

## 胎児発育と母体環境に関する研究（Ⅱ）

### 産科的データより胎児発育を予測する試みについて

研究第1部 本 多 洋  
可 児 和 美  
太 田 克 行  
呉 金 山  
千 賀 悠 子

<研究協力者>

東京大学医学部産婦人科 久 保 武 士  
柳 井 晴 夫  
我 妻 堯

### I はじめに

胎児の発育度、とくに成熟の度合いを知るための手段は従来からいろいろと考えられている。最近の研究による羊水からの諸情報は、生理的な胎児成熟と直接関連するものとして貴重である。たとえば、羊水中のクレアチニン濃度は、胎児体重と密接に関連するといわれ、さらに磷脂質の比率は胎児の肺成熟を示す指標になるといわれている。

しかし、こうした特殊な手段と方法は、いまだ実験的段階といわざるを得ないし、子宮内の胎児の発育を数量的に表現するにはまだ遠いと考えられる。結局、臨床の場において胎児の発育の度合を推定するためには、依然として触診その他で推測される胎児体重の大きさによる以外はないといってよい。体重が直接、胎児発育と相関するか否かにはまだ問題が残されているが、現実として成熟児と未熟児の区別が生下時体重で規定されているように、最も有力な胎児発育の指標であることは疑いえない。まして産科臨床にはもうひとつの面で胎児体重を必要とする理由がある。それは、分娩の要素のひとつであ

る通過物 Passenger としての胎児の大きさを示すからである。ここにおいて胎児体重は微妙な差で分娩の難易を決定するものとなる。産科臨床の場において、分娩の時期とその難易を判断することは日常迫られることであって、われわれは従来、骨盤のレントゲン計測値と触診や外計測により推定された児の大きさから経験的に判断していたわけである。

しかし、骨盤の大きさが曲りなりに客観的の数値をもって表現されるのに対して、胎児の大きさについては従来あまりにも主観的な判断がなされてきた。この部分に計量的な数値を用いることが可能ならば、われわれはよりよい判断を下すことができるようになるであろう。超音波断層法による児頭計測は、この意味で進歩してきた技術である。しかし、この方法もまた特殊な器具を用いるという点でまだ一般化するにいたっていない。

上述のような点をふまえてわれわれは、日常容易に得られる臨床的な諸データから、胎児体重を客観的に知るべく次の検討を行って見た。

II input された情報とその質について

産科外来における子宮底長や腹囲の計測は、それらの数値が、胎児体重と正の相関を有するという経験的事実から行われるものである。もちろん母体重の測定も同じ意味をもっている。そのほかに一般的に、胎児発育に影響を与える母体の生物学的特性として、経産回数（胎児の出産順位）、母体年齢、身長、栄養状態、疾病などがあり、そして何より増して妊娠持続期間（胎児の在胎期間）があげられる。さらに経産婦の場合は、前回分娩の児の生下時体重も多分大きな意義を有するであろう。このような母体および胎児自身に関する情報は、日常容易に得られるものであり（栄養状態や合併症を除いては）いずれも数量的に表現することができる情報群である。

そこでわれわれは、これらの情報群から胎児体重を客観的に予測すべく、多数例の統計を背景として数量的分析を行なったのである。統計的分析の対象とした症例は、昭和42年と43年の2年間に東京大学産科において出産した1,900例と、昭和45年と46年の2年間に愛育病院において出産した1,800例（いずれも単胎出産）のうちデータの完備した合計3,507例である。もちろん胎児発育度の目標として、胎児体重（生下時体重）を予測変数としたが、そのほかに肩甲周囲、児頭周囲および児頭大横径をもとりあげた。そしてこれらを推定するための基本的な臨床情報としては、(1)妊娠末期の子宮底長、(2)妊娠末期の腹囲、(3)妊娠末期の母体体重、(4)母体身長、(5)母体年齢、(6)経産回数、および(7)経産婦の場合の直近分娩での児体重をとりあげた。

第1表 諸変数の平均値及び標準偏差（東大病院）

変数	年度	
	S42年度	S43年度
	平均値(標準偏差)	平均値(標準偏差)
子宮底長	33.6(2.52)	33.1(2.29)
腹 囲	92.1(5.27)	90.9(5.17)
身 長	155.4(4.95)	154.5(4.88)
体 重	60.0(6.15)	59.8(6.66)
年 齢	28.7(4.15)	28.7(4.17)
経産回数	0.59(0.767)	0.56(0.722)
在胎日数	280.4(13.65)	276.6(18.30)
児頭周囲	33.3(1.42)	33.3(1.29)
児 体 重	3,175.0(410.9)	3,168.1(404.2)

第1・2表は、両施設におけるこれら諸変数の平均値などを示したものである。

一般的にいて、両施設の患者層はよく似ているといつてさしつかえないが、経産回数の平均が東京大学では0.59、0.56と愛育病院の0.71、0.67にくらべていく分低く、東大群の方が初産婦を多く含むであろうことが推測される。また、胎児在胎日数の標準偏差をみると、東京大学では13.65、18.30であり、愛育病院では9.87、9.78と東大群の方が多いバラツキを示している。これは、東京大学が早産や予定日超過妊娠などの異常妊娠持続の症例が集まるようなセンター的性格をもつのにたいし、愛育病院では逆に保健管理を表看板とし、予定日超過にも積極的な方針で臨んだためであろうと考えられる。しかし、このような差はみとめられるが、この研究目標としての胎児発育にかかわる分析を行うために、年度の異なる2施設の資料を用いたことが本質的な不都合をきたすことはないといつてよいであろう。

第3表は、これら諸変数の相互の相関行列である。児体重に対して、子宮底長、腹囲、身長、母体重、年齢、経産回数、在胎日数のいずれも有意の正の相関をもち、これら変数を Parameter としてとりあげたことが意味のあることを示している。また予測変数である児頭の横径と周囲、肩甲周囲および児体重の4者はそれぞれ高度に有意の相関をもつことも知れ、それぞれが発育度の指標として有意義なことがわかる。児体重との相関の度合については、最も大きいのが子宮底長(0.508)で、次が

第2表 諸変数の平均値及び標準偏差（愛育病院）

変数	年度	
	S45年度	S46年度
	平均値(標準偏差)	平均値(標準偏差)
子宮底長	32.6(2.41)	32.4(2.41)
腹 囲	91.9(4.90)	91.8(5.19)
身 長	156.0(4.79)	156.1(4.70)
体 重	59.4(6.18)	59.3(6.17)
年 齢	28.7(3.84)	28.4(3.72)
経産回数	0.71(0.783)	0.67(0.743)
在胎日数	277.7(9.87)	277.8(9.78)
児頭周囲	34.0(1.42)	33.9(1.33)
児 体 重	3,189.3(410.8)	3,172.4(388.2)

第3表

	子宮底長	腹 囲	身 長	体 重	年 齢	経産回数	在胎日数	児頭横径	児頭周囲	肩甲周囲	児体重
子宮底長	1,000	0.451	-0.008	0.294	0.098	0.043	0.128	0.165	0.316	0.330	0.508
腹 囲		1,000	0.148	0.748	0.211	0.196	0.103	0.168	0.320	0.313	0.457
身 長			1,000	0.490	-0.123	-0.063	0.036	0.139	0.135	0.135	0.154
体 重				1,000	0.051	0.105	0.081	0.169	0.240	0.266	0.329
年 齢					1,000	0.381	-0.097	-0.011	0.046	0.031	0.022
経産回数						1,000	-0.092	0.052	0.161	0.114	0.131
在胎日数							1,000	0.158	0.206	0.173	0.254
児頭横径								1,000	0.357	0.434	0.333
児頭周囲									1,000	0.390	0.604
肩甲周囲										1,000	0.653
児 体 重											1,000

腹囲(0.457), 在胎日数, 母体体重の順で, 身長, 年齢, 経産回数は低い値となっている。在胎日数が比較的低い相関係数であるが, これは資料そのものが大部分満

期産で, 流産例を含まないため, 在胎日数による変動が大きくひびかないのであろう。

### III 諸変数の児体重に対する重回帰式

第4表は, 児体重と相関の大きい項目, すなわち子宮底長, 腹囲, 身長, 体重, 在胎週数のそれぞれについて児体重に対する回帰方程式を作成した結果である。子宮底長についてみると, 単回帰式では一次のx項の係数は90.3で, 子宮底が1cm高くなるにつれ, 児体重は平均90g増量することがわかる。第4表中の寄与率は相関係数を二乗したもので, 子宮底長に関する寄与率が0.288ということは子宮底長が児体重の変動の約30%しか説明して

第4表

	児体重に対する回帰方程式 $\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x + \hat{\beta}_2 x^2 + \hat{\beta}_3 x^3$				寄与率 R <sup>2</sup>	標準誤差
	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$		
子宮底長	199.6	90.3			0.288	345.5
		-9.224	17.385	-7.779	0.299	342.9
腹 囲	-81.7	35.5			0.204	365.3
		-1.0825	1.503	0.029	0.204	365.2
身 長	1306.4	12.0			0.021	405.2
体 重	1905.2	21.3			0.109	386.4
在胎週数	-415.8	91.2			0.113	385.7

いないことを示す。同様に腹囲は約20%, 身長はわずかに1%, 体重と在胎週数はそれぞれ約11%ということになる。つぎにこの回帰式の精度をたかめるために, 児体重を推定することは球状の子宮体積を推定すると考え, 円弧の一部に相当する子宮底長については三乗の項まで考慮した回帰式を作成した。第4表の子宮底長の下段の列がそのβ係数(これは正規化した変数に対するもの)である。これによって寄与率は0.299とわずかに上昇する。腹囲についても同様のことから, 三乗の項まで考慮した。そこで, これらの変数群とその二乗, 三乗の項, さらに経産の場合は直近の分娩における児体重を加味した重回帰式を作成してみた。第5表は, その最大の変数群における重回帰式である。第6表にみるように重相関係数は最大0.668となり, これにより児体重を推定しようとするときは80%, 信頼区間が土約380gとなる。児頭周囲, 肩甲周囲, 児頭横径のおのおのに対しても同様に重回帰式を作成してみたが, これは予測に役立つほど高い相関はえられなかった。

児体重についてのこの予測の推定幅は必ずしも満足すべきものではない。この精度をたかめるには, どのようなことを考えたらよいであろうか。それを検討するために各変数毎にデータの散布図を画いてみたものが第1・

第5-1表 児体重推定のための重回帰式に使用した説明変数群

- 1  $x_1$  = 子宮底長 (cm)
  - 2  $x_2$  = 腹囲 (cm)
  - 3  $x_3$  = 身長 (cm)
  - 4  $x_4$  = 体重 (kg)
  - 5  $x_5$  = 年齢
  - 6  $x_6$  = 経産回数
  - 7  $x_7$  = 在胎週数
  - 8  $x_8 = x_1^2$
  - 9  $x_9 = x_1^3$
  - 10  $x_{10} = x_2^2$
  - 11  $x_{11} = x_2^3$
  - 12  $x_{12}$
  - 16  $x_{16}$
- } } = 直近分娩の児体重に対するダミー変数

第5-2表 胎児体重を推定する16変数を使用した場合の重回帰式

$$\hat{Y} = \bar{Y} + S \sum_{i=1}^{16} \beta_i \left( \frac{X_i - \bar{X}_i}{S_i} \right)$$

$i$	$\beta_i$	$\bar{X}_i$	$S_i$
1	-7.099	33.4	2.42
2	7.277	91.5	5.26
3	0.155	154.5	4.92
4	-0.105	59.9	6.58
5	-0.056	28.7	4.16
6	-0.034	0.572	0.745
7	0.142	280.0	16.14
8	16.659	1,118.4	163.10
9	-13.858	8,395.7	973.94
10	-9.207	377.0	83.76
11	6.857	7,731.3	1,360.25
12	0.051	0.016	0.126
13	0.054	0.098	0.298
14	0.156	0.194	0.395
15	0.180	0.070	0.254
16	0.086	0.064	0.244

$\bar{Y}$	S
3171.5	407.5

第6表 諸変数の組合せによる重相関係数の変化

変数群の組合せ	変個数の数	変数群				児体重との重相関係数	F 値	児頭周囲との重相関係数	F 値
		$X_1 \sim X_7$	$X_8, X_9$	$X_{10}, X_{11}$	$X_{12} \sim X_{16}$				
	7	0				0.623	78.6	0.414	25.4
	11	0	0	0		0.648	56.3	0.417	16.4
	12	0	0		0	0.660	47.1	0.455	15.9
	12	0		0	0	0.659	46.9	0.455	15.9
	16	0	0	0	0	0.668	43.2	0.459	14.4

2.3図である。かりに子宮底長と児体重との散布図(第1図)についてみると、全体としては前述のように子宮底長が1cm上昇するごとに児体重は約90g増加するわけであるが、この図のように、子宮底34.5cmまでは直線的に1cmにつき約110gの増加がみられるが、それ以上では、児体重の増加率は低くなって、1cmにつき50g弱の増加しかみられない。このように児体重との関係が線型でなくなる場合は他の変数についてもみとめられる。とくに経産回数との関係を見ると、2回経産までは経産回数とともに児体重の増加がみられるが、4回目の出産ではむしろ前回に比して児体重は減少さえしている。

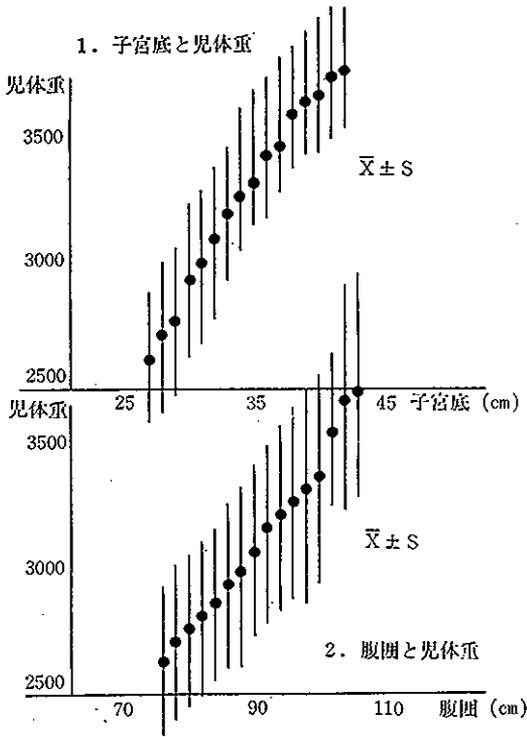
本来重回帰式は、目的変数と説明変数の間の直線回帰を仮定しているものであるから、このような曲線回帰がみられるデータに対しては、各変数の変域をいくつかの

区分に分割して、各区分に特定の数値を附与する数量化がのぞましいと考えた。そこで子宮底長は28cmから39cmまで1cmきざみの13区分のカテゴリーに、腹囲は5cm間隔で6区分のカテゴリーに、以下身長、年齢、体重、経産回数、在胎週数をそれぞれ6, 6, 8, 4のカテゴリーに分割して数量化した(第7表)。

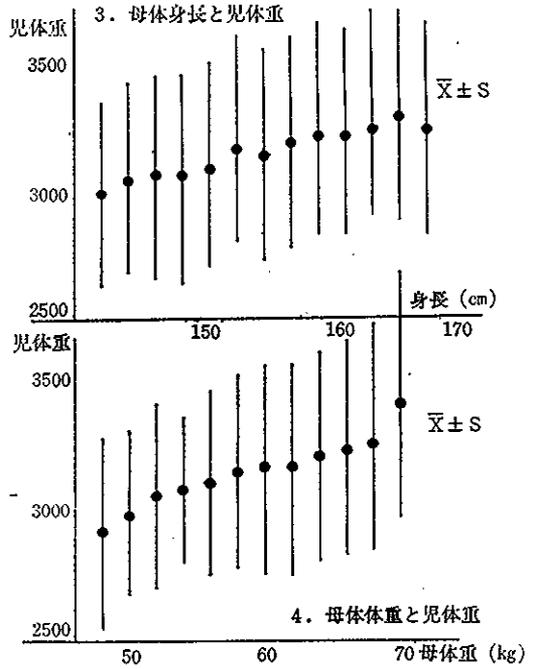
これは正規化された変数に対するもので、したがって実際の推定値をもとめるためには該当する係数  $a_{ij}$  に標準偏差をかけたものの代数和から一定常数を引くことによってえられる。第4図は子宮底長と経産回数についてそれぞれの係数をグラフに表示したものであるが、これによって児体重との関係が線型でないことが、より強調されたかたちで認識される。

このような操作によって、児体重への重回帰の重相関

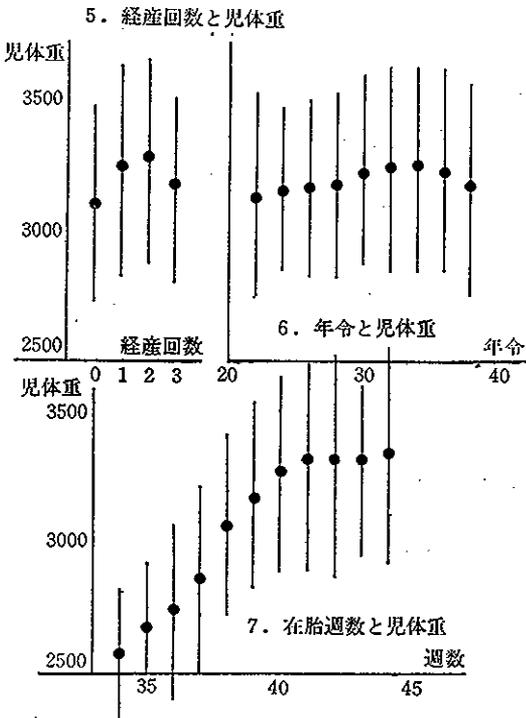
第1図 児体重と諸変数との散布図(1)



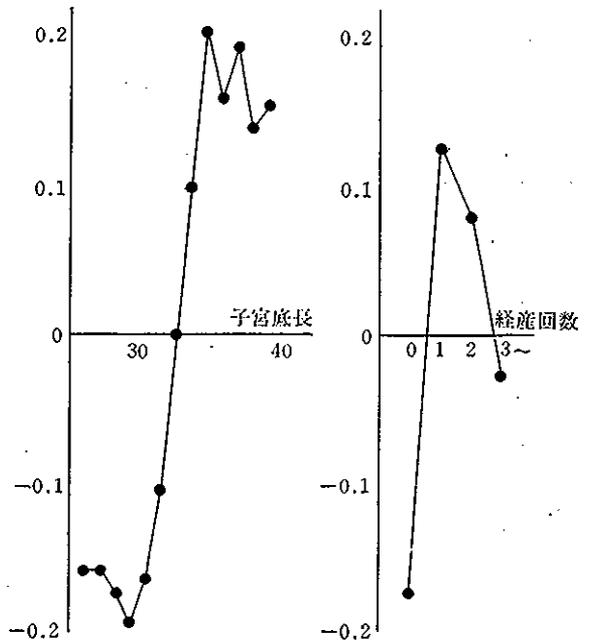
第2図 児体重と諸変数との散布図(2)



第3図 児体重と諸変数との散布図(3)



第4図 数量化した係数のグラフ表示



第7表 説明変量の数量化

$$\hat{\rho} = \sum a_{ij} \left( \frac{X_i - \bar{X}_i}{S_i} \right)$$

アイテム	カテゴリ	a <sub>ij</sub>	アイテム	カテゴリ	a <sub>ij</sub>	アイテム	カテゴリ	a <sub>ij</sub>	アイテム	カテゴリ	a <sub>ij</sub>
子宮底長	—28	-0.164	腹囲	—55	-0.251	体重	—50	-0.142	経産回数	0	-0.174
	28—29	-0.161		85—90	-0.237		50—53	-0.152		1	0.129
	29—30	-0.175		90—95	0.064		53—56	-0.110		2	0.081
	30—31	-0.196		95—100	0.195		56—59	-0.083		3—	-0.036
	31—32	-0.168		105—105	0.190		59—62	0.048	在胎週数	—37	-0.232
	32—33	-0.106		105—	0.039		62—65	0.072		37—38	-0.191
	33—34	0.011	身長	—150	-0.093	65—68	0.128	38—39		-0.105	
	34—35	0.123		150—155	-0.060	68—	0.239	39—40		-0.002	
	35—36	0.210		155—157	-0.005	年齢	—25	-0.019	44—41	0.136	
	36—37	0.158		157—160	0.058		25—27	-0.055	41—42	0.127	
	37—38	0.188		160—165	0.077		27—29	-0.016	42—43	0.067	
	38—39	0.137		165—	0.023		29—31	0.032	43—	0.200	
長	39—	0.153					31—33	0.036	重相関係数 0.698		
							33—	0.022	標準誤差 288.5		

第8表

MINICOMPUTER TOSBAC-40 によるOUTPUT

- 1 推定体重  $\hat{Y}$
- 2 95%信頼区間  $\hat{Y} - 1.96\hat{\delta} \sim \hat{Y} + 1.96\hat{\delta}$
- 3 未熟児である確率  $\phi(Y_1^*)$
- 4 巨大児である確率  $1 - \phi(Y_1^*)$

$$\hat{\delta} = \left( 1 + \frac{1}{N} + D_0^2 \right)^{\frac{1}{2}} S$$

$D_0^2$ : マハラノビスの距離

$$Y_1^* = \frac{2,500 - \hat{Y}}{\hat{\delta}}$$

$$Y_2^* = \frac{4,000 - \hat{Y}}{\hat{\delta}}$$

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{1}{2}t^2} dt$$

第5-1図

\*\*\* ESTIMATION OF FETAL WEIGHT \*\*\*

PATIENT'S NAME

INPUT THE NEXT DATA

NO 1 THE HEIGHT OF THE FUNDUS  
233

NO 2 THE CIRCUMFERENCE OF THE ABDOMEN  
772

NO 3 THE HEIGHT OF THE PATIENT (CM)  
2155

NO 4 THE WEIGHT OF THE PATIENT (KG)  
758

NO 5 THE AGE OF THE PATIENT  
729

NO 6 PARITY  
21

NO 6-1 INPUT THE BIRTH WEIGHT OF PREVIOUS PREGNANCY (GM)  
IF IT IS UNKNOWN, TYPE IN 9999

73500

NO 7 THE GESTATIONAL WEEKS (WEEKS, DAYS)  
740.2

第5-2図

- \*\* THE EXPECTED BIRTH WEIGHT IS 2890.54
- \*\* IT'S 95% CONFIDENCE INTERVAL IS 2506 - 3274
- \*\* THE PROBABILITY OF LOW BIRTH WEIGHT INFANT IS 9.6%
- \*\* THE PROBABILITY OF MACROSOMIA (OVER 4000 GM) IS 0%

DOCTOR'S SIGNATURE

係数は0.698にまで高められ、その結果、すべてのデータが平均値である中心において80%、信頼区間は約350gにまで短縮することができた。

#### IV 臨床への直接応用

上記の結果を日常臨床に直ちに応用するには、この重回帰式に各症例のデータを代入し計算すればよいのであるが、それはあまりに繁雑である。そこで、われわれは東大産科病棟に設置してあるミニコンにその計算過程のプログラムを内蔵させ、第8表のようなoutputをえら

れるようにした。児体重の推定のみならず、その信頼区間、低体重児や巨大児の確率までこれにより瞬時に計算されて、分娩棟の端末機に回答されてくる。第5図はその1例のinputとoutputとを示したものである。

#### V おわりに

以上のように、われわれの行った、重回帰分析およびその数量化による胎児発育度予測の試みについて述べたが、もちろんこれのみでまだ十分満足のゆく結果ではない。多変量を扱うこの場合においても、胎児発育によ

く相関する他の情報はまだまだ多い。それらをパラメーターに加え、バックグラウンドとなる症例数をより増やすことによってさらに精確な予測が期待できるものと思う。