

周産期における High-Risk スクリーニング指数 (PASS) の 開発とその採点評価に関する研究

大阪大学医学部産科婦人科学教室 (主任: 倉智敬一教授)

今井 史郎 竹村 晃 末原 則幸
清水 克彦 芹生 順一 長谷川利典
大湊 茂 浅田 昌宏 千葉 喜英
倉智 敬一

An Evaluation of Perinatal Abnormality Screening Score (PASS) in Prediction of Intrapartum and Neonatal Morbidities

Shiro IMAI, Hikaru TAKEMURA, Noriyuki SUEHARA, Katsuhiko SIMIZU
Junichi SERYU, Toshitsune HASEGAWA, Sigeru OMINATO, Masahiro ASADA
Yoshihide CHIBA and Keiichi KURACHI

Department of Obstetrics and Gynecology, Osaka University Medical School, Osaka

概要 我々は竹村が開発した一つの周産期異常スクリーニング指数 (PASS) を昭和50年度阪大病院分娩育児部において出産した453例全例に適用し、分娩時および新生児の異常を予測しようと考え定量評価を試みた。PASSの内容は〔I〕妊娠前の異常, 〔II〕妊娠時の異常, 〔III〕胎児胎盤臍帯羊水の異常, 〔IV〕分娩時の異常, 〔V〕新生児の異常, それぞれ10項目の0, 1, 2点の3段階評価である。5群において、各得点の度数が2項分布に類似することから、各群は2項分布 $P_x = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$ ($n=20$) をとると仮定すると説明しやすい。Pの比較より, 〔I〕 > 〔II〕 > 〔IV〕 > 〔V〕 > 〔III〕の順に異常点数が高く、また〔IV〕分娩時の異常が9点以上をとる症例を, 〔V〕新生児異常では7点以上の症例をそれぞれ異常群として判別式を計算した。分娩時の異常は妊娠前の異常との相関が最も高く、妊娠時の母体異常とは比較的相関が低い。新生児の異常は妊娠前の母体異常とは相関がほとんどなく、胎児胎盤臍帯羊水の異常による影響が最も大きいという結果を得た。分娩時異常は当然、新生児異常に関連し、これらは合わせて胎児胎盤の異常とよく相関する所から、周産期医学にとって、胎児胎盤の異常の評価がいかに重要であるかが示唆される。重回帰式による分娩時の異常の予測 (A) は重相関係数 0.426を、新生児異常の予測では分娩時の情報を含まず (B) 重相関係数 0.538, 分娩時の情報を加えて (C) 0.554であった。判別式における予測でも、それぞれの判別効率 (A) 0.717, (B) 2.283, (C) 2.372, 正診率は (A) 69.1%, (B) 79.8%, (C) 80.6%を得、分娩時の異常の予測は新生児異常の予測に比べて困難であり、新生児異常の予測には分娩時の情報を加えることで若干の改善をみた。しかしながら異常群のばらつきが、分娩時、新生児とも非異常群に比して大きいことは、PASSの細かい内容や採点方法に関し、今後さらに検討すべき数多くの問題点を示唆しているものと思われる。

Synopsis A perinatal morbidity prediction system, Perinatal Abnormality Screening Score (PASS) which was developed by Takemura in 1974, was evaluated in 453 cases of the Department of Obstetrics and Gynecology and Perinatal Center, Osaka University Hospital during 1975. PASS is constituted of 5 categories (〔I〕 ANTEGRAVAS: antepregnancy abnormality score, 〔II〕 PREGNAS: pregnancy abnormality score, 〔III〕 FETOPLAS: fetoplacental-umbilico-amniotic abnormality score, 〔IV〕 INTRAPAS: intrapartum abnormality score and 〔V〕 NEONAS: neonatal abnormality score) all of which have 10 items that are scored by 0, 1 or 2 points, respectively.

The total points' distribution in each category was assumed to be of binomial distribution ($P_x = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$ ($n=20$)). In terms of p value, the abnormality points are higher in 〔I〕 > 〔II〕 > 〔IV〕 > 〔V〕 > 〔III〕 in this order. In correlation analysis 〔IV〕 INTRAPAS was most related to 〔I〕 ANTEGRAVAS ($r=0.342$) and

least to [II] PREGANS ($r=0.211$). [V] NEONAS was most related to [III] FETOPLAS ($r=0.525$) and least to [I] ANTEGRAAVS ($r=0.120$). The correlation coefficients between actual scores of [IV] or [V] and predicted ones by multiple regression analysis such as $[IV]=0.403[I]+0.192[II]+0.376[III]+1.872$ or $[V]=-0.046[I]+0.215[II]+0.750[III]+0.141[IV]+0.842$ were 0.426 and 0.554. By means of discriminant function analysis the diagnostic probabilities for correct diagnosis in four quadrants' discrimination in prediction of [IV] INTRAPAS and [V] NEONAS were 69.1% and 80.6%, respectively. Prediction of intrapartum abnormalities was more difficult than neonatal abnormalities.

緒 言

出産に至るまでに母子にまつわる分娩時、ないし新生児期の異常を予測するシステムの開発は産科医にとって極めて重要である。

High-risk pregnancy (以下 HRP) ないし high-risk baby, high-risk childbirth などの言葉は今日よく用いられているけれども、その意味する内容は、おのおのの著者によつて異なる点が少なくない。Novy によると、HRP とは母体あるいは胎児の疾病のために、胎児あるいは新生児が死亡あるいは不具になる大きな危険にさらされている妊娠であり、児の側に立つ立場である。鈴木他(1975)による HRP の定義は、妊娠および分娩経過において母体、胎児、新生児のいずれかを危険におとし入れる確率の高い因子(医学的因子以外の因子をも含めて)を有する妊娠ないし妊婦であるとして、母体と児の両方を含んだ考え方にたっている。今日児の側に立つて HRP を述べることの多いのは、妊産婦死亡、罹病以上に、胎児、

新生児の周産期罹病、死亡に、より低減の余地が残されていることによる。

HRP を発来させる因子もかなりの数に達するが、それらの High-risk factor で周産期異常を予測しようとする報告は多い。しかし予測しようとする目的(周産期死亡、未熟、仮死、黄疸などの周産期罹病)や、そこにとりあげる high-risk 要因の相違から、必ずしも意見の統一をみていない(Lesinski, 1975)。

我々は竹村が開発した一つの周産期異常スクリーニング指数(Perinatal Abnormality Screening Score)を用いて、分娩時および新生児期の異常を予測しようという目的で本研究をおこなつた。

研究方法

PASS は図 1 に示すように時系列的に大分類(Ⅰ)妊娠前の異常、(Ⅱ)妊娠時の異常、(Ⅲ)胎児胎盤臍帯羊水の異常、(Ⅳ)分娩時の異常、(Ⅴ)新生児の異常について、それぞれ現在すでに何らかの危険をもたらすと考えられている主な

図 1 周産期異常スクリーニングシステム (Perinatal Abnormality Screening System : PASS)

〔Ⅰ〕妊娠前の異常 (ANTEGRAVAS)	〔Ⅱ〕妊娠時の異常 (PREGNAS)	〔Ⅲ〕胎児、胎盤、臍帯、 羊水の異常 (FETOPLAS)	〔Ⅳ〕分娩時の異常 (INTRAPAS)	〔Ⅴ〕新生児(早期)の 異常 (NEONAS)
1) 月経排卵異常	1) 催奇要因	1) 遺伝子、染色体異常	1) 分娩発来、誘発の異常(頸管成熟度)	1) 新生児仮死
2) 異常妊娠歴	2) 切迫流早産徴候	2) 卵胞、卵子、排卵の異常	2) 陣痛(子宮収縮)の異常	2) 生下時体重(発育、成熟の異常)
3) 年 令	3) 妊娠中毒症々状	3) 受精、分割、着床の異常	3) 破水の異常	3) 新生児呼吸異常
4) 経 産 歴	4) 糖尿病症状	4) 胎児(芽)発生発育異常	4) CPD、難産徴候	4) 黄 疸
5) 出産児歴	5) 心疾患徴候	5) 胎位、胎勢異常	5) 進入定位、廻旋の異常	5) 低血糖症
6) 異常分娩歴	6) 血液型不適合	6) 胎盤形成、附着の異常	6) 分娩、進行時間の異常	6) 新生児血液疾患(出血症、貧血、多血症など)
7) 家族、遺伝歴	7) 感染症(梅毒、トキソプラズマ症など)	7) 胎盤機能の異常	7) 児娩出様式の異常	7) 神経反射の異常
8) 既 往 歴	8) 妊婦貧血、血液疾患	8) 臍帯の異常	8) 分娩麻酔および全身管理の必要度	8) 体重増加の異常
9) 社会経済環境歴	9) 喫煙、飲酒癖	9) 羊水の異常(羊水鏡所見など)	9) Fetal Distress 徴候	9) 感染(肺炎、髄膜炎など)
10) その他の異常	10) その他の異常	10) その他の異常	10) その他の異常	10) その他の異常

表1 PASSの各細項目の症例数(総計453例)

〔Ⅰ〕妊娠前の異常			
因 子	0	1	2
1) 月経排卵異常	312	95	46
2) 異常妊娠歴	307	101	45
3) 受胎時満年齢	426	25	2
4) 経産回数	235	0	218
5) 分娩歴	128	290	35
6) 出産児歴	162	251	40
7) 家族遺伝歴	288	141	24
8) 既往歴	176	164	113
9) 社会経済環境歴	416	37	0
10) その他の異常	333	93	27

〔Ⅱ〕妊娠時の異常			
因 子	0	1	2
1) 催奇要因	407	45	1
2) 切迫流早産(出血)徴候	179	176	98
3) 妊娠中毒症々状	35	168	250
4) 糖尿病症状	332	88	33
5) 心疾患徴候	431	10	12
6) 血液型不適合	443	10	0
7) 感染症(梅毒, トキソプラズマ症など)	320	131	2
8) 妊婦貧血, 血液疾患	128	287	38
9) 喫煙, 飲酒癖	450	2	1
10) その他の異常	345	87	21

〔Ⅴ〕新生児(早期)の異常			
因 子	0	1	2
1) 新生児仮死	314	90	49
2) 生下時体重の異常(発育, 成熟)	273	116	64
3) 新生児呼吸異常	343	96	14
4) 黄疸	251	105	97

5) 低血糖症	420	27	6
6) 新生児血液疾患(出血症, 貧血, 多血症など)	376	50	27
7) 神経反射の異常	350	95	8
8) 体重増加の異常	105	302	46
9) 感染(肺炎, 髄膜炎など)	369	78	6
10) その他の異常(心疾患, 奇形周産期死亡)	290	138	25

〔Ⅲ〕胎児, 胎盤, 臍帯, 羊水の異常			
因 子	0	1	2
1) 遺伝子染色体異常	437	16	0
2) 卵胞, 卵子排卵の異常	397	27	29
3) 受精, 分割着床の異常	435	10	8
4) 胎児(芽)発生発育異常	258	164	31
5) 胎位, 胎勢異常	338	83	32
6) 胎盤附着の異常	424	11	18
7) 胎盤機能の異常	360	81	12
8) 臍帯の異常	251	189	13
9) 羊水の異常(羊水鏡所見)	373	55	25
10) その他の異常	439	14	0

〔Ⅳ〕分娩時の異常			
因 子	0	1	2
1) 分娩発来, 誘発の異常(頸管成熟度)	246	146	61
2) 陣痛(子宮収縮)の異常	154	283	16
3) 破水の異常	169	208	76
4) CPD, 難産徴候	384	56	13
5) 進入廻旋下降定位の異常	361	70	22
6) 分娩進行, 時間の異常	273	164	16
7) 児娩出様式の異常	313	75	65
8) 分娩麻酔および全身管理の必要度	62	320	71
9) Fetal Distress 徴候	173	227	53
10) その他の異常	302	125	26

要因10項目（中分類）をとりあげてある．各中分類項目を0，1，2点の3段階に採点する．0点は異常なし，1点は軽症，疑い，不明，データ無しで要観察の場合，2点ははつきりとした異常，疾患を呈する要治療の場合である．以上の方法で，昭和50年度大阪大学分娩育児部で出産した453例全例について，後視的に採点をおこない，ミニコン FACOM MATE II を用いてデータ処理をおこなった．

研究成績

1) PASS における得点内容

50項目において，0，1，2点の各得点を実際に得た症例数（総数 453例）を表1に示した．既往歴の異常，切迫流産早産徴候，妊娠中毒症症状などは他施設からの報告よりも比較的異常例が多いが，このことは大学病院という施設の特殊性をも反映しているものといえよう．また極端なことから（例えば初産は2点，分娩歴，出産児歴合わせて4点とするなど）は今後の配点上の問題である．

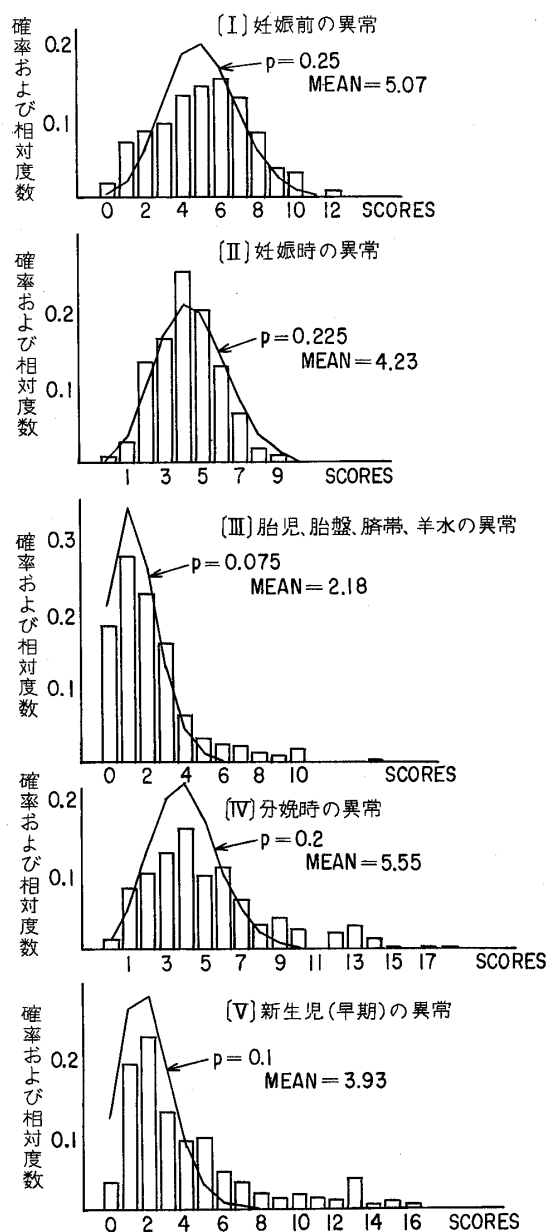
2) PASS での大分類の平均値，度数分布およびその2項分布

(I) 妊娠前の異常，(II) 妊娠時の異常，(III) 胎児胎盤臍帯羊水の異常，(IV) 分娩時の異常，(V) 新生児の異常，それぞれ10項目の加算による平均値は，5.07，4.23，2.18，5.55，3.93であつた．5群（大分類）においての各得点ごとの相対度数を図2に棒グラフで示した．この分布が正規分布よりも2項分布に近いことが伺われるため，

$$P_x = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} \quad (n=20)$$

で示される2項分布で，それぞれの度数に最も近いと考えられるものを折れ線グラフで示した．この時の p を異常の発現確率と名付け，各群においての得点は，最低0，最高20となるため n は20とした．2項分布（折れ線グラフ）は実際の度数分布（棒グラフ）に類似することが確かめられ，特に (II) 妊娠時の異常，(III) 胎児胎盤臍帯羊水の異常，(V) 新生児の異常において酷似する．ということは各群の異常を確率的に考えることが

図2 PASS における各異常（大分類）小計点数の平均値と度数分布（棒グラフ）と二項分布（ $N=20$ ）による近似（折線グラフ）



でき，平均値ではなく p （異常の発現確率）の比較により，妊娠前の異常＞妊娠時の異常＞分娩時の異常＞新生児の異常＞胎児胎盤臍帯羊水の異常の順に異常がおこりやすいことがいえよう．分布型が正規分布よりは確率分布に近い形をとるのは，PASS の採点内容が10項目での0，1，2点の加算によつて0から20までの値をとるため，およびもともと生物学的異常というものは確率分布をとるものが多いということによると考えられる．

表2 PASSにおける大分類異常〔Ⅰ〕～〔Ⅴ〕間の相関および各種の組み合わせによる加算点数と分娩時異常〔Ⅳ〕と新生児異常〔Ⅴ〕との相関

	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ	Ⅰ+Ⅱ	Ⅰ+Ⅲ	Ⅱ+Ⅲ	Ⅰ+Ⅱ+Ⅲ	Ⅰ+Ⅱ+Ⅲ+Ⅳ
Ⅰ	0.2472	0.1680	0.3418	0.1203					
Ⅱ		0.2259	0.2113	0.2323					
Ⅲ			0.2934	0.5254					
Ⅳ				0.2925	0.3622	0.4172	0.3271	0.4198	
Ⅴ					0.2071	0.4016	0.5041	0.4152	0.4265

3) 大分類間の相関および分娩時異常と新生児異常の加算点数による相関

大分類（5群）間および（Ⅳ）分娩時の異常，（Ⅴ）新生児の異常と他の大分類との加算による組み合わせによる相関係数を求め，表2に示した．分娩時の異常は各群間においては，妊娠前の異常と最も相関が高く，妊娠時の母体異常とは比較的相関が低い．加算による組み合わせでは，各時期の異常が積み重なっていくにつれ，相関が強くなる傾向がうかがわれる．新生児の異常は，妊娠前の異常とは相関がほとんどなく（5%の危険率），胎児胎盤臍帯羊水の異常による影響が最も大きく，新生児の異常を予測するには，むしろ胎児胎盤臍帯羊水だけの情報で予測した方が，その他の群の加算による組み合わせよりは良い結果を得た．

4) 重回帰式による分娩時の異常と新生児異常の予測に関する評価

i) 分娩時の異常（Ⅳ）の予測について

（Ⅰ）妊娠前の異常，（Ⅱ）妊娠時の異常，（Ⅲ）胎児胎盤臍帯羊水の異常（以上分娩までに得られる情報）の3変量を独立変数，（Ⅳ）分娩時の異常を従属変数とした重回帰式をたて

$$(\hat{IV}) = 0.4037(I) + 0.1923(II)$$

$$+ 0.3756(III) + 1.8724$$

なる値を得た．この時の（Ⅰ），（Ⅱ），（Ⅲ）それぞれの標準偏回帰係数は0.2815，0.0908，0.2256であつた．分散分析での検定より，分散比Fは33.21で回帰関係は高度に有意（1%の危険率）であつた（表3）．この重回帰式での計算上の分娩時異常の値を横軸に，実際上の分娩時異常の得

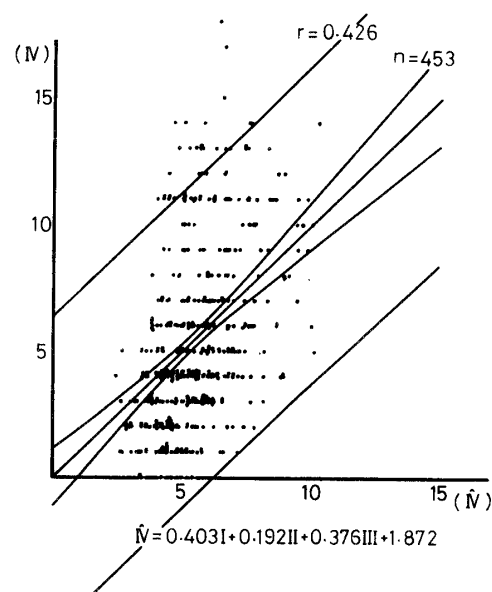
図3 〔Ⅰ〕，〔Ⅱ〕，〔Ⅲ〕を用いた重回帰式による分娩時異常の予測値〔 $\hat{IV}$ 〕と実測値〔Ⅳ〕の相関

表3 図4の分散分析表

変動因	自由度	平方和	分散	分散比
全体	452	5648.3		
回帰による	3	1025.7	341.9	
回帰からの	449	4622.6	10.30	33.21

点を縦軸にとつて図示したものが図3であり，回帰直線の外側の幅は，平均値が95%の確かさでおちる幅であり，より外側の幅は個々の値が95%おちる幅である．重相関係数rは0.426であつた．標準偏回帰係数の比較において，妊娠前の異常の分娩時に与える影響が最も大きいことを示しており，当然ながらこれは上で述べた相関係数との関係とも一致する．

ii) 新生児の異常（Ⅴ）の予測について

a) (I) 妊娠前の異常, (II) 妊娠時の異常, (III) 胎児胎盤臍帯羊水の異常の3変量を独立変数 (V) 新生児の異常を従属変数とした重回帰式は

$$(\hat{V}) = 0.0104(I) + 0.2425(II)$$

$$+ 0.8026(III) + 1.1062$$

なる値を得た. この時の (I), (II), (III) の標準偏回帰係数はそれぞれ 0.0075, 0.1181, 0.4975 であつた. 分散分析での検定により, 分散比 F は 61.04 で回帰関係は高度に有意 (1% の危険率) であつた (表 4). この重回帰式での計算上の値を

図 4 (I), (II), (III) を用いた重回帰式による新生児異常の予測 $[\hat{V}]$ と実測値 $[V]$ の相関

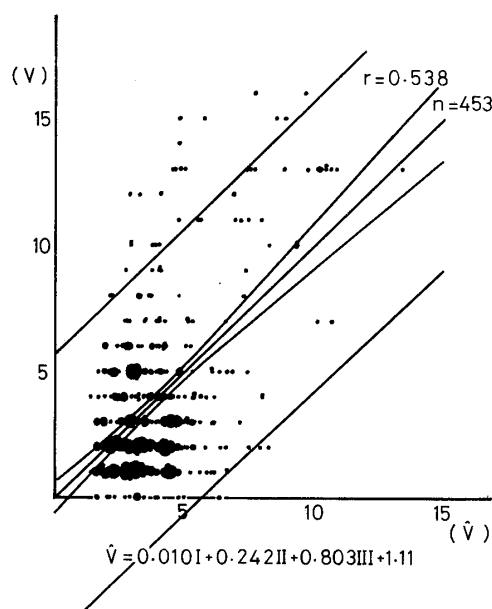


表 4 図 5 の分散分析表

変 動 因	自由度	平方和	分 散	分散比
全 体	452	5304.9		
回帰による	3	1536.8	512.3	
回帰からの	449	3768.1	8.39	61.04

横軸に, 実際上の新生児異常の得点を縦軸にとり図示したものが図 4 であり, 重相関係数は 0.538 であつた.

b) (I), (II), (III) にさらに (IV) 分娩時の異常を加えた 4 変量を独立変数とし, (V) 新生児異常を従属変数とした重回帰式は

$$(\hat{V}) = -0.0463(I) + 0.2154(II)$$

$$+ 0.7497(III) + 0.1409(IV) + 0.8423$$

なる値を得た. (I), (II), (III), (IV) それぞれの標準偏回帰係数は $-0.0334, 0.1049, 0.4647, 0.1454$ であつた. 分散分析での検定により分散比 F は 49.62 で, 回帰関係は高度に有意 (1% の危険率) であつた (表 5). a) と同様に計算上の新生児異常の値を横軸に, 実際上の新生児異常の得点を縦軸にとり図示したものが図 5 であり, 重

図 5 (I), (II), (III), (IV) を用いた重回帰式による新生児異常の予測値 $[\hat{V}]$ と実測値 $[V]$ の相関

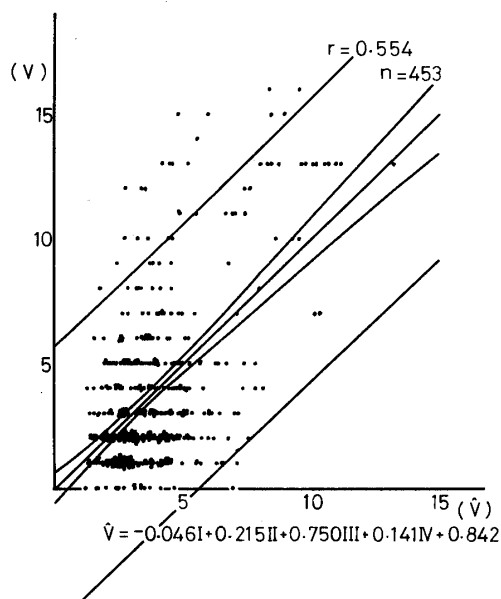


表 5 図 6 の分散分析表

変 動 因	自由度	平方和	分 散	分散比
全 体	452	5304.9		
回帰による	4	1628.6	407.1	
回帰からの	448	3676.3	8.21	49.62

相関係数は 0.554 と分娩時の情報を加えることにより, 新生児異常の予測に若干の改善をみた. 標準偏回帰係数の比較により, 相関係数比較の場合と同様, 胎児胎盤臍帯羊水の異常 > 分娩時の異常 > 妊娠時の異常 > 妊娠前の異常の順に新生児異常に影響を与えていることがわかつた.

5) 判別式による分娩時の異常および新生児異常の予測に関する評価

各群 (5 群) の得点の度数分布が 2 項分布に近

いことを上で述べたが、(IV) 分娩時の異常、(V) 新生児の異常において、この論からいえばそれぞれ9点以上、あるいは7点以上の異常は、確率的に非常におこりにくいと考えられ、このことより、(IV) 分娩時の異常で9点以上を分娩時異常群 (high-risk delivery group)、(V) 新生児の異常で7点以上を新生児異常群 (high-risk newborn group) とした。そして異常群と非異常群において判別式の計算をおこなった。

i) 分娩時の異常の判別

(I) 妊娠前の異常、(II) 妊娠時の異常、(III) 胎児胎盤臍帯羊水の異常の3変量での分娩時異常群 (96例) の平均値はそれぞれ 6.229, 4.750, 3.188, 分娩時非異常群 (357例) の平均値はそれぞれ 4.759, 4.070, 1.905であり、異常群がマイナスの値をとるように判別関数

$$Z(IV) = 2.325 - 0.2132(I) - 0.1135(II) - 0.2562(III)$$

を得た。2群の判別効率 D^2 は 0.717であり、2群の判別はできないという仮説の検定をおこない $F = 18.00$ で1%の危険率で仮説をすてることができた。正診率

$\left(\frac{\text{正診非異常分娩例数} + \text{正診異常分娩例数}}{\text{全検索症例数}} \right)$ は69.1% $\left(\frac{257+56}{453} \right)$ であつた。判別式での値を異常群、非異常群それぞれ0.5きざみに相対度数で図示したものが図6である。異常群のばらつき(分散)が非異常群に比して大きい。

ii) 新生児の異常の判別

a) (I) 妊娠前の異常、(II) 妊娠時の異常、(III) 胎児胎盤臍帯羊水の異常の3変量での新生児異常群 (75例) の平均値は 5.653, 4.987, 4.467, 新生児非異常群 (378例) の平均値は 4.955, 4.079, 1.722であり、異常群がマイナスをとるように判別関数

$$Z(V) = 3.327 - 0.0057(I) - 0.2072(II) - 0.7619(III)$$

を得た。判別効率 D^2 は 2.283, 2群の判別はできないという仮説は $F = 47.41$ を得、1%の危険率で捨てることができた。正診率

図6 [I], [II], [III] による分娩時異常 [IV] の判別式による予測判別成績

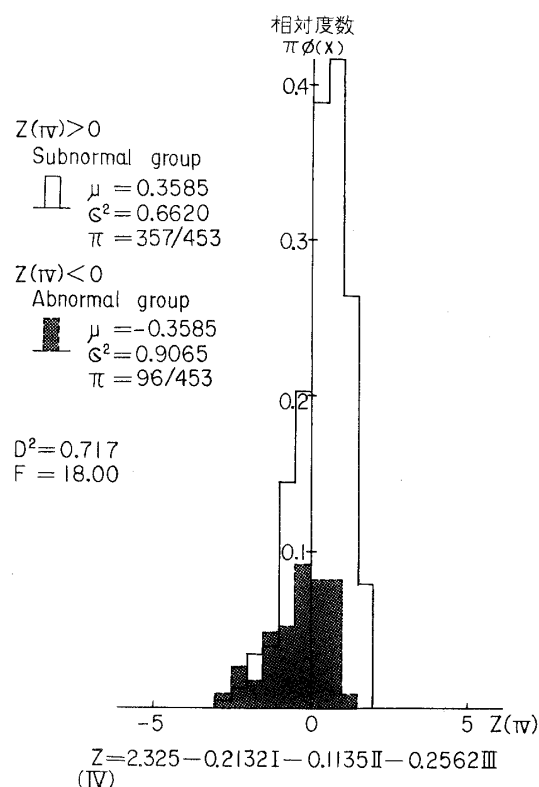


図7 [I], [II], [III] による新生児異常 [V] の判別式による予測判別成績

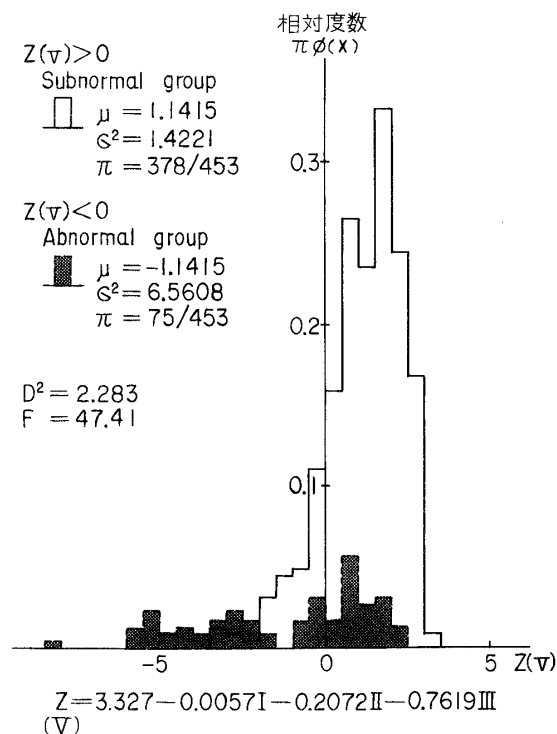
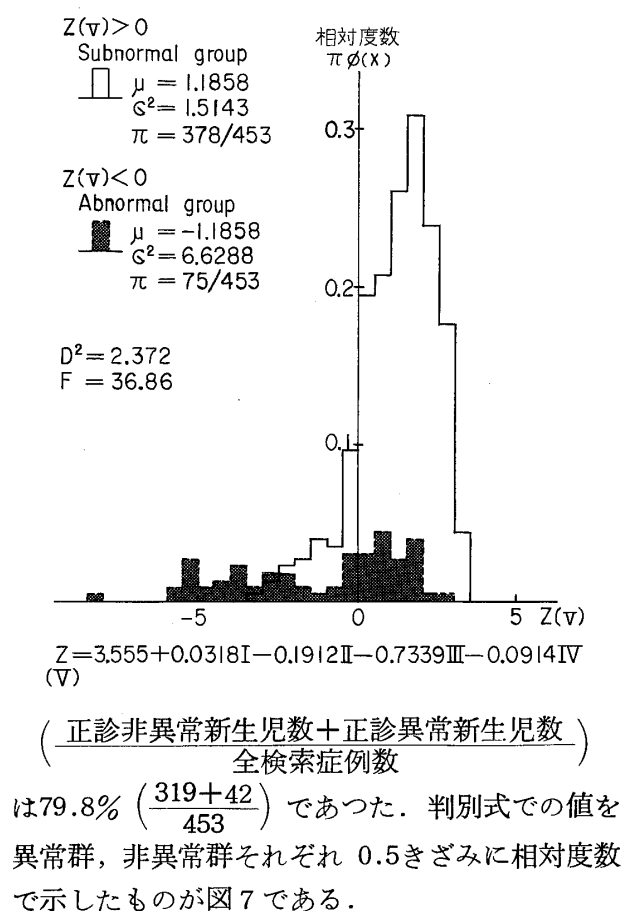


図8 [I], [II], [III], [IV] による新生児異常 [V] の判別式による予測判別成績



b) (I), (II), (III) に (IV) 分娩時の異常を加えた4変量で, (IV) 分娩時の異常の平均値は新生児異常群で7.387新生児非異常群で5.180であつた. 異常群がマイナスをとるような判別式は

$$Z(V) = 3.555 + 0.0318(I) - 0.1912(II) - 0.7339(III) - 0.0914(IV)$$

を得, 判別効率 D^2 は 2.372, 2群の判別はできないという仮説の検定は $F = 36.86$ で 1% の危険率ですることができた. 正診率は 80.6% $\left(\frac{324+41}{453} \right)$ であつた (図8). (IV) 分娩時に得られる情報を加味することで新生児異常の判別も若干の改善をみたが, 異常群のばらつきが非異常群に比してやはりかなり大きい.

考 案

Haeri et al. (1974) は妊娠前と妊娠時の異常を採点して, 児の周産期死亡率と相関するとのべている. Hobel et al. (1973) は1) 妊娠前, 妊娠

中の状態と, 2) 分娩時の状態をそれぞれ採点し, High-risk, Low-risk とし又, 3) 新生児の状態を採点し, High-risk, Low-risk とし 1) 2) と 3) を比較検討した. その結果 1)/2) が Low/Low, High/Low, Low/High, High/High の順で, 新生児の異常度が高くなり, 周産期死亡率も高くなることを示している. Nesbitt et al. (1969) は8つのカテゴリーよりなる Maternal-Child Health Care Index をもちいて, 初診時に採点し, High-risk score, Moderate-risk score, Low-risk score と3段階にわけ, それで児の出生時体重, 母親の妊娠時, 分娩時の合併症, 分娩の種類, 新生児の出生の状態などを比較検討している. そして一般的に妊娠時および分娩時の合併症は High-risk score 群において, 他の群の約2倍おこりやすいことを述べている. また High-risk score 群が全妊娠の29%を占め, 周産期異常の50%がこの29%から生じ, すべての選択的帝切の60%がこの29%から生じていると述べている. また Aubry et al. (1973) は Nesbitt の MCHC Index に分娩時の状態の Index (LaborIndex) を併用し, それで20~30%の妊婦で周産期死亡および罹病の70~80%が発見できるようになったという.

我々の用いた PASS は妊娠前, 妊娠時, 胎児胎盤臍帯羊水の情報を時系列的に採点することで分娩時の異常, 新生児の異常を全体像として評価した. その結果, 主として周産期における母親の異常を反映する分娩時異常には妊娠するまでに得られる情報をもつとも相関しており, また新生児異常には胎児胎盤臍帯羊水から得られる情報が非常に重要であり, 妊娠するまでの母親の状態は新生児の異常にはあまり関係しないことがわかつた. このことは Hobel et al. (1973) の結果と類似するものである. 判別式を用いての分娩時異常の予測には internal check ではあるが69.1%の正診率を得, 異常を予測させるマイナスの値を得るものは全症例の34.4%を占め, 分娩時異常の58.3%がこの34.4%から生じている. 新生児異常の予測に関しても, 分娩時に得られる情報を除くと正診率79.8%, 異常を予測させるものは全症例の

22.3%を占め、新生児異常の56%がこの22.3%から生じており、分娩時に得られる情報を加えることにより正診率は80.6%、異常を予測させるものは全症例の21.0%、新生児異常の54.7%がこの21.0%から生じている。このことはNesbitt et al. (1969) の MCHC Index の結果とほぼ類似するものの、Aubry et al. (1973) の MCHC Index に Labor Index を加えたものには、予測という点では、ややおとる結果であつた。

分娩時の異常の予測は、新生児異常の予測に比べて困難なことは、重回帰式および判別式より明らかであり、新生児異常の予測にも分娩時の情報を加えることが、より良い結果を与えることは Aubry et al. (1973) の成績と同様であつた。

重回帰式および判別式での分娩時異常、新生児異常の予測は統計学的には有用であるものの、実際の利用という点からは今一つ正確さという点で問題があり、新生児異常の予測においても、胎内死亡例や無脳児例では比較的良好に予測できるものの、小児科との共観を要した新生児固有の疾患を有する重症例では困難であつた。

Haeri et al. (1974) が述べているように採点内容を変更することにより、予測の効果が異なることから、我々の PASS における 0, 1, 2 点の3段階評価との安定性とあわせ、今後さらに十分な検討を要するものと考えられる。がいずれにせよ、今後の産科臨床においては何らかのハイリスクスクリーニング法、あるいは、リスクの定量評価法を必要とすることは自明の事実であり、こ

の点で PASS 開発の意義は少なくないと考えられる。PASS はひとつの周産期医療情報システムであると同時に、それは周産期医療の社会的分業化を促進するある種の医療評価 (Medi-care Assessment) 法ないしそのガイドとなるべきものであり、少なくともそれは、最近行われた「脳性マヒ心身障害児における周産期罹病の調査」(竹村他, 1976) においても、その有用性は明らかに証明されつつある。ただ PASS の細かい内容や、採点法の実際に関しては、なお検討すべき点が多々残されており、今後各方面における広汎な調査の上に立つて、各配点の定義づけをより明確にし、だれでもが平易かつ確実に採点しうるものにすべきであらうと思われる。

本研究の一部は 昭和51年度 厚生省に 身障害研究費および文部省科学研究費 No. 148264, No. 187115による。

文 献

- 鈴木雅洲, 五十嵐彰, 高橋克幸 (1975): 小児医学, 8, 161.
 竹村 晃, 今井史郎, 浅田昌宏, 芹生順一, 清水克彦, 倉智敬一 (1975): 産婦実録, 24, 1065.
 竹村 晃 (1977): 日産婦誌, 28, 925.
 竹村 晃 (1977): 産婦人科の世界, 29, 21.
 Aubry, R.H. and Pennington, J.C. (1973): Clinical Obst. & Gynec., 16, 3.
 Haeri, A.D., South, J. and Naldrett, J. (1974): J. Obst. Gynec. Brit. Cwlth., 81, 535.
 Hobel, C.J., Hyvarinen, M.A., Okad, D.M. and Oh, W. (1973): Am. J. Obst. & Gynec., 117, 1.
 Lestinski, J. (1975): Obstet. Gynec., 46, 599.
 Nesbitt, R.E. and Aubry, R.H. (1969): Am. J. Obst. & Gynec., 107, 972.

(No. 4048 昭51・9・13受付)