

日本人新生児における Dubowitz 法および その簡略化に関する研究

九州厚生年金病院産婦人科

金子啓二郎

Studies on Dubowitz's Assessment of Gestational Age and its Simplification in Japanese Newborn Infants

Keijiro KANEKO

Department of Obstetrics and Gynecology, Kyushu Welfare Pension Hospital, Kitakyushu

概要 新生児の胎生年齢評価法中、信頼度の高い Dubowitz 法を、低出生体重児を含む日本人新生児に応用して、300例につき、彼等の成績と比較し、さらにその簡略化を試み、以下の結果を得た。1) 21項目の評価総点Xと胎齢Y間の回帰方程式は $Y=0.3012X+22.914$ (相関係数 $r=0.9298$, 延評価回数 $n=720$) で、平均95%信頼限界は ± 1.98 週 (初回評価のみ) であった。評価得点と胎齢間の相関度では、神経学的得点 (10項目) は体表的 (11項目) および総点 (21項目) に比し、推計学的に有意に低く、体表的得点と総点間には有意差がなく、また評価時期についても有意差を認めなかった。2) 我々と Dubowitz et al. の相関係数の比較においては、生後24時間未満の総点間で、後者が有意に高かった。3) 個々の評価項目の得点と胎齢間の相関度は、乳頭形成が最高で、乳腺の大きき、足底のしわの順であり、項目相互間の交叉相関は、前記上位の2項目間が最高であった。4) 300例中201例につき得点の生後日数による影響を、300例以外に評価した80例につき検者間の誤差を検討した。5) 以上の結果より、総点法より“腹位懸垂”を除いた20項目法と“耳の形+乳腺の大きさ+足底のしわ”の3項目を、2生日以内 (72時間未満) に評価する法を我々の簡便法とした。後者の回帰直線は、 $Y=1.5150X+26.130$ ($r=0.8949$, $n=481$) で、 r は総点法よりも有意に低く、回帰曲線に対し平均95%信頼限界は ± 2.07 週 (初回評価のみ) であった。6) Newcastle score (1976) に関する我々の結果によると、上凸の放物線状の回帰曲線に対して、平均95%信頼限界は ± 2.05 週であった。7) 未経験者2人と著者間の誤差については、総点法と20項目法では有意差がなく、高度の2簡便法中 Newcastle score は評価法を調整して一致化をはかった後も、“皮膚のきめ”の影響から有意差を残したが、我々の3項目法では有意差がなくなった。故に、簡便法では精度の低下よりもむしろ検者間の誤差が問題であり、ルーチンの検査としては検者間での評価方式の一致化が重要である。

Synopsis Dubowitz's assessment was applied to the Japanese neonates and simplification was tried. The main results are as follows:

1) On the total score(X), our regression formula was $Y=0.3012X+22.914$, with a correlation coefficient(r) of 0.9298 and mean 95% confidence limits of ± 1.98 weeks (1st assessment only).

2) Examining “ r ”-values, cross-correlations, influences of postnatal ages and interobserver errors, we devised “three criteria score” consisting of “plantar creases”, “breast size” and “ear form”, with assessment below postnatal 72 hs, which had $Y=1.5150X+26.130$, $r=0.8949$, mean 95% confidence limits of ± 2.12 weeks, and ± 2.07 weeks on a regression curve (1st assessment only). Our results in “Newcastle score” revealed ± 2.05 weeks on a curvilinear regression.

3) The “ r ” values of those simplified methods were poorer significantly than the 0.9298, but the accuracy did not so decrease in the author's constant assessment.

4) In Dubowitz's method the results showed no significant difference between the co-workers and the author, regardless of interobserver agreement on the assessment. On the other hand, in the “three criteria score” and “Newcastle score” significantly smaller marks than the author's were obtained by the co-workers before the agreement, although no significant difference was found in the former and the difference still remained in the latter after the adjustment.

Therefore, interobserver agreement is necessary in applying a simplified assessment to a routine examination.

Key words: Dubowitz's assessment • Gestational age • Simplification

緒 言

新生児の胎生年齢（以下胎齢とする）評価法中最も精度（95%信頼限界）が高いとされている Dubowitz^{2) 3) 4) 5) 12) 13)} 法は、神経学的10項目^{3) 5) 12) 13)} および体表的11項目^{2) 12) 13) 14) 15)} からなり、両者の得点を合計した総点Xと最終月経よりの胎齢Y間の回帰方程式は $Y=0.2642X+24.595$ ・相関係数 $r=0.93$ ・95%信頼限界=±2.0週、4生日以内（生後120時間未満）の、持続的痙攣のない、Moro 反射陽性のすべての児に適用可能であり、さらに検者の熟練度に無関係である。また、small-for-dates（以下 SFDと略す）児^{1) 9)} においては、神経学的評価法は高得点を示し^{12) 13)}、体表的評価法は低値を示す傾向にあり¹⁵⁾、両者を合わせると精度は一層よくなるという^{12) 13)}。

しかし、21項目を完全施行する場合、検査手技の繁雑さの他、腹位懸垂などの神経学的評価法は時に児の状態を増悪しかねない。そこで、最近諸家により簡略化が試みられている^{8) 11) 19) 21)}。

今回我々は、Dubowitz 法^{12) 13)} を追試するとともに、その簡略化について統計学的並びに臨床的検討を行つた。

研究方法

研究対象は、1977年12月より1978年10月までに九州厚生年金病院産科および新生児病棟に入院した日本人新生児で、下記の条件を満たすものとした。①持続的痙攣のない、② Moro 反射陽性の、③ 4生日以内（生後120時間未満）の、④ 月経周期が25日以上、35日以内で、⑤ 最終月経の日付が明確な、⑥ 妊娠前6カ月間経口避妊薬を服用していない、⑦ 妊娠満15週までの子宮増大が標準と一致する母親より生れた児である。評価を行つた児のうち、上記条件を満足した300例を選んだ。検査手技は Dubowitz 法^{12) 13)} に従つたが、“skin color”の項の score 3 の pale（蒼白）を thin yellowish（淡黄色）に修正して評価を行い、原則として同一児に対し、0生日（生後24時間未満）、2生日（48時間以上72時間未満）、4生日（96時間以上120時間未満）の3回施行した。まず Dubowitz 法^{12) 13)} を追試し、その結果

を彼等の成績と比較した。尚、精度は得点の各点での95%信頼限界を求め、それらを平均した。次に簡略化を目的として以下の検討を行つた。①各評価項目の取捨選択のために、300例について各項目の得点と胎齢との相関度、項目相互間の交叉相関を調べた。② 生後日数による影響については、300例中201例につき0生日と2生日（または4生日）の各得点間において、score consistency（得点の一致性）、score bias（得点の偏り）および test of difference（差の検定）を各々次式により求めた（表4）。

Score consistency（でたらめな差を示す）

$$= \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \left[\text{score } 0D_i - \text{Score } 2D_i \text{ (or Score } 4D_i) \right]^2}{n}} \times \frac{100}{\text{full score of the criterion}} (\%)$$

Score bias（同一方向に一貫して偏る傾向を示す）

$$= \frac{\sum_{i=1}^n \left[\text{Score } 0D_i - \text{Score } 2D_i \text{ (or Score } 4D_i) \right]}{n-1} \times \frac{100}{\text{full score of the criterion}} (\%)$$

Test of difference（標本 Score 0D と Score 2D(or Score 4D) の個体間に対応がある場合の平均値の差の検定）

$$F_{2D} = \frac{(\bar{D}_{2D})^2}{U^2_{2D}/n} \text{ or } F_{4D} = \frac{(\bar{D}_{4D})^2}{U^2_{4D}/n}$$

(n=標本の大きさ、 D_{2D} =Score 0D—Score 2D、 D_{4D} =Score 0D—Score 4D、 $\bar{D}_{2D}$ (or $\bar{D}_{4D}$)=差 D_{2D} (or D_{4D}) の平均値、 U_{2D} (or U_{4D})= D_{2D} (or D_{4D}) の不偏分散)

③ 同様な式を300例以外に評価した80例に応用して、検者間の誤差を検討した。まず共同研究者と助手に Dubowitz 法^{12) 13)} の各項目の定義と簡単な検査手技を書いた表のみを与えて、同一症例に対して著者を交えた3者間で全く独立に評価を行い、30例につき吟味した。ついで5例に対して、検査手技や定義の解釈等に関し3者間で調整を行い、評価の一致化のため次の如く修正した。即ち“乳頭形成”では直径≧0.75cm の例が比較的多く、この場合は辺縁隆起の有無で判別し、“乳腺の大きさ”では成熟児でも直径>1.0cm は

少ないことから, score 2 を $0.5\text{cm} \leq \text{直径} < 1.0\text{cm}$, score 3 を $\text{直径} \geq 1.0\text{cm}$ とした. また, “性器(女)”では, score 1 を“小陰唇は大陰唇を越えて突出せず”とした. このようにして評価の一致化および相関の高度化をはかった後, 新たに評価を進め, 50例につき共同研究者および助手と著者間の誤差を検討した(表4). 以上の結果に基づき項目の選択を行い, “腹位懸垂を除く20項目法”(延評価回数 $n=720$, 評価時期 $A=\text{生後}120\text{時間}$ 未満, 原則として同一児を3回評価した), “耳の形+乳腺の大きさ+足底のしわ”からなる“体表的3項目法”($n=481$, $A=\text{生後}72\text{時間}$ 未満, 原則として2回評価)の我々の2法および“皮膚のきめ+皮膚の色+乳腺の大きさ+耳の硬さ”からなる Newcastle score²¹⁾ ($n=259$, $A=\text{生後}48\text{時間}$ 未満, 初回評価のみ)の各項目を, 300例に関する21項目のdataより取り出し, 得点と胎齢間の回帰方程式, 相関係数および平均95%信頼限界を算出し, さらに80例についての21項目の結果から, これら簡便法における検者間の誤差を検討した. 最後に各評価法の相関係数間の検定を行った.

研究成績

対象児300例の内訳は, 男児146名, 女児154名

表1 Age range of newborn infants studied

	Preterm	Term		Post-term
Gestational age from L.M.P.*2	$\leq 36\text{W}, 6\text{D}$ (258D)	$\leq 37\text{W}, 6\text{D}$ (265D)	$\leq 41\text{W}, 6\text{D}$ (293D)	$42\text{W}, 0\text{D} \leq$ (294D)
Number of neonates	72	30	184	14

*1: W=weeks, D=days

*2: L.M.P.=last menstrual period

であり, 胎齢と総点間の相関係数は男児0.9266, 女児0.9218で, 有意水準5%で有意差を認めず, 胎齢の範囲は満24週5日(満173日)から満43週6日(満307日)までであつた(表1). 図1は総点をX, 最終月経よりの在胎週数をYとした我々の相関図であり, ほぼ直線的に相関し, 回帰方程式は $Y=0.3012X+22.914$ ・ $r=0.9298$ ・ $n=720$ であつた. また神経学的得点をXN, 体表的得点をXE, 最終月経よりの胎齢を, 各々, YN, YEとすると, XNとYNは直線的に相関し, $YN=0.6445XN+23.604$ ・ $rN=0.8307$ ・平均95%信頼限界 $\pm 2.36\text{週}$ (16.5日)(初回評価のみ)であり, $YE=0.4803XE+24.826$ ・ $rE=0.9168$ ・ $nN=nE=720$ であつたが, 上凸の放物線状の回

図1 Regression line calculated for total score (720 assessments)

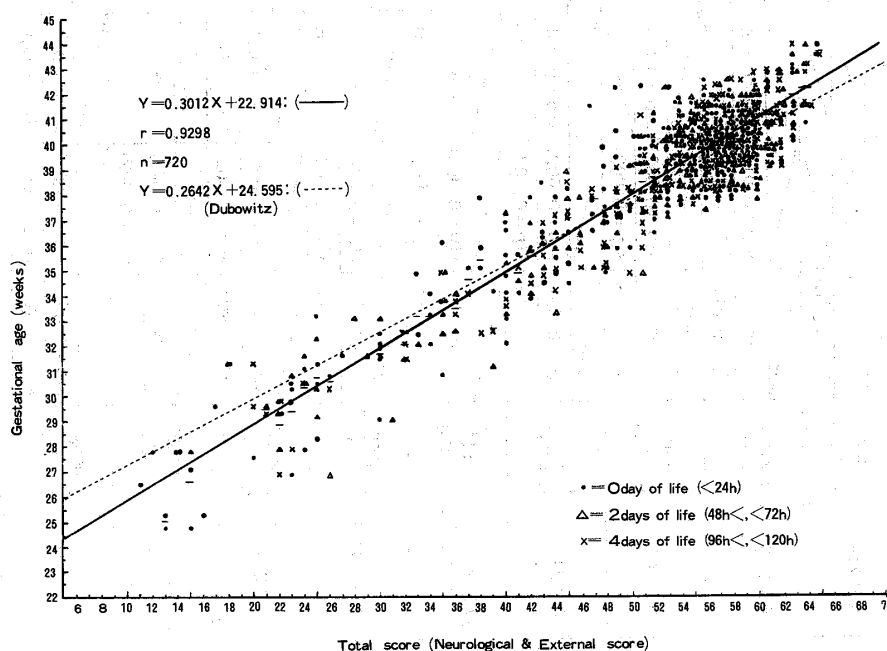


表2 Tests among various correlation coefficients (of scores against gestations)

Our data	Neurological score			External score			Total score			Time of assessment	
	A < 24 h	24 h ≤ A ≤ 4 D	A ≤ 4 D	A < 24 h	24 h ≤ A ≤ 4 D	A ≤ 4 D	A < 24 h	24 h ≤ A ≤ 4 D	A ≤ 4 D	Correlation coefficients	
	0.8533 n = 250	0.8126 n = 470	0.8307 n = 720	0.9308 n = 250	0.9144 n = 470	0.9168 n = 720	0.9364 n = 250	0.9159 n = 470	0.9298 n = 720	n = 50 0.8637	A < 24 h
Neurological score	A < 24 h	ns	ns	s(p=0.002)	ns	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	A < 24 h
	ns	s(p=0.002)	ns	ns	ns	ns	ns	s(p=0.01)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	24 h ≤ A ≤ 4 D
	ns	ns	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	A ≤ 4 D
External score	A < 24 h	s(p=0.002)	s(p=0.002)	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	A < 24 h
	ns	s(p=0.002)	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	24 h ≤ A ≤ 4 D
	ns	s(p=0.002)	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	A ≤ 4 D
Total score	A < 24 h	s(p=0.002)	s(p=0.002)	ns	s(p=0.002)	ns	s(p=0.002)	ns	ns	ns	A < 24 h
	ns	s(p=0.002)	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	24 h ≤ A ≤ 4 D
	ns	s(p=0.002)	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	A ≤ 4 D
Time of assessment	Correlation coefficients	n = 50 0.8637	n = 103 0.7170	n = 167 0.89	n = 50 0.9086	n = 103 0.8868	n = 167 0.91	n = 50 0.9682	n = 103 0.9120	n = 167 0.93	Dubowitz's data
	A < 24 h	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	
	24 h ≤ A ≤ 4 D	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	s(p=0.002)	
Total score											
External score											
Neurological score											

A : assessment S : significant P : probability (significant level) NS : not significant (p=0.05)

* : test between our data ** : test between Dubowitz's & our data *** : test between Dubowitz's data

表3 Correlation coefficient and cross-correlation coefficient

Correlation coefficient		cross-correlation coefficient	
17 Nipple formation	(1) 0.8592	(1) 0.8579 (7) 0.7635	18 Breast size 12 Skin texture
18 Breast size	(2) 0.8332	(9) 0.7489	12 Skin texture
16 Plantar creases	(3) 0.8245	(10) 0.7456	17 Nipple formation
19 Ear form	(4) 0.8151	(3) 0.7984 (8) 0.7585	20 Ear firmness 17 Nipple formation
12 Skin texture	(5) 0.8105	(2) 0.8236	16 Plantar creases
20 Ear firmness	(6) 0.8029	(6) 0.7659	17 Nipple formation
13 Skin color	(7) 0.7741	0.6335	18 Breast size
14 Skin opacity	(8) 0.7152	(4) 0.7883	12 Skin texture
8 Scarf sign	(9) 0.7048	0.7124	4 Arm recoil
11 Edema	(10) 0.6973	(5) 0.7875	16 Plantar creases

帰曲線に対し平均95%信頼限界は±2.02週(14.1日)(初回評価のみ)であつた。次に総点法の平均95%信頼限界は、回帰直線に対し±1.98週(13.9日)(初回評価のみ)であつた。但し、いくつかの得点では評価回数が不足であつた(図1)。表2は最終月経よりの胎齡に対する各得点の相関係数間の検定の結果をまとめたものであり、上段は我々の data 間の、中段は我々と Dubowitz et al.¹²⁾¹³⁾間の、下段は Dubowitz et al.の data¹²⁾¹³⁾間の検定の結果を示している。我々の神経学的、体表的および総点の相関係数については、各々、評価時期が生後24時間未満、24時間以上4生日以内、4生日以内の3期間に有意水準5%で有意差はなく、総点と体表的得点のそれは神経学的得点に比し、3評価時期において有意水準0.2%で有意に高く、総点と体表的得点間には、評価時期にかかわらず、有意水準5%で有意差を認めなかつた。また我々と Dubowitz et al.¹²⁾¹³⁾の総点の相関係数間においては、評価時期が生後24時間未満では、各々、0.9364 (n=250)、0.9682 (n=50)で、有意水準5%で後者が有意に高く、生後24時間以上4生日以内では、各々、0.9159

(n=470)、0.9120 (n=103)、4生日以内では、0.9298 (n=720)、0.93 (n=167)で、いずれも有意水準5%で有意差がなかつた。

次に我々の簡略化について述べる。表3は各評価項目の得点の胎齡に対する相関係数および各項目相互間の交叉相関係数をまとめたものである。相関係数は体表的各項目が神経学的各項目より高い傾向にあり、①乳頭形成：0.8592、②乳腺の大きさ：0.8332、③足底のしわ：0.8251、④耳の形：0.8125、⑤皮膚のきめ：0.8105の順であつた。また、交叉相関係数は①乳頭形成と乳腺の大きさ：0.8579、②皮膚のきめと足底のしわ：0.8236、③耳の形と耳の硬さ：0.7984の順であり、これらの2項目では一方のみを選べば十分と思われる。

表4は各項目の得点の生後日数による影響(300例中201例につき)および検者間の誤差(評価の調整前30例、後50例につき)を比較したもの的一部であり、上段は0生日と2生日の得点差および評価の調整前の検者間の得点差が各評価項目の得点に与える影響の大きさを、下段は0生日と4生日の得点差および評価調整後の検者間得点差が各

表4 Effect of postnatal age and observers on the score

Criterion	Score consistency (%) ^{*1}			Score bias (%) ^{*1}			Test of difference		
	S _{0D} -S _{2D} ^{*2}	SYK-SKK ^{*3}	S _{MissKY} -SKK ^{*3}	S _{0D} -S _{2D}	SYK-SKK ^{*3}	S _{MissKY} -SKK ^{*3}	S _{0D} -S _{2D}	SYK-SKK ^{*3}	S _{MissKY} -SKK ^{*3}
	S _{0D} -S _{4D}	*4	*4	S _{0D} -S _{4D}	*4	*4	S _{0D} -S _{4D}	*4	*4
2 square window	11.43	31.62	24.58	-2.00	-20.69	-16.38	NS	S(p=0.01)	S(p=0.01)
	14.75	17.32	21.80	-2.38	-11.74	-12.76	NS	S(p=0.05)	S(p=0.05)
6 Popliteal angle	16.99	42.58	32.25	-3.40	31.72	26.90	S(p=0.05)	S(p=0.01)	S(p=0.01)
	17.96	20.30	26.08	-5.60	6.12	15.10	S(p=0.01)	NS	S(p=0.01)
10 Ventral suspension	18.66	26.22	29.93	-4.63	6.90	24.14	S(p=0.05)	NS	S(p=0.01)
	24.62	19.37	20.92	-10.25	3.57	-5.10	S(p=0.01)	NS	NS
Neurological (1~10) score	5.04	9.38	10.84	-1.31	5.22	7.09	S(p=0.05)	S(p=0.05)	S(p=0.01)
	5.75	5.71	6.11	-3.71	0.93	1.17	S(p=0.01)	NS	NS
12 Skin texture	12.47	29.23	22.82	-1.00	-25.00	-21.55	NS	S(p=0.01)	S(p=0.01)
	13.77	15.81	10.61	-1.38	-5.61	-3.57	NS	S(p=0.05)	NS
External (11~21) score	3.54	7.95	9.21	-0.90	-5.12	-7.59	NS	S(p=0.01)	S(p=0.01)
	3.84	4.71	5.42	-1.30	0.41	-0.06	S(p=0.01)	NS	NS
Total (1~21) score	3.08	6.02	6.98	-1.11	0.05	-0.25	NS	NS	NS
	3.46	3.86	4.09	-2.51	0.67	0.55	S(p=0.01)	NS	NS

^{*1}: a percentage of the range of possible scores for the criterion^{*2}: S_{0D} = Score 0 day^{*3}: before adjustment on assessment^{*4}: after adjustment on assessment

表5 Test among the correlation coefficients in various assessments

Kind of score	Time of assessment		Ear form Breast size Plantar creases	Newcastle score	External score	Neurological s. —Ventral suspension	Neurological score	Total score —Ventral suspension	Total score
			A < 72 h	A < 48 h	A < 120 h	A < 120 h	A < 120 h	A < 120 h	A < 120 h
			Correlation coefficient						
Ear form Breast size Plantar creases	A < 72 h	0.8949 n = 481		NS ^{*1}	S(P=0.05) ^{*2}	S(P=0.002)	S(P=0.002)	S(P=0.002)	S(P=0.002)
Newcastle score	A < 48 h	0.9055 n = 259			NS	S(P=0.002)	S(P=0.002)	NS	S(P=0.05)
External score	A < 120 h	0.9168 n = 720				S(P=0.002)	S(P=0.002)	NS	NS
Neurological s. —Ventral suspension	A < 120 h	0.8331 n = 720					NS	S(P=0.002)	S(P=0.002)
Neurological score	A < 120 h	0.8307 n = 720						S(P=0.002)	S(P=0.002)
Total score —Ventral suspension	A < 120 h	0.9267 n = 720							NS

(^{*1}: NS = not significant (probability = 0.05)
^{*2}: S(P=0.05) = significant (probability = 0.05))

得点に与える影響の大きさを、その項目の最高点に対する%で示している。平均値の差の検定の結果、膝窩角度・腹位懸垂・神経学的得点および外陰部において、各々、0生日の得点が2生日に比し、有意水準5%で有意に低かった。また、膝窩

角度・足→耳手技・腹位懸垂・神経学的得点・体表的得点および総点で、各々、0生日の得点が4生日よりも有意水準1%で有意に低く、耳の形の得点では0生日が4生日に比し、有意水準5%で有意に低かった。次に、評価調整前

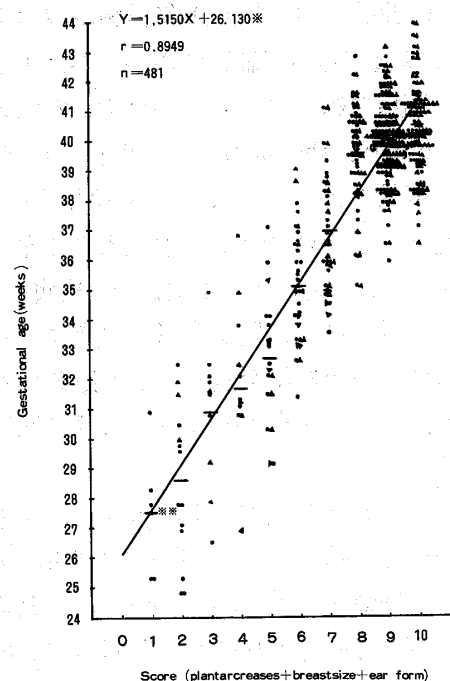
では、共同研究者と助手は共に著者よりも有意水準1%で、首巻き徴候、膝窩角度で高値を、手関節前屈で低値を示した。足関節背屈では得点の一致性はよいが、偏りがあり、著者よりも共同研究者は有意水準1%で、助手は有意水準5%で有意に低値を示した。皮膚のきめでは、共同研究者と助手は共に著者より有意水準1%で有意に低値を示し、乳頭形成も共同研究者は有意水準1%で、助手は5%で、うぶ毛でも共同研究者は5%で、助手は1%で著者より有意に低かった。全神経学的得点では共同研究者は有意水準5%で、助手は1%で著者より有意に高値を示し、全体表的得点では共同研究者と助手は著者より有意水準1%で有意に低く、総点では相殺し合つて有意水準5%で有意差がなく、21項目では検者が全く未経験であつても、検者による誤差を考慮する必要がないことが分つた。次に5例につき、3検者間で前記の如き評価の調整を行つた後、さらに評価を進め、対象児の条件を満たす50例について検者間の誤差を検討した。その結果、手関節前屈では、やはり共同研究者と助手は有意水準5%で著者より有意に低値を示し、共同研究者は皮膚のきめでは5%で著者より有意に低く、助手は膝窩角度で1%、首巻き徴候で5%で著者より有意に高値を示した。

ところで、腹位懸垂は胎齢に対する相関が21項目中13位、生後時間の影響を受け易く、検者間の得点の一致性が悪く、保育器内でモニター類を装着している時は施行困難であるので、Dubowitz法¹²⁾より腹位懸垂を除くと、得点Xと胎齢Yとは直線的に相関し、 $Y=0.3244X+22.257$ 、 $r=0.9267$ 、平均95%信頼限界は得点21~62点で、評価回数不足の得点もあるが、 ± 1.96 週（初回評価のみ）であり、評価時期が生後24時間未満、24時間以上4生日以内、4生日以内の相関係数は、各々、0.9317 (n=250)、0.9239 (n=470) および0.9267 (n=720) であつて、これら3者間には有意水準5%で有意差はなかつた。

次に高度な簡便化を試みた。まず、胎齢と得点間の相関が高い5項目について検討した。“乳頭

形成”は胎齢との相関度は1位、0生日と2生日の得点の一致性は1位、得点の偏りの小ささは2位、検者間の得点の一致性は5位、得点の偏りの小ささは4位であつたが、定義がやや複雑である。“乳腺の大きさ”は胎齢との相関度が2位、0生日と2生日の得点の一致性は4位、不偏性は1位、検者間の得点の一致性は3位、得点の不偏性は1位であり、定義が簡明である。“足底のしわ”は胎齢との相関度が3位、0生日と2生日の得点の一致性は2位、不偏性は3位、検者間の得点の一致性は2位、不偏性は12位であつたが、定義が客観的である。“耳の形”は胎齢との相関度が4位、0生日と2生日の得点の一致性は7位、不偏性は6位、検者間の得点の一致性は5位、不偏性は4位であつたが、0生日と4生日の得点の不偏性は17位で、4生日の得点有意水準5%で有意に高かつた。定義をよく理解すれば判定は比較的容易であり、評価を生後72時間未満に限ると有用である。“皮膚のきめ”は胎齢

図2 Ear—Breast—Planta score (ear form+breast size+plantar creases: assessment<postnatal 72h.)



との相関度は5位, 0生日と2生日の得点の一致性は11位, 不偏性は5位, 検者間の得点の一致性は13位, 不偏性は16位で, 共同研究者と著者間に有意水準5%で有意差を認めた. なお, score 2とscore 3間で評価が分れ易い.

以上より, “足底のしわ+乳腺の大きさ+耳の形”の3項目を2生日以内(72時間未満)に評価する簡便法を案出した. その得点Xと胎齢Y間には, $Y=1.5150X+26.130 \cdot r=0.8949 \cdot n=481$ (図2), 平均95%信頼限界は1~10点で ± 2.12 週(初回評価のみ), 回帰曲線に対しては1~10点で ± 2.07 週(初回評価のみ)であり, Dubowitz法¹²⁾¹³⁾との相関係数 $r=0.9311 \cdot$ 標準偏差SD=1.50週であつた. また, 評価法調整前は, 共同研究者は著者よりも有意水準5%で有意に低値を示したが, 助手と著者間には5%で有意差はなく, 評価調整後は共同研究者および助手と著者間に有意水準5%で有意差を認めなくなつた.

次に, Parkin et al. (1976) の Newcastle score²¹⁾に関する我々の追試結果では, 得点Xと胎齢Y間には, $Y=1.0832X+27.573 \cdot r=0.9055 \cdot n=259$ (初回評価), 平均95%信頼限界は4~13点で ± 2.09 週(初回評価)であつたが, 上凸の放物線状の回帰曲線では, 4~13点で ± 2.05 週(初回評価)であり, Dubowitz法¹²⁾¹³⁾との $r=0.9468 \cdot$ SD=1.42週であつた. また, 評価法調整前は, 共同研究者と助手は著者より有意水準1%で有意に低値を示し, 調整後は4項目中“皮膚のきめ”においてのみ, 尚, 共同研究者は著者よりも有意水準5%で有意の低値を残し, その影響を受けて合計点も, 同様に有意水準5%で有意に低値を示した(表4).

最後に, 表5は各評価得点の胎齢に対する相関係数間の検定の結果である. 我々の“3項目法”の0.8949は, 神経学的得点法の0.8307より有意水準0.2%で有意に高く, “耳の形+乳頭形成+足底のしわ”の0.8945およびNewcastle score²¹⁾の0.9055に比し5%で有意差を認めず, 体表的得点法の0.9168より5%で, “20項目法”の0.9267およ

び総点法の0.9298よりも0.2%で, 各々, 有意に低値であつた. Newcastle score²¹⁾の0.9055は体表的法および“20項目法”のそれとは有意水準5%で有意差を認めなかつたが, 総点法よりも5%で有意に低かつた. “20項目法”と総点法との相関係数間には有意水準5%で有意差はなかつた.

考案および結語

新生児の胎齢を正確に把握することは, 適切な保育管理を行う上で重要である. たとえば, appropriate-for-dates¹⁾⁹⁾ (以下 AFD と略す) かつ早産児は, 呼吸障害・体温調節障害・哺乳障害および未熟網膜症等の問題を有し, SFD かつ満期産児は低血糖症・肺出血・多血症および易過敏性等の問題を有している¹²⁾¹³⁾. また, 普通の未熟児呼吸窮迫症候群を成熟児のそれと誤ることもありうる⁴⁾. Dubowitz et al. (1970)¹²⁾は Saint-Anne Dargassies et al. (1955) に始まり Robinson (1966)²²⁾, Amiel-Tison (1968)⁷⁾に至るまでの種々の神経学的胎齢評価法を集大成し, これに Farr et al. (1966)¹⁴⁾¹⁵⁾の体表的方法をわずかに修正して組合せ, 精度の高い・適用範囲の広い胎齢評価法を発表した. 彼らによると, 総点Xと胎齢Yとは直線的に相関し, $Y=0.2642X+24.595$ であるが, 日本人新生児を対象とした我々の結果は $Y=0.3012X+22.914$ で, 胎齢満39週を過ぎてもそれ程高得点を示さず, 満30週以下でもそれ程低得点を示さなかつた(図1). 合計点と胎齢との関係では Farr et al.¹⁴⁾¹⁵⁾, Dubowitz et al.¹²⁾¹³⁾は直線的であるとし, Finnström¹⁶⁾¹⁷⁾や Locard¹⁸⁾および Parkin et al.²¹⁾は直線的でないとしているが, 我々の結果によると, Dubowitz法¹²⁾¹³⁾の総点, 神経学的得点, 腹位懸垂を除く総点(20項目法)と神経学的得点, 体表的3項目法においては, 合計点と胎齢とはほぼ直線的に相関するが, 体表的得点とNewcastle score²¹⁾では上凸の放物線状の回帰曲線となつた.

Sheffield の白人母集団に対して確立された Dubowitz 法¹²⁾を Cape Town の非白人母集団に応用すると, $Y=0.2399X+25.5605$ で約1週間高値

を示し¹³⁾Nigerian では $Y=0.2260X+26.975^{10)}$, Rhodesian では $Y=0.2256X+27.133^{23)}$ で, Dubowitz 法¹²⁾¹³⁾は黒人にも適用可能であることが明らかになった²⁰⁾が, 我々の結果によると, 黄色人種(日本人)にも“皮膚の色”の score 3の pale (蒼白)を thin yellowish (淡黄色)に変えるだけで, 十分に応用できることが分つた。

次に, 総点(21項目)と胎齢間の相関係数 0.9298に対し, “20項目法”の0.9267は有意水準5%で有意差がないが, Newcastle score²¹⁾の0.9055は5%で, “3項目法”の0.8949 および“耳の形+乳頭形成+足底のしわ”の0.8945は0.2%で, 各々, 有意に低くなつた。総点法における平均95%信頼限界は初回評価のみで±1.98週, 2回目評価を含めると±1.26週, 3回目評価を含めると±1.08週と, 同一症例に対して評価回数を増せば大幅に精度を改善することが出来るが, 2回目, 3回目の評価では作意を完全には除去できなかった。

ところで, Dixon および Dubowitz (1973)¹³⁾によると, 簡略化すると21項目より信頼性が低下したが, Parkin et al. (1976)²¹⁾によると“4項目”の95%信頼限界は回帰直線のとき±18日, 回帰曲線で±15日であり, この Newcastle score²¹⁾に関する我々の追試結果では回帰直線で±14.6日, 回帰曲線で±14.4日であつた。この相異の原因として, 標本内容の違いと評価時期の違いが考えられる¹³⁾。早産児は, Dubowitz et al.¹³⁾の167児中53児(31.7%), Parkin et al.²¹⁾の392児中46児(11.7%)および我々の300児中72児(24.0%), 但し満38週未満の場合は102児(34.0%)であつた。SFD 児は, Dubowitz et al.¹³⁾で167児中49児(29.3%), Parkin et al.²¹⁾で314満期産児中36児(11.5%), 一方我々は300児中44児(14.7%, 評価回数98回)であり, large-for-dates (以下 LFD と略す)児¹¹⁾⁹⁾は300児中26児(8.7%, 評価回数51回)であつた。即ち, Dubowitz et al.¹²⁾¹³⁾の標本は早産児と SFD 児の占める割合が大きかつた。Dubowitz et al. (1977)¹³⁾によると, 総点法の95%信頼限界は回帰直線に対して, 全群で±14.0

日, AFD 群で±14.3日および SFD 群で±13.0日であつたが, Newcastle score²¹⁾の追試結果では回帰曲線に対し全群で±21.0日, 回帰直線に対して AFD 群で±18.5日および SFD 群で±23.8日と著しく精度が低下したという¹³⁾。しかるに我々の結果によると, 総点と胎齢間の相関度は, AFD群で0.9335であり, SFD 群の0.8714と LFD 群の0.8871間, LFD 群のそれと全群の0.9298間では, 有意水準5%で有意差はなかつたが, SFD 群は全群に比し, 1%で有意に低値であつた。また, 平均95%信頼限界は, 回帰直線に対し, 全群で±1.98週(13.9日, 以下初回評価のみ), SFD 群で±2.26週(15.8日)および AFD 群で±1.95週(13.7日)であつた。Newcastle score²¹⁾に関する我々の追試結果によると, 回帰曲線に対し全群では±2.05週(14.4日), SFD 群で±2.39週(16.7日)および AFD 群で±2.04週(14.3日)であつた。尚, 我々の“3項目法”では, 回帰曲線に対し全群で±2.07週(14.5日), SFD 群で±2.48週(17.4日), AFD群で±2.05週(14.4日)であつた。即ち, 我々の結果では各評価法において, SFD 群での精度の低下がみられた。次に, 評価時期については, Dubowitz 法¹²⁾¹³⁾は4生日以内(120時間未満)であり, 皮膚の色や耳の形は変えることも多いが, Newcastle score²¹⁾は生後48時間未満, 我々の3項目法は生後72時間未満であり, 生後時間による変化はより少ないと思われる。

また, 総点法および“20項目法”では評価法の調整をしなくても, 未経験な共同研究者と著者間に5%で有意差がなく, 評価の調整後, “3項目法”では有意差がなくなつたが, Newcastle score²¹⁾では, 共同研究者はなお5%で著者より有意に低値を示した。これは“皮膚のきめ”の得点差が合計点に有意の影響を及ぼしているためであり, 簡略化では検者間での評価の一致化が重要となる。

満期産 AFD 児を主とした標本では, 簡略化しても胎齢に対する相関度および精度はそれ程低下せず有用であるが, 早産児や SFD 児の多い標本に, 多くの検者によつて簡便法が利用される場合, 精度の低下と検者間の誤差が問題となり,

Dubowitz 法¹²⁾¹³⁾21項目の利点もまた再認識されるべきであると思われる。

稿を終るに臨み、御校閲を賜った当院産婦人科部長丸田博美博士、御協力を戴いた山口大学産婦人科学教室桑原吉高医員および当院新生児病棟安田喜久子婦長に深謝いたします。尚、本論文の一部は第77回日産婦福岡地方部会（1978）において発表した。

文 献

1. 船川幡夫：低体重新生児についての統計的観察および在胎週別体重および身長の基準について。小児科臨床, 17: 7, 1964.
2. 小宮弘毅：新生児学入門講座：成熟度評価法。周産期医学, 5 (5): 83, 1975.
3. 大矢達男：新生児の神経および神経疾患の診かた(2)。産婦人科の実際, 27: 1433, 1978.
4. 関 修一郎, 増本 義, 水田舜助, 今村 甲：入院時在胎週数評価の必要性について—特にDubowitz法の有用性—。小児科臨床, 31: 413, 1978.
5. 山口規容子, 福山幸夫：新生児の神経学的検査法。産婦人科の世界, 29: 1235, 1977.
6. 志村浩二：新生児の成熟度の評価。その簡便法について。日本新生児学会雑誌, 14: 501, 1978.
7. Amiel-Tison, C.: Neurological evaluation of the maturity of newborn infants. Archives of Disease in Childhood, 43: 89, 1968.
8. Ballard, J.: In care of the high-risk neonate (eds. M.H. Klaus and A.A. Fanaroff), 47. W.B. Saunders, Philadelphia, 1973.
9. Battaglia, F.C. and Lubchenco, L.O.: A practical classification of newborn infants by weight and gestational age. J. Pediatr., 71: 159, 1967.
10. Brueton, M.J., Palit, A. and Prosser, R.: Gestational age assessment in Nigerian newborn infants. Archives of Disease in Childhood, 48: 318, 1973.
11. Capurro, H., Konichezky, S., Fonseca, D. and Caldeyro-Barcia, R.: A simplified method for diagnosis of gestational age in the newborn infant. The Journal of Pediatrics, 93: 120, 1978.
12. Dubowitz, L.M.S., Dubowitz, V. and Goldberg, C.: Clinical assessment of gestational age in the newborn infant. Journal of Pediatrics, 77: 1, 1970.
13. Dubowitz, L.M.S., Dubowitz, V. and Goldberg, C.: Effect of environment and race on the scoring system. In Gestational Age of the Newborn, 123, Addison-Wesley Publ. Co., Reading, Massachusetts, 1977.
14. Farr, V., Mitchell, R.G., Neligan, G.A. and Parkin, J.M.: The definition of some external characteristics used in the assessment of gestational age in the newborn infant. Developmental Medicine and Child Neurology, 8: 507, 1966.
15. Farr, V., Kerridge, D.F. and Mitchell, R.G.: The value of some external characteristics in the assessment of gestational age at birth. Developmental Medicine and Child Neurology, 8: 657, 1966.
16. Finnström, O.: Studies on maturity in newborn infants. II. External characteristics. Acta Paediatrica Scandinavica, 61: 24, 1972a.
17. Finnström, O.: Studies on maturity in newborn infants. VI. Comparison between different methods for maturity estimation. Acta Paediatrica Scandinavica, 61: 33, 1972b.
18. Locard, E.: Medical care of newborn babies. In Clinics in Developmental Medicine, No. 44/45 (ed. P.A. Davies et al.), 93, Heinemann Medical Books, London, 1972.
19. Nicolopoulos, D., Perakis, A., Papadakis, M., Alexiou, D. and Aravantinos, D.: Estimation of Gestational Age in the Neonate. Am. J. Dis. Child., 130: 477, 1976.
20. Parkin, J.M.: The assessment of gestational age in Ugandan and British newborn babies. Developmental Medicine and Child Neurology, 13: 784, 1971.
21. Parkin, J.M., Hey, E.N. and Clowes, J.S.: Rapid assessment of gestational age at birth. Archives of Disease in Childhood, 51: 259, 1976.
22. Robinson, R.J.: Assessment of gestational age by neurological examination. Archives of Disease in Childhood, 41: 437, 1966.
23. Singer, B., Blake, L. and Wolfsdorf, J.: Estimation of gestational age of African newborn infants by scoring system. South African Medical Journal, 47: 2074, 1973.

(特別掲載 No. 4501 昭54・3・6 受付)