

妊娠分娩産褥の母体生理に及ぼす影響について (I)

妊娠中毒症の病態生理と母児の予後に関して の多変量解析の応用

研究第1部 本 多 洋
千 賀 悠 子
可 児 和 美
太 田 克 行

<研究協力者>

東京大学医学部 久 保 武 士
柳 井 晴 夫

はじめに

晩期妊娠中毒症はさまざまな意味で、母児に影響を及ぼしうる疾患である。母子保健における本症の意義はきわめて大きく、換言すれば、妊娠中毒症の母児管理を正しくすることにより、母子保健の飛躍的な推進が期待できるといって過言ではない。

妊娠中毒症の母児管理にあたって、臨床家としてまず要求されるのは、本症の正しい病態生理学的な把握のうえに立った適確な予後の見とおしであろう。筆者はこの観点のもとに、既述の疫学的分析をいくつか行なってきたが、

それぞれ個別の要因についての単因子分析にとどまり、本症のような多因子の作用する複雑な病態像を把握するためには、なお隔靴搔痒の感があった。

しかし、幸いなことに妊娠中毒症は、その臨床症状などの可変要素が多くは連続量として表現できる性格をもつ。このことは近年進歩してきた疫学的手法である多変量解析を行うための数量化を可能とするものである。

この点に着目して、筆者は、諸専門家の協力を得て、最新のデータに基く妊娠中毒症の病態および児の予後についての数量化分析を行ってみた。

以下その結果について触れてみることにしたい。

I 対象および input 方法

昭和31年から昭和45年までの15年間に東京大学産科において分娩し、データの完備した妊娠中毒症例1,243例を分析対象とした。

この間における分娩総数は11,776例で、妊娠中毒症発現率は10.6%である。なお、この例はすべて東京大学の小林、田中による4型分類法により分類されている。4型分類は、産褥7日目における高血圧および蛋白尿の有無の組合せによって、中毒症のRecovery Patternを4

つの型に分類したもの(第1表)で、これが妊娠中毒症の病態生理をよく反映し、後遺症を中心とした予後診断に有益であることが種々報告されている。

この1,243例は、詳細なパンチカードシステムにより整理されているが、この分析を行うために、パンチカードにより必要項目をすべてコード化して、電子計算機用カードに再パンチし、次に述べるような分析の資料とした。計算機は東京大学大型計算機センターのH I, T A C

5020を使用した。

分析に使用したおもな Parameter は次の12コである。

- 1) 患者年齢
- 2) 経産回数
- 3) 妊娠持続日数
- 4) 収縮期血圧
- 5) 拡張期血圧
- 6) 平均血圧
- 7) 浮腫
- 8) 尿蛋白
- 9) ヘモグロビン値
- 10) 胎盤重量
- 11) 症状初発週数
- 12) 児体重

第1表 妊娠中毒症四型分類

	血 圧	尿 蛋 白
I	+	+
II	-	-
III	+	-
IV	-	+

産褥7日目において、血圧150/100mmHg以上、尿蛋白は9.3% (Sulfot) 以上を+として上のよう分類する

II 重相関分析について

前記の12コの変数相互間の相関係数行列が第2表である。これをみると、母体年齢に対しては、経産回数が高度に有意の正の相関を示し、症状初発週数は負の相関である。つまり、年齢と経産回数が平行して増加することは当然としても、妊娠中毒症の症状初発の時期が、年齢が増すに従って早くなることを示していることは興味深い結果である。同様に経産回数も初発症時期と負の相関をもっている。

妊娠持続日数は、年齢・経産回数ともに負の相関をもつ。つまり高年になり経産回数が増すにしたがって妊娠持続が短縮する傾向があるわけである。また、収縮期血圧および尿蛋白とも負の相関をもち、症状が強くなると

早産しやすい傾向がうかがわれるのである。また胎盤重量・児体重と正の相関をもつことは当然としても、症状初発週数と正の相関があることはやはり、初発症時期の早いものほど、妊娠持続の短縮する傾向のあることを示すものである。

血圧値に関しては、収縮期・拡張期ともに胎盤重量・児体重に対して負の相関を示している。これは血圧の値がもっとも良く児の発育に影響することを示唆しているといつてよい。症状相互間の関係は、浮腫と尿蛋白が相関をもつ以外は著明なものはなく、妊娠中毒症の症状の多様性を示しているといえよう。浮腫はヘモグロビン値と負の相関があり、胎盤重量とは正の相関をもつてい

第2表

相 関 係

	1	2	3	4	5
1 年 齢	1.000	0.422**	-0.123**	0.028	0.001
2 経 産 回 数		1.000	-0.177**	0.069	0.043
3 妊 娠 持 続 日 数			1.000	-0.143**	-0.044
4 収 縮 期 血 圧				1.000	0.585
5 拡 張 期 血 圧					1.000
6 平 均 血 圧					
7 浮 腫					
8 尿 蛋 白					
9 ヘモグロビン値					
10 胎 盤 重 量					
11 症 状 初 発 週 数					
12 児 体 重					

(注) **は1%有意水準で有意なもの

る。尿蛋白は逆に児体重と負の相関をもっている。胎盤重量は、前に述べたように血圧値に対して負の相関をもつのである。

児体重も同様血圧値に対して負の相関、尿蛋白についても同じく負の相関があり、症状初発週数については正

の相関を示す。すなわち、症状の起こり方が早いほど、児体重は小さい傾向を示すのである。これは重症となるためでないことは、初発週数と血圧尿・蛋白・浮腫とが相関をもたないことから否定できる。

III 児体重への重回帰式

臨床的に児体重を予測するために利用できるものとして次の9変数による児体重の重回帰式をもとめてみた。

- 9変数
- X_1 = 年齢
 - X_2 = 経産回数
 - X_3 = 妊娠持続日数
 - X_4 = 収縮期血圧
 - X_5 = 拡張期血圧
 - X_6 = 浮腫
 - X_7 = 尿蛋白
 - X_8 = 血色素量 (Sahli)
 - X_9 = 症状初発週数

児体重の重回帰式とは、これら9変数の一次式： $y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_9 X_9$ のうちで、最もよく児体重を推定し得るように、係数 β を定めたものである。変数群の中に X_2, X_6, X_7 のごとく、連続変数と見なすことの困難な変量のあることや、この線型 model の妥当性等に関し、いろいろと批判の余地はあるが、これらの諸

変数が全体としてどのように児体重に関与するかを見る一つの approach としてこの分析を行なった。結果は第3表のごとくである。ただし係数 β_i は正規化された変量 $Z_i = \frac{X_i - m_i}{\sigma_i}$ (m_i : 変数 X_i の平均, σ_i : 変数 X_i の標準偏差) に対するものである。

これら変数全体の児体重に対する重相関係数は $R = 0.703^*$ (決定係数 $R^2 = 0.493$) で比較的高い相関を示す。

しかし、児体重に最も大きな相関を持つ妊娠持続日数を除いた場合にはどのような結果になるであろうか。

妊娠持続日数を除く8変数の場合の β 係数は第4表のごとくである。

年齢、収縮期血圧、尿蛋白、症状初発週数等の係数が大きくなっているのが目立つ。もちろんこれは、これら8変数内部における相対的な関係であり、8変数全体としての児体重に対する重相関係数は $R = 0.368^*$ (決定係数 $R^2 = 0.135$) で、妊娠持続日数を入れた場合にくらべ

数 行 列

6	7	8	9	10	11	12
0.008	-0.041	-0.051	-0.050	-0.020	-0.144**	-0.078
0.049	-0.079	-0.034	-0.066	0.025	-0.145**	0.025
-0.087	-0.028	-0.114**	0.072	0.311**	0.244	0.600
0.802	-0.044	0.016	-0.011	-0.224**	-0.051	-0.264
0.941	-0.007	0.081	0.081	0.095	-0.166**	-0.160
1,000	-0.019	0.065	0.059	-0.196**	-0.030	-0.219
	1.000	0.117**	-0.137**	0.161**	0.052	0.073
		1.000	-0.086	0.007	-0.021	-0.143
			1.000	-0.174	0.069	-0.095
				1.000	0.025	0.570**
					1.000	0.130**
						1.000

第3表

変数	β 係数	平均値	標準偏差
X ₁ : 年齢	-0.063	28.85	4.44
X ₂ : 経産回数	0.097	1.25	0.87
X ₃ : 妊娠持続日数	0.634	277.02	19.49
X ₄ : 収縮期血圧	-0.133	147.74	19.32
X ₅ : 拡張期血圧	-0.036	111.51	16.29
X ₆ : 浮腫	0.068	2.84	1.17
X ₇ : 尿蛋白	-0.081	2.99	1.24
X ₈ : 血色素量 (Sahli)	-0.096	76.11	12.68
X ₉ : 症状初発週数	-0.021	30.87	8.42
重相関係数	0.703*		

かなり小さな値となっている。

また妊娠持続日数を入れた9変数の場合にしても、決定係数は $R_2=0.493$ で、児体重の予測式としてみた場合決して満足のいくものではない。児体重の変動を説明す

第4表

変数	β 係数
X ₁ : 年齢	- 0.326
X ₂ : 経産回数	0.239
X ₃ : 収縮期血圧	- 0.685
X ₄ : 拡張期血圧	- 0.003
X ₅ : 浮腫	0.209
X ₆ : 尿蛋白	- 0.400
X ₇ : 血色素量 (Sahli)	- 0.219
X ₈ : 症状初発週数	0.338
重相関係数	0.367*

るには、これら9変数だけでは不十分なことはいうまでもなく、子宮底長とか、母体体重とかもっと直接的な情報が必要であろう。また情報量が充分であっても、予測式の構造が妥当なものでなければ、正確な予測は困難であろう。

IV 因子分析による検討

A 妊娠中毒症の病態因子について

つぎに、上にあげた12コの parameter について、主因子法を適用して得られた因子負荷行列に解釈しやすいように VARIMAX 回転という座標軸の回転を行い、因子数及び因子負荷量の推定を試みた。

第5表は、座標軸の回転を行った後の因子負荷行列である。

因子分析とは、相互に相関をもつ多数の変数群を、少数の統計学的に独立な基本情報群 (= 因子) に縮約する手法であるが、第5表からうかがわれるように、妊娠中毒症の臨床的情報群は次のように5つにまとめられることがわかったのである。

第I因子は、収縮期血圧及び拡張期血圧、平均血圧と強く関連する因子であるため、これを末梢血管抵抗因子と名付けた。

第II因子は、妊娠持続日数、児体重および胎盤重量に関連する因子で、児発育因子または胎盤機能因子と解釈するのが自然と思われる。

第III因子は、母体の年齢および経産回数に関連するもので、これは母体の Ageing 因子と考えた。

第IV因子は、浮腫および尿蛋白の程度にかかわるもので、腎機能因子と解釈し、最後の脈圧が大きくなるにつれて増量する第V因子を、われわれは心機能因子と解釈

した。

なお、第5表において、上から3番目の寄与率の行は、各因子の分散の全体における比率を示し、その大きさは因子番号の順番になっている。つまり、12コの観測項目より得られる情報全体のうちで、第I、II、IIIの3因子はその約80%の情報を提供していることになる。特に第I因子の末梢血管抵抗因子は、全変動に対する寄与率が最も高く、これは、妊娠中毒症を最もよく特徴づけるのが、中毒症のいわゆる trias のうちで高血圧 (血管因子) であるという事実によく照合するのである。

B 妊娠中毒症の産褥4型分類と因子分析

① 4型分類と因子得点分布

最初に第I因子——末梢血管抵抗因子——と、第IV因子——腎機能因子——の2つの因子が、4型の各々においてどのような得点分布を示すかをみると第6表のごとくである。

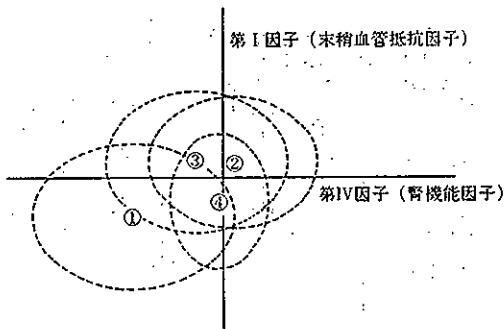
第1図は、第I因子および第IV因子を直交する座標軸にとった時の各型における症例の分布を示す。

4型分類のI・III型は、いわゆる血管因子優位型と考えられていたが、この図でも、第I因子得点の低い方に位置し、またI型と腎因子が中心となるIV型は、腎機能因子の低いことが一見してよくわかる。II、III、IV型は分散が大きいため、各型の分離がよくないが、I型はこれ

第5表 因子負荷行列

	I	II	III	IV	V	
$\sum_j a_{ij}^2$	2.425	1.688	0.914	0.607	0.303	
寄与率	0.405	0.282	0.157	0.101	0.051	
	0.405	0.687	0.844	0.945	0.996	
1 年齢	-0.023	-0.110	0.621**	0.094	-0.013	0.407
2 経産回数	0.030	-0.042	0.646**	0.062	0.023	0.424
3 妊娠持続日数	0.018	0.754	-0.127	0.150	-0.018	0.608
4 収縮期血圧	0.775**	-0.214	0.032	0.051	0.402	0.881
5 拡張期血圧	0.915**	-0.082	0.018	0.030	0.329	0.954
6 平均血圧	0.978	-0.139	0.021	0.029	-0.021	0.978
7 浮腫	-0.003	0.028	-0.068	-0.375	-0.042	0.148
8 尿蛋白	0.051	-0.167	-0.072	-0.269	-0.109	0.120
9 ヘモグロビン値	0.045	0.001	-0.124	0.343	-0.132	0.152
10 胎盤重量	-0.113	0.569**	0.143**	-0.451**	0.007	0.561
11 症状初発週数	0.008	0.237	-0.263	0.104	-0.036	0.138
12 児体重	-0.106	0.790**	0.079	-0.151	0.013	0.665
	末梢血管抵抗因子	胎盤機能因子	母体Ageing因子	腎機能因子	心機能因子	共通性 Communality

第1図 4型分類と第I因子及び第IV因子の得点分布



ら3群からかなり離れた所にあり、いわゆる重症中毒症が、血管・腎機能の両方がおかされた場合に多いことを示している。

② 4型分類と胎盤機能因子

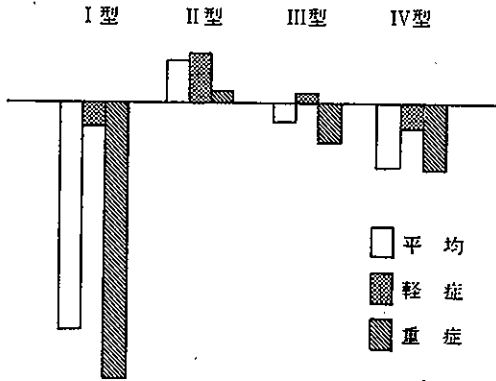
妊娠中毒症に未熟児の多いことはよく知られているが、その原因の一つは早産が多いためである。しかし、満期産の児について比較してもやはり中毒症に未熟児は

第6表 4型分類と血管・腎機能因子

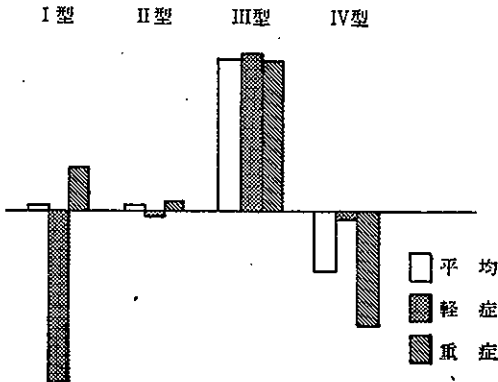
4型分類		I型	II型	III型	IV型
		第I因子 (末梢血管抵抗因子)	平均 -1.352	0.412	0.612
	標準偏差	2.053	2.501	2.504	2.615
第IV因子 (腎機能因子)	平均	-3.125	0.352	-1.113	-0.212
	標準偏差	3.331	2.919	3.213	2.231

多い。また、胎盤重量を比較しても、単位胎盤重量当りの胎児体重は、中毒症胎盤の方が正常胎盤に較べ少ない。つまり、単位重量当りの胎盤機能も中毒症の場合、低下していると考えられるが、単にそれだけにとどまらず胎盤重量そのものも減少している。このような理由から、第II因子を胎盤機能因子と命名したのであるが、第2図は、4型分類各型における第II因子 (=胎盤機能因

第2図 4型分類と胎盤機能因子 (Factor II)



第3図 4型分類と母体 Ageing 因子 (Factor III)



子)の因子得点を図示したものである。これは、著者らのデータによる各型別の早産率・未熟児出生率・満期産未熟児出生率・周産期児死亡率・子宮内胎児死亡率・成熟児死亡率・過少胎盤の頻度・梗塞胎盤の頻度等と全く一致した結果で、胎盤機能低下の一番著しいのはI型であり、II型が最も軽く、III、IV型はその中間に位置している点が興味深く示されている。

③ 4型分類と Ageing factor

第3図は、当初にふれた Ageing factor の4型分類各型における因子得点(平均得点)を図示したものである。経産回数と年齢は分離して考えるより、こみにして考える方が、中毒症の病態生理を考える際、合理的である

V 児の生死に関する判別分析および尤度比を用いた周産期死亡の予測

1,243例のうち、すべてのデータの完備した症例997例を、児死亡群72例、児生存群925例に2分し、以下に述べる9個の変数に基づく線型判別関数 (Linear Discriminant Function: LDFと略) を次式に応じてHITAC

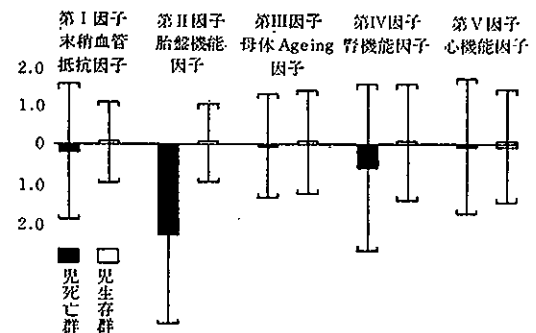
という結論であったが、母体年齢の高齢化は、妊娠中毒症高血圧に対する体質的素因の一つと考えられる。この意味からI、III型(特にIII型)は、血管系についての混合型と考えられ、この群の因子得点が高いことは、この群に高年者(例えば30歳以上の者)の多い事実と一致する。また、従来の統計からもIV型では高年者の率は一番少なく、これも因子得点の分布と一致した結果である。

以上、4型分類の因子得点分布について簡単に説明したが、この場合は、4型分類の分類基準が産褥7日目のものとはいえ、血圧および尿蛋白で、分析を行なう変数と密接な関連を持っていた。つぎに、これらの変数と直接関係のない客観的な外的基準のある場合として、中毒症妊娠の児死亡群における因子得点を計算してみた。

C 妊娠中毒症における児死亡群と児生存群における各因子の因子得点分布

第4図は、児死亡群および児生存群の両群における5個の因子の因子得点を示す。これから直ちにわかるように児死亡群では胎盤機能および腎機能の障害が著しい。とくに、胎盤機能の低下が目立ち、これは胎盤機能に関連のある児体重、胎盤重量、妊娠持続日数等からみた個別的な分析結果と一致しているが、このように胎盤機能としてまとめてみると、死亡群と生存群間の差が一層鮮明になる。腎機能因子の低下は生存群にたいして有意に低いものではないが、従来の分析結果と必ずしも矛盾するものではない。

第4図 児死亡群及び児生存群各々における各因子得点



5020により求めた。

$$LDF = (\mu_1 - \mu_2)' \Sigma^{-1} x - \frac{1}{2} (\mu_1 + \mu_2)' \Sigma^{-1} (\mu_1 - \mu_2)$$

μ_1 : 周産期死亡群における諸変数の平均ベクトル
 μ_2 : 児生存群における諸変数の平均ベクトル

Σ：分散・共分散行列

その変数群は、今までの分析と同じく、

- 1) X_1 : 母体年齢
- 2) X_2 : 経産回数
- 3) X_3 : 妊娠持続日数
- 4) X_4 : 収縮期血圧
- 5) X_5 : 拡張期血圧
- 6) X_6 : 尿蛋白1(-), 2(±), 3(+), 4(++)
5(卅)
- 7) X_7 : 浮腫 同上
- 8) X_8 : 血色素量 (Sahli値, %)
- 9) X_9 : 症状初発週数

の9コである。

第7表は得られた判別式の判別係数を示す。すなわち判別式は $\hat{Y} = -0.0011x_1 + 0.4651x_2 + 0.0411x_3 + \dots + 0.0022x_9$ となるが、個々の例について生死の予測のための診断を行なう場合、 x_1 から x_9 までの変数に実際の値を代入し、 \hat{Y} が8.308より大きいときは胎児は生存し、この値より小さいとき胎児は死亡と診断する。第8表は、この判別式による診断結果である。生存例については89.6%、死亡例については65.3%の正診率で、臨床データを扱ったものとしては悪い結果ではない。しかし、判別式の check が、その判別式作成の基になったデータでなされて、いわゆる internal check である。

そこで、つぎにこの9変数による判別式構成が妥当なものであることを検証する目的で第9, 10表に示す external check を行なってみた。第9表は昭和31~37年の標本から判別式を作成し、その判別式で昭和36~45年の

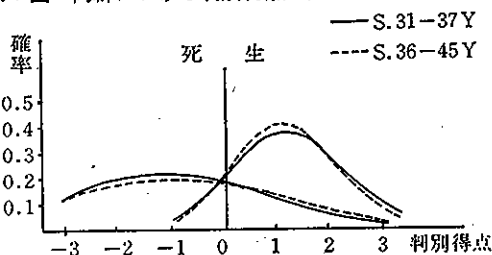
第7表 判別関数の判別係数

β_1 : -0.0011	判別値8.308
β_2 : 0.4651	$y = -0.0011X_1 + 0.4651X_2 + \dots + 0.0022X_9$
β_3 : 0.0411	
β_4 : -0.0213	$y \geq 8.308 \rightarrow$ 児生存
β_5 : 0.0029	
β_6 : -0.0316	$y < 8.308 \rightarrow$ 児死亡
β_7 : -0.4809	
β_8 : 0.0205	
β_9 : 0.0022	

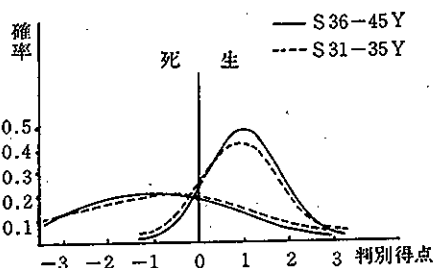
第8表 判別の正診率

診断	生	死	正診率
実際			
生	829	95	89.6%
死	25	47	65.3%

第5図 両群における判別得点の分布



第6図 両群における判別得点の分布



標本を診断した結果で、第10表は逆に、昭和36~45年の標本で作成した判別式を昭和31~35年の標本に適用した結果である。正診率はどちらも比較的良い値を示し、この判別式が安定したものであることを立証している。これを図示したものが第5, 6図である。

しかし、判別分析の究極的な目標は、2群のデータを判別式で、できるだけ正しく分類する(診断すること)ではなく、この判別式によって、判別式作成に無関係の第3のデータが、2群のどちらに所属するものかを判別

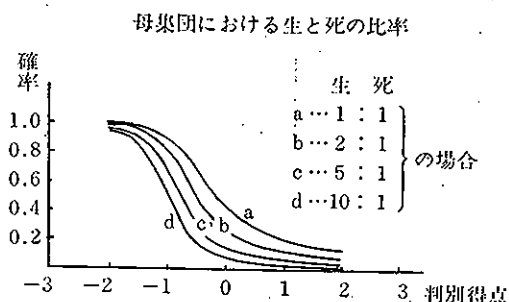
第9表 判別関数による診断結果

	A) S31~37年の標本に基づく計算結果			B) Aの判別式にS36~45年のDATAを入れた結果		
診断	生	死	正診率	生	死	正診率
実際						
生	499	82	85.8%	298	41	87.9%
死	12	35	74.5%	10	15	60.0%

第10表 判別関数による診断結果

	A) S36~45年の標本に基づく計算結果			B) Aの判別式にS31~35年のDATAを入れた結果		
診断	生	死	正診率	生	死	正診率
実際						
生	568	58	90.7%	247	47	84.0%
死	17	27	61.4%	8	20	71.4%

第7図 判別得点に基づく児死亡の確率



することにある。そのためには、2群の事前確率 a priori probability に関する情報が不可欠のものになる。診断論理に事前確率を使用することに対し、きわめて批判的な意見もある。しかし、当面の問題のように事前確率(児死亡率と児生存率)が2群で極端に異なり、(各々5.62%および94.38%)しかも、その値が診療所や季節によって大きく変動のない場合は事前確率を考慮に入れた判別式を使用した方がよいと思われる。第7図は、事前確率をいろいろと変えた際の判別得点と児死亡率の関係を示すグラフである。判別式によって、同一の判別得点を得ても、事前確率によって児死亡率が異なることがよくわかる。2群の事前確率が等しい、すなわち $p=q$ とおいた場合が最初の判別式に相当し、判別式では死亡率が0.5より大きいとき児は死亡すると診断し、0.5より小さいとき児は生存すると診断する。しかし、確率的な考え方をすると、判別式が児が死亡すると診断される場合でも、判別得点の値によって、死亡率が51%のときもあれば、99%の確率で死亡する場合もある。児が生存すると診断された場合も同様である。つまり、同じように判別式で生存する、または死亡すると診断してもその内容にかなりの相異がある。

正診率が非常に高い……ということは誤診率が非常に小さいことであるが、そのときは判別式の結果に基づく二者択一的な行動が可能であろう。しかし誤診率がかなりの高さを有する場合は診断結果に基づいて直接的な行動に移ることに危惧の念を抱かざるをえない。(誤診率の大小は、相対的な概念で、誤診による損失の大小に対する評価に大きく依存する。)たとえば、重症妊娠中毒症の妊婦に、判別式で児死亡の診断が得られたことのみを根拠として妊娠中絶を行なったと仮定する。このとき30%の誤診率があることをもし願慮するならば、臨床的には早計のそりを免がれないであろう。

このような事態で、われわれが真に必要とするのは、個々の case における児死亡の確率である。以上のような考察のもとに、今までの判別分析の結果を利用してつ

ぎのような方法で周産期死亡の確率を求めてみた。

$f_1(x)$: 児死亡群における症候ベクトル x の尤度関数

$f_2(x)$: 児生存群における症候ベクトル x の尤度関数

p : 周産期死亡率, この場合0.0572

q : $1-p$ 妊娠中毒症における周産期の児生存率
0.9428

とすると、症候ベクトル x を持つ症例が、児死亡群に所属する確率、すなわちこの例の周産期死亡(確)率 $\pi(x)$ は次式で与えられる。

$$\pi(x) = \frac{pf_1(x)}{pf_1(x) + qf_2(x)}$$

$$= \frac{1}{1 + r \frac{f_2(x)}{f_1(x)}} \quad \text{ただし } r = \frac{q}{p}$$

上式において $\log \frac{f_2(x)}{f_1(x)} = y$ これは一次の線型判別式となるから(もちろん、 $f_i(x)$, $i=1, 2$ は多変量正規分布、また2群における分散、共分散行列は等しいと仮定している)上式はつぎのように簡単になる。

$$\pi(x) = \frac{1}{1 + rexpy}$$

第8図

PROBABILITY OF PERINATAL FETAL DEATH OF TOXEMIC PREGNANCY (IN TOKYO UNIVERSITY)

PATIENTS NAME.....

DATE.....

INPUT THE NEXT DATA

NO1 THE AGE OF THE PATIENT ?38

NO2 PARITY ?2

NO3 THE GESTATIONAL WEEKS

(WEEKS, DAYS) ? 36, 2

NO4 SYSTOLIC BLOOD PRESSURE ? 211

NO5 DIASTOLIC BLOOD PRESSURE ?122

NO6 DEGREE OF PROTEINURIA

1(-), 2(+), 3(+), 4(+), 5(##) ? 5

NO7 DEGREE OF EDEMA

1(-), 2(+), 3(+), 4(+), 5(##) ? 5

NO8 BLOOD HEMOGLOBIN(SAHLI, %) ?60

NO9 THE ONSET OF THE SYMPTOMS

(WEEKS OF GESTATION) ?25

NO10 DO YOU KNOW THE PERINATAL

MORTALITY RATE OF TOXEMIA

IN YOUR OBGYDEPARTMENS ?

1. YES 2. NO ? 2

THE PROBABILITY OF PERINATAL FETAL DEATH OF THIS PREGNANCY IS

29%

DOCTORS SIGNATURE.....

これに、個々の症例におけるベクトル x の各成分値 x_i ($1 \leq i \leq 9$)を代入すれば、その周産期死亡率が計算できるわけであるが、 x の成分の一つとして、在胎日数が含まれている。これは、判別式 y を計算した時点において、“もし今分娩になれば、その時の死亡率は $\pi(x)$ である”と理解するべきであろう。

さきほど判別関数による正診率が必ずしも高くないと述べたが、従来の素朴な分析結果にくらべて、はるかによい結果であることは疑うべくもない。

そこで著者らは研究結果を日常臨床により直接的に役だてるため、判別分析を一步進めて個々の児死亡率をも求めてみたわけである。さらに、この、 $\pi(x)$ のこのを計算する煩雑さを避けるため、分娩棟に設置された mini-computer (TOSBAC-40)を利用して、これに $\pi(x)$ の計算のプログラムを内蔵させ、患者が入院した時点でそのデータを input することにより $\pi(x)$ を即時に求めることを可能とする試みも行っている。

最後に、その具体的な OUT PUT 例を第8図として示しておく。

参 考 文 献

- 1) 本多 洋, 久保武士: 妊娠中毒症の胎児の予後——プリネイタルケアの指針として——。産婦の実際 20 (11): 1029 (1971)
- 2) 久保武士, 柳井晴夫, 本多 洋: 妊娠中毒症の病態生理と母児の予後に関する研究——おもに因子分析法による検討——。産と婦39(10): 1325 (1972)
- 3) 本多 洋: 妊娠腎。診断と治療61(3): 419 (1973)
- 4) 本多 洋, 久保武士: 妊娠中毒症。産婦の世界25(5): 485 (1973)
- 5) 久保武士, 本多 洋, 柳井晴夫: 妊娠中毒症における周産期死亡の予測——判別関数と尤度比による方法——。産婦の世界25(6): 643 (1973)
- 6) 小林隆, 星合久司, 小林 博, 本間恒夫, 高木実, 我妻 堯, 田中敏晴, 本多 洋, 宮原忍, 塚田一郎: 妊娠中毒症に関する統計的考察——その2, おもに4型分類とその病態生理的意義について——。産と婦36(5): 610 (1969)