	1.096	1.024–1.174	0.008
Right lesion	0.299	0.126–0.712	0.006
Admission Verticality score 0 in SIAS	0.073	0.008–0.694	0.023
Admission Visuospatial score 0 in SIAS	0.213	0.055–0.831	0.026
C	6.725	1.509–29.966	0.012
IC-post	0.293	0.122–0.705	0.006
M5	0.369	0.145–0.938	0.036

入院時低 FIM-M 合計点群（入院時 FIM-M 合計点＜ 50 点）において FIM-M 利得が高回復（≧ 27）を予測する独立変数および影響力を求めた．

FIM データとその他の臨床データのみを投入した場合と，FIM データ，その他の臨床データおよび病巣と病型データを投入した場合の有意な独立変数を示した．その時のオッズ比（OR），95% 信頼区間（CI），*p* 値を示した．オッズ比が 1 より大きい独立変数は高回復を予測，1 より小さい独立変数は低回復を予測する．また，オッズ比が 1 より非常に大きい時と小さい時，影響力が大きいことを意味する．

Verticality score 0 および Visuospatial score 0 は，SIAS で Verticality および Visuospatial が 0 点であれば，項目 Verticality score 0 および Visuospatial score 0 を 1 とした．Verticality および Visuospatial が 1 から 3 点の場合には項目 Verticality score 0 および Visuospatial score 0 を 0 として統計処理を行った．また，病巣はある場合を 1，ない場合を 0 として統計処理を行った．

FIM-M, motor subscore of Functional Independence Measure; FIM-C, cognitive subscore of Functional Independence Measure; SIAS, stroke impairment assessment set; C, caudate; IC-post, internal capsule-post; M5, lateral MCA territories immediately superior to M2, rostral to basal ganglia.

体幹機能（Verticality）がオッズ比で低値を示した．病巣と病型データでは C（尾状核），IC-post（内包後脚），M5，右半球の病巣（Right lesion）が有意な独立変数であった．

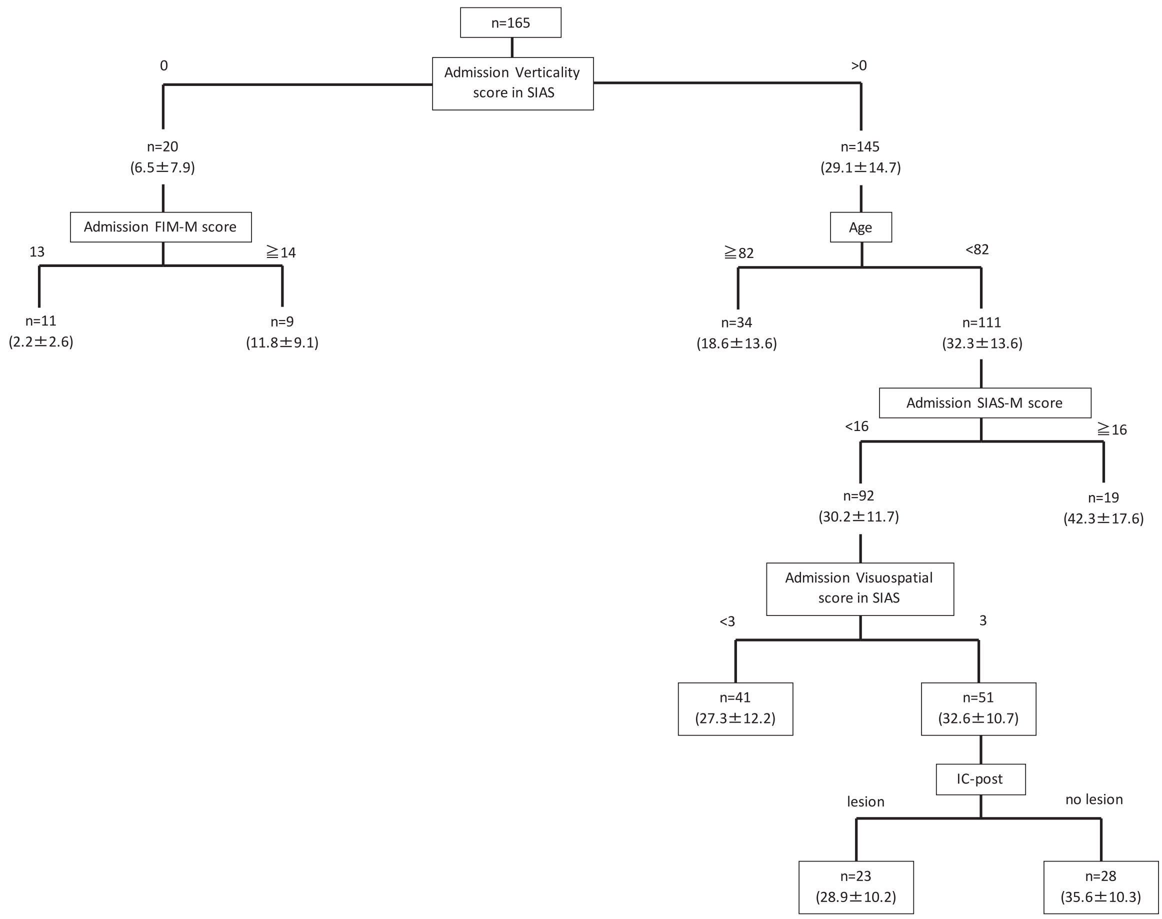

図 3. 入院時低 FIM-M 合計点群における決定木分析の結果
入院時低 FIM-M 合計点群における FIM-M 利得を従属変数とし, 入院時の FIM データ, その他の臨床データ, 病巣と病型データを独立変数として分岐の状況を記載した .
（　）は FIM-M 利得の平均 ± 標準偏差を表す .

FIM-M 合計点群では FIM データのみを独立変数として投入したのみでは重回帰係数は 0.05 と低値を示した（表4）．入院時 FIM-M 合計点と FIM-M 利得との直線関係は低く，ステップワイズ重回帰分析に当てはめにくいとされている［18］．本研究においても入院時低 FIM-M 合計点では FIM-M 利得が広く分布していた（図2）．したがって，入院時低 FIM-M 合計点群において FIM-M 利得を予測するとき，ステップワイズ重回帰分析は使用することは困難と考えた．そして，分析方法の変更，患者の層別化，患者条件の限定などの工夫が必要と考えた．したがって入院時低 FIM-M 合計点群における FIM-M 利得の分析にはロジスティック回帰分析や決定木分析を用いた．

入院時低 FIM-M 合計群における FIM-M 利得のロジスティック回帰分析において，FIM データとその他の臨床データのみならず病巣と病型データを加えたとき，病巣が有意な独立因子として得られた．

影響因子として抽出された病巣のうち IC-post は錐体路の経路，M5 は運動野や感覚野が含まれる領域であり［27，28］，運動機能に関連していることで，FIM-M 利得に影響があると考えた．Cheng et al.［29］は，脳梗塞の広さよりも部位が ADL 帰結に影響を与えており，特に放線冠，内包後脚，島が脳梗塞発症から1か月後の mRS に影響を与えていることを報告した．

Terasaka et al.［24］は，急性期脳卒中患者で退院時認知 FIM 合計点が低いにもかかわらず，FIM-M 利得が高かった例を示し，その原因として麻痺が軽度であったためと推測した．このような状況では入院時には重度な麻痺がその後回復してくる例にも当てはまり，その判別に画像情報が有用であると考える．

一方，尾状核に病変が存在すると FIM-M 利得が高回復であった（表5）．これは尾状核病変が入院当初には ADL を低下させるものの，その後は尾状核病変による悪影響が改善しやすいと考えると説明がつく．尾状核は記憶や認知に関係ある領域とされている．片側尾状核病変例で1年以上経って認知機能に影響が出た［30］，両側病変の無気力等の症状が経時的に改善した［31］などの報告が見られ，この推測と矛盾しない．

FIM データとその他の臨床データに病巣と病型データを加えたときに FIM-M 利得の予測精度が向上するかを調べるため感度，特異度を計算した．感度，特異度はロジスティック回帰分析で得られたモデルの精度を判定するのに使用される指標であり，これらの値が高いほどモデルの精度が高いことを意味する［32］．本研究でもそれらを計算したところ，病巣と病型データを FIM データとその他の臨床データに加えることで感度も特異度も上昇した．このことより患者を ADL 等で層別化した上で病巣と病型データを投

入すれば帰結予測の予測精度を上げうることがわかる.

決定木分析は独立変数の値を基準に従属変数を２つのグループに分割する手法であり，分岐の論理を読み取ることやどの独立変数が重要であるかを可視化できる利点を持つ［33，34］. FIM-M 利得と種々の独立変数との関係は線形ではなく，非線形の解析の一つである決定木分析を用いて寄与を調べることも重要と考えて今回行った. 本研究の結果，上層で FIM データとその他の臨床データに，下層で病巣と病型データに分岐が生じた（図３）. この結果，FIM データ，その他の臨床データ，病巣と病型データいずれも入院時低 FIM-M 合計点における FIM-M 利得を予測するうえで考慮すべきと考える.

ロジスティック回帰分析におけるオッズ比および決定木分析の分岐の結果から，入院時低 FIM-M 合計群における FIM-M 利得への寄与が最も大きかった独立因子は体幹機能（Verticality）であった. これまでの脳卒中帰結研究でも，坐位の重要性は頻繁に提示されており［35，36］，二木立の歩行自立予測において「一人でベッド上の起座・坐位保持を行う」ことが ADL も含めた予測ロジックの中に主要な因子として組み込まれている［37］. Di Monaco et al.［38］は，退院時 FIM 合計点や FIM の変化に影響を与える有意な因子は入院時 FIM 合計点以外では Trunk Impairment Scale, Postural Assessment Scale for Stroke といった体幹機能評価のみであると報告した. その中で Trunk Impairment Scale は静的および動的な座位バランスを測定することで得られるものであり，体幹が正中に保てるかにより座位保持の程度を判定する SIAS の体幹機能と類似点がある. また体幹機能は SIAS のなかでは低難易度の項目と位置付けられている［39］. したがって，体幹機能の低下は結果的に低帰結を予測しやすかった可能性もある.

ASPECTS+W のスコア自体や病型は今回のどの解析においても有意な因子にはならなかった. ASPECTS+W は病変範囲を簡易的に半定量化するものである. ASPECTS と ADL 帰結に関して，Tei et al.［1］は ASPECTS が３か月後の mRS に対する有意な独立因子として組み込まれたと報告した. 一方，Schiemanck et al.［10］は，中大脳動脈領域の脳梗塞の面積が１年後の BI に対する有意な因子にはならなかったと報告した. MRI を撮影する時期やその時のスライスの厚さによって脳梗塞の広さは過小評価されうる［10，40］，画像上の脳梗塞像が脳機能を必ずしも反映していない［29］などがこれまで報告されている. これらのことが脳梗塞の広さの ADL 帰結に対する結果の不一致につながっていると考える. また，病巣のサイズは結果的に入院時 FIM-M 合計点に反映されている，つまり病巣が大きければ入院時 FIM-M 合計点が低い傾向になるため，ASPECTS+W のスコア自体をさらに加える必要がなかったと考える.

病型分類として，OCSP 分類と TOAST 分類を用いた. 前者は純粋に臨床症状に基づく分類であり，簡便であり責任血管との関連性も高いとされている［8］. 後者は臨床所見，画像所見および補助検査所見に基づく分類であり，治療方針を決定する際に用いられる［9］. Lauretani et al.［8］は，OCSP 分類の中の TACI 群は他の群に比べて退院時 ADL が低いことを報告し，その理由として他の群に比べて症状が多彩であるためと考察した. 本研究でも TACI 群が他の群に比べて退院時 FIM-M 合計点は低値であった. しかし，人数が極端に少なかったため，ステップワイズ重回帰分析およびロジスティック回帰分析を行うと，TACI は有意な因子にはならなかったと考える. Pinto et al.［9］は，TOAST 分類の中の心原性塞栓群は他の群に比べて入院時および退院時 ADL が低いことを報告した. 一方，TOAST 分類においては群内でも ADL 帰結にばらつきがある［12］という報告もあり，どの群が退院時に低い ADL となるかの一致した見解はない. その理由として帰結パラメータ，評価時期，脳梗塞にかかわる支配血管の混在などが挙げられている［1，10，11］. Tei et al.［1］は，TOAST 分類は３か月後の mRS に対する有意な因子にはならなかったと報告した. OCSP 分類にせよ，TOAST 分類にせよ，病型はかなり粗い評価であり，機能障害を一律に規定することは困難である. したがって，ADL および機能障害を独立変数として組み込んだ予測を行うとき，そこにさらに病型を組み込む意義は少ないと考える.

本研究の限界として，検証群を置いた検討ではないことがあげられる. 今回は帰結式自体の精度を高める前段階として，どの変数を用いどの条件のときに精度が上がるかを主な目的とした. 作成された帰結式を検証するための群を残すためには対象者をあらかじめ二分して，半分程度の患者で予測式を作成する必要がある. 今回，患者層の均一化を図るために中大脳動脈領域の脳梗塞に限定し，さらに入院時 FIM-M 合計点でも患者を分けている上に，患者を二分してしまうと，各群での患者例数が少なくなってしまう. 今後，症例数を増やし，予測式算出に用いなかった患者による結果検証も行っていく予定である.

結語

本研究では初発かつ片側の MCA 領域の脳梗塞患者に対して退院時 FIM-M 合計点と FIM-M 利得を ADL 帰結予測の指標として用い，その精度の向上に寄与する因子を検討した. その結果，入院時低 FIM-M 合計点群において FIM-M 利得を予測する場合には，体幹機能および病巣がその向上に貢献していた. このように対象を限定した場合には ADL 予測精度の向上のため臨床データ以外の項目を考慮することが重要と考えた.

謝辞

英文校正に関して Editage 社に感謝申し上げます.

文献

1. Tei H, Uchiyama S, Usui T, Ohara K. Diffusion-weighted ASPECTS as an independent marker for prediction of functional outcome. J Neurol 2011; 258: 559−65.
2. Frank M, Conzelmann M, Engelter S. Prediction of discharge destination after neurological rehabilitation in stroke patients. Eur Neurol 2010; 63: 227−33.
3. Meyer MJ, Pereira S, McClure A, Teasell R, Thind A, Koval J, et al. A systematic review of studies reporting multivariable models to predict functional outcomes after

post-stroke inpatient rehabilitation. Disabil Rehabil 2015; 37: 1316−23.
4. Massucci M, Perdon L, Agosti M, Celani MG, Righetti E, Recupero E, et al. Italian Cooperative Research (ICR2). Prognostic factors of activity limitation and discharge destination after stroke rehabilitation. Am J Phys Med Rehabil 2006; 85: 963−70.
5. Inouye M, Kishi K, Ikeda Y, Takada M, Katoh J, Iwahashi M, et al. Prediction of functional outcome after stroke rehabilitation. Am J Phys Med Rehabil 2000; 79: 513−8.
6. Baird AE, Dambrosia J, Janket S, Eichbaum Q, Chaves C, Silver B, et al. A three-item scale for the early prediction of stroke recovery. Lancet 2001; 357: 2095−9.
7. Barber PA, Demchuk AM, Zhang J, Buchan AM. Validity and reliability of a quantitative computed tomography score in predicting outcome of hyperacute stroke before thrombolytic therapy. ASPECTS Study Group. Alberta Stroke Programme Early CT Score. Lancet 2000; 355: 1670−4.
8. Lauretani F, Saccavini M, Zaccaria B, Agosti M, Zampolini M, Franceschini M; ICR2 Group. Rehabilitation in patients affected by different types of stroke. A one-year follow-up study. Eur J Phys Rehabil Med 2010; 46: 511−6.
9. Pinto A, Tuttolomondo A, Di Raimondo D, Fernandez P, Licata G. Risk factors profile and clinical outcome of ischemic stroke patients admitted in a Department of Internal Medicine and classified by TOAST classification. Int Angiol 2006; 25: 261−7.
10. Schiemanck SK, Kwakkel G, Post MW, Kappelle LJ, Prevo AJ. Predicting long-term independency in activities of daily living after middle cerebral artery stroke: does information from MRI have added predictive value compared with clinical information? Stroke 2006; 37: 1050−4.
11. Hand PJ, Wardlaw JM, Rivers CS, Armitage PA, Bastin ME, Lindley RI, et al. MR diffusion-weighted imaging and outcome prediction after ischemic stroke. Neurology 2006; 66: 1159−63.
12. Lee YB, Park JH, Kim E, Kang CK, Park HM. Arterial stiffness and functional outcome in acute ischemic stroke. J Cerebrovasc Endovasc Neurosurg 2014; 16: 11−9.
13. Data management service of the Uniform Data System for Medical Rehabilitation and the Center for Functional Assessment Research: Guide for use of the Uniform Data Set for Medical Rehabilitation. Version 3.1, State University of New York at Buffalo, Buffalo, 1990.
14. Chino N, Tsubahara A, Sonoda S, Domen K, Takahashi H. Functional evaluation of stroke patients-SIAS and FIM (basic). 1st ed. Tokyo: Kanehara-shuppan; 2014. p. 78−138. Japanese.
15. van Swieten JC, Koudstaal PJ, Visser MC, Schouten HJ, van Gijn J. Interobserver agreement for the assessment of handicap in stroke patients. Stroke 1988; 19: 604−7.
16. Mahoney FI, Barthel DW. Functional evaluation: the Barthel Index. Md State Med J 1965; 14: 61−5.
17. Kwakkel G, Wagenaar RC, Kollen BJ, Lankhorst GJ. Predicting disability in stroke—a critical review of the literature. Age Ageing 1996; 25: 479−89.
18. Brown AW, Therneau TM, Schultz BA, Niewczyk PM, Granger CV. Measure of functional independence dominates discharge outcome prediction after inpatient rehabilitation for stroke. Stroke 2015; 46: 1038−44.
19. Heinemann AW, Linacre JM, Wright BD, Hamilton BB, Granger C. Relationships between impairment and physical disability as measured by the functional independence measure. Arch Phys Med Rehabil 1993; 74: 566−73.
20. Chino N, Sonoda S, Domen K, Saitoh E, Kimura A. Stroke impairment assessment set. Jpn J Rehabil Med 1994; 31: 119−25.
21. Tsuji T, Liu M, Sonoda S, Domen K, Chino N. The stroke impairment assessment set: its internal consistency and predictive validity. Arch Phys Med Rehabil 2000; 81: 863−8.
22. Paci M, Nannetti L, D’Ippolito P, Lombardi B. Outcomes from ischemic stroke subtypes classified by the Oxfordshire Community Stroke Project: a systematic review. Eur J Phys Rehabil Med 2011; 47: 19−23.
23. Adams HP Jr, Bendixen BH, Kappelle LJ, Biller J, Love BB, Gordon DL, et al. Classification of subtype of acute ischemic stroke. Definitions for use in a multicenter clinical trial. TOAST. Trial of Org 10172 in Acute Stroke Treatment. Stroke 1993; 24: 35−41.
24. Terasaka S, Takehara Y, Takahata Y, Uno E, Tsuchiya R, Hayashi K, et al. Prognosis prediction using FIM for acute stroke patients. Jpn J Stroke 2007; 29: 735−9. Japanese.
25. Tsuji T, Sonoda S, Chino N. The ADL structure for stroke patients at admission and discharge based on the functional independence measure. Jpn J Rehabil Med 1996; 33: 301−9.
26. Lyden P, Brott T, Tilley B, Welch KM, Mascha EJ, Levine S, et al. Improved reliability of the NIH Stroke Scale using video training. NINDS TPA Stroke Study Group. Stroke 1994; 25: 2220−6.
27. Berman SA, Hayman LA, Hinck VC. Correlation of CT cerebral vascular territories with function: 3. Middle cerebral artery. AJR Am J Roentgenol 1984; 142: 1035−40.
28. Pexman JH, Barber PA, Hill MD, Sevick RJ, Demchuk AM, Hudon ME, et al. Use of the Alberta Stroke Program Early CT Score (ASPECTS) for assessing CT scans in patients with acute stroke. AJNR Am J Neuroradiol 2001; 22: 1534−42.
29. Cheng B, Forkert ND, Zavaglia M, Hilgetag CC, Golsari A, Siemonsen S, et al. Influence of stroke infarct location on functional outcome measured by the modified rankin scale. Stroke 2014; 45: 1695−702.
30. Bokura H, Robinson RG. Long-term cognitive impairment associated with caudate stroke. Stroke 1997; 28: 970−5.
31. Fukuoka T, Osawa A, Ohe Y, Deguchi I, Maeshima S, Tanahashi N. Bilateral caudate infarction associated with a missing A1 segment. J Stroke Cerebrovasc Dis 2012; 21: 908. e11−2.

32. Wada N, Sohmiya M, Shimizu T, Okamoto K, Shirakura K. Clinical analysis of risk factors for falls in home-living stroke patients using functional evaluation tools. Arch Phys Med Rehabil 2007; 88: 1601−5.
33. Harms H, Hoffmann S, Malzahn U, Ohlraun S, Heuschmann P, Meisel A. Decision-making in the diagnosis and treatment of stroke-associated pneumonia. J Neurol Neurosurg Psychiatry 2012; 83: 1225−30.
34. Hung LC, Hu YH, Sung SF. Exploring the impact of intravenous thrombolysis on length of stay for acute ischemic stroke: a retrospective cohort study. BMC Health Serv Res 2015; 15: 404−12.
35. Franchignoni FP, Tesio L, Ricupero C, Martino MT. Trunk control test as an early predictor of stroke rehabilitation outcome. Stroke 1997; 28: 1382−5.
36. Hsieh CL, Sheu CF, Hsueh IP, Wang CH. Trunk control as an early predictor of comprehensive activities of daily living function in stroke patients. Stroke 2002; 33: 2626−30.
37. Niki R. Early prediction of final outcome in stroke rehabilitation. PT-OT 1987; 21: 710−5. Japanese.
38. Di Monaco M, Trucco M, Di Monaco R, Tappero R, Cavanna A. The relationship between initial trunk control or postural balance and inpatient rehabilitation outcome after stroke: a prospective comparative study. Clin Rehabil 2010; 24: 543−54.
39. Tsuji T, Liu M, Sonoda S, Domen K, Chino N. The stroke impairment assessment set: its internal consistency and predictive validity. Arch Phys Med Rehabil 2000; 81: 863−8.
40. Schellinger PD, Fiebach JB, Jansen O, Ringleb PA, Mohr A, Steiner T, et al. Stroke magnetic resonance imaging within 6 hours after onset of hyperacute cerebral ischemia. Ann Neurol 2001; 49: 460−9.