

# 平均成熟年齢の算定

— 島根県における初潮調査資料を例に —

長 澤 純 夫\*

Sumio NAGASAWA

Estimation of Mean Age to reach a Milestone

—Age at Menarche in Schoolgirls in Shimane Prefecture—

生物の個体の発達には、成長と成熟のふたつの面がある。体長や体重の増加は前者の成長であって、連続的であるが、後者の成熟には、一定の里程 milestone があり、かなり明瞭な発達節として、これをとらえることができる。たとえば、人間における乳歯、永久歯、それぞれの初生と完了、視力の発達など、成熟への milestone であり、われわれが意識する種々の老化段階も、また負の成熟過程に他ならない。なかでも女子の初潮は、最も顕著な性的成熟の指標であって、これに達する年齢については、古くから医学をはじめ、教育学、体育学、社会学あるいは心理学など多方面の研究者によって、老大な数にのぼる調査が行われ、その早晚を左右する要因<sup>5)</sup>について、種々考察されている (Bojlen and Bentzon, 15)16) <sup>19)20)</sup> 澤田, Tanner らの綜説参照)。ちなみに、概念的な記述ではあるが、わが国における初潮に関する比較的古い文献のひとつとして、高良斉の「生理学問答」をあげることができる。これは文政年間 (文政6-12年, 1823-29年) 日本に滞在した蘭医シーボルトが、門弟の高良斉にあたえたいくつかの問に対する回答を綴ったものであるが、その中に日本女性の初潮は何才であるかの問に答えた1節がある。(第1図)

一方、この平均初潮年齢の算定法については、生物統計学者の興味をひき、ここ四半紀の間にいくつかの方法がしめされた。本論では、1977年に島根県において調査された資料を2、3の方法によって解析、平均初潮年齢とその信頼限界を算定すると同時に、調査例の少ない資料からこれらを算定する方法として、<sup>4)</sup> Bliss のプロビット法の応用を試みた。もし後者のそれが適当な試案である場合は、

調査資料を細分して、種々の環境問題との関係を論ずる上に役立つであろう。なぜならば、あまり大きくない一地域、あるいは特定の集団を調査の対象にえらんだ場合、その時点において役立つ数値を提供しうるのは、ごくわずかな年齢範囲の女子人口に限られるからである。本文に入るに先立ち、貴重な調査資料を貸与され、その使用を許された、大阪大学人間科学部心理学研究室の澤田昭助教授に深謝の意を表する。

## 調査資料

ここに用いた平均初潮年齢算定のための資料は、大阪大学人間科学部心理学研究室によって1977年に行われた、今国初潮調査結果のうちの、島根県分である。調査は県内全域から小学校31校、中学校19校が抽出され、小学校では5、6年生の女子児童が、中学校では1、2、3年生の女子生徒を対象に行われている。個人調査表の数から推定して、1校あたり1乃至2学級程度が調査の対象にえらばれ、回収されたその総数は2663である。これは昭和51年度「島根の教育」<sup>18)</sup>に記載されている該当学級女子児童生徒数 (51年5月1日調査) の10分の1弱にあたる。なおいずれにも、調査の行われた月日の記載がないため、調査表の返送されてきた郵便封書の日付印から、おゝむね1977年2月に行われたものと推定した。同研究室が1960、63および66年の3回にわたる広域調査から、2月時点における既潮率をもとにプロビット法によって、全国平均初潮年齢が算定された<sup>17)</sup>と澤田が記しているから、この推定はまちがいでなかろう。

なお本論では、月数をもとに3ヶ月毎類集して、既潮率をもとめ、それをもとに解析、平均初潮年齢を算出する方法を前半で取ったため、日付印が1月中のもの、ま

\* 生物汚染化学研究室

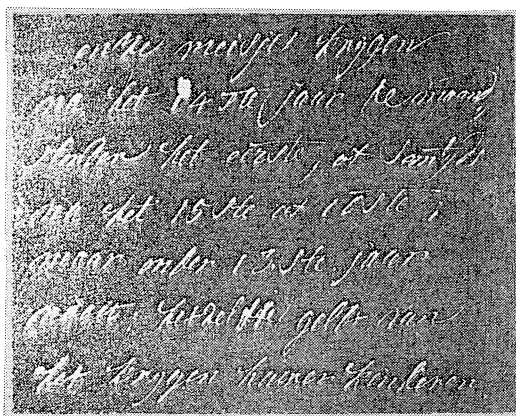


Fig. 1. A part (page 8) of Ko Ryosai: Beantwoordige van eenige physiologische vragen door mynen leerling. I. (Oriental Library 東洋文庫)

た3月に入ってから調査が行われたものと思われる、3月中旬以降の日付印の回収個人調査票はこれを除外した。なお記載事項不備の調査表が若干あったが、これらも除いて最後にのこった2431名分の資料を用いた。

普通、この種の調査は、全部が未だ初潮を見ない若年令層から、すべてこれを経過した高年令層までをふくむ一群の女子を対象に、研究者が考察を試みようとする、いくつかの関与要因、生年月とあわせて、その有無を設問の形でおこなわれる。そして初潮だけについて言えば、その回答は、(a)未だない、(b)すでにあった、(c)すでにあり、それは何才の時であったの3つから成り立っている。ここで若し回答がすべて(a)と(b)から成り立っている場合、医学の分野ではこれを status quo data と呼んでいる。調査の時点で、初潮が未だないか、すでにあったかのいずれかに分けられるから、これは統計学の分野でいう、all or none response data 悉無率反応記録、quantal data 計数的記録にほかならない。もし回答が(a)と(c)から成り立っている場合 retrospective data<sup>14)</sup> 回顧調査成績といわれ、佐久間によれば、他に、後向きのデーター、履歴、case-history 病歴、case control 患者-対照などもいわれている。Bojlen and Bentzon,<sup>5)</sup> Milicer and Szczotka<sup>11)</sup> は、それぞれ recollected-age information, recollected-age data の言葉を使っている。データーの形から統計学の分野でいう censored quantitative data 打切り計量試験成績にあたる。

今回用いた個人調査表は、初潮に関しては先の(a)か(c)かの回答がもとめられ、回顧調査成績の形をなしていた。ところで、Aw and Tye は、回顧調査では過去の記憶をたよりに回答がなされるため、当然のことなが

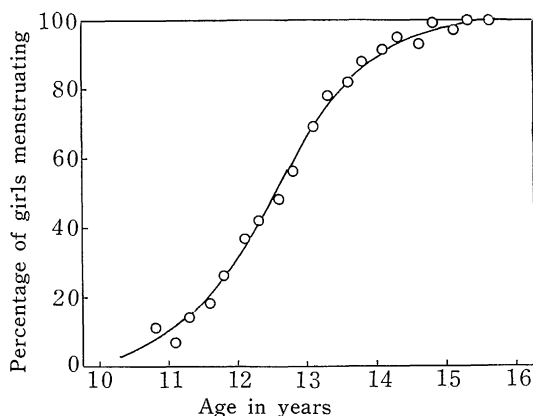


Fig. 2. Relation between percentage of girls menstruating and age

ら、ある程度の歪みと不正確さが加わる可能性があり、また(a)に入る未潮者は、平均初潮年令の算定にあたって、計算の対象からはずされるため、その結果は若年令層に重みづけられた、ひくいものとなることはさげられないとしている。この事は Milicer and Szczotka,<sup>11)</sup> Oettle and Higginson,<sup>13)</sup> Wold et al.<sup>25)</sup> らも指摘している。しかし Wold et al. は回顧調査では、年令を想い起させる事による不正確さが介入して来る事が、大きな欠点であるが、この調査の対象となる年令の範囲は僅かであるから、さして大きな誤差とはならないであろうとしている。女子児童生徒にとって、初潮はたしかに記憶にのこる生理現象である。同時に教育の普及したわが国の調査では、たとえば Wold et al.<sup>25)</sup> がエチオピアで、Burrell et al.<sup>7)</sup> がアフリカの Bantu 族について経験し記載している様な、出生記録の不備、教育行政の後進性にもとづく調査の困難はなく、その年月の記載は、かなり正確なものと考えられる。今回の個人調査表の記入欄も一応うめられ、ごく少数のものが未記載に終わっているだけであった。ただ不明確な記憶からくる記載の誤差の程度についてはわからない。しかしここで、先の(c)を(b)に読みかえて、これを(a)および(b)の status quo data の形にすれば、この様な懸念は解消され、また解析も容易になる。本論でも、個人調査表を生年月にもとづいて、先ず3ヶ月ごと類集し、第1表、第1、2、3欄に示す様な status quo data の形になおして解析する方法を取った。Wilson and Sutherland<sup>23)</sup> も回顧調査成績は、調査がたとえ初潮をみてからそう長くない時期に行われたものであっても、その記憶にはあまり信頼がおけないとして、すべて status quo data の形になおして解析を進めている。

なお、この種の調査方法には、prospective study 前向き研究と称して、たとえば初潮の場合は、これがみられるまで個人的に追跡記録する方法を Aw and Tye はあげている。これは cohort コホート、forward-going 前進、followup 追跡などともよばれているが、調査終了までに年月がかかり、調査の対象にも限りがあり、そのための歪みが生ずる事は止むをえない。勿論、本論とは考察の対象外である。

### 算定の方法と結果

個人調査表の集計値として示した。第1表の数値のうち、第1欄の平均年令  $X$  は、130ヶ月目から3ヶ月ごと類集、その中央の月数を12で割ったものである。第2欄の  $n$  は、その年令階級に入る調査個人数で、第3欄  $r$  は初潮のあったものの数である。

#### (1) プロビット法およびロジット法による算定

今、各月毎の既潮率と年令の関係を、グラフの上に出点すると、第2図に示す様な、シグモイド曲線がえられる。普通、この様な形のデータには、累積正規曲線

$$P = \int_{-\infty}^{(X-\mu)/\beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} u^2 \right\} du$$

か、あるいはロジスティス曲線

$$P = 1 / \{ 1 + \exp(\beta - (X - \mu)) \}$$

の数学的モデルの近似が行われる。ここで  $P$  は、年令  $X$  における既潮率、 $\mu$  と  $\beta$  はそれぞれ母平均と、母分散の逆数を示す。まず第1表第2、3欄の  $r$  と  $n$  の値から、実験値の既潮率をもとめ、これをプロビット<sup>3)</sup>に変換して、平均年令  $X$  との関係を直線化し、常法により回帰線の方程式  $Y = a + bX$  を求めた。第5回までの補正計算を行ってえられた、年令-既潮率回帰直線の方程式は、

$$Y = -6.0399 + 0.8788X$$

ではほぼ一定となった。  $Y=5$  とおいてえられた  $X=12.562$  が平均初潮年令である。  $g$ -criterion の値は 0.0054で、0.1よりも小であったから、近似式によってもとめたその分散は、  $V(X)=0.001423$  となった。よって95%の信頼限界は、12.488および12.636である。  $\chi^2=14.057$ ,  $n=19$ ,  $P=0.780$  となり、理論値と観測値との間に高い適合性がえられた。えられた年令-既潮率回帰直線の方程式の  $X$  に、第1表第1欄の値の  $X$  を代入して、期待既潮率  $Y$  を求め、プロビットの表を逆にひいてこの  $Y$  に対応する初潮をみたものの比率をよみとり、これに第2欄の  $n$  をかけた値が、プロビット解析法から理論的に期待される既潮者数で、第4欄にこれを示した。

プロビット法による平均初潮年令の算定は、既に多くの研究者が行っていて、それぞれ実験値と理論値の間に

高い適合性をえている。<sup>12)</sup> Milicer は、適合性のえられなかった Boltyan et al.<sup>6)</sup> の、ハンガリーで行った報告について、これはこの国の全域からあつめられた7000をこえる調査表を、すべてこみにして計算を行い、部分的な資料の異質性を考慮しないためであるとした。<sup>12)</sup> Milicer 自身、ポーランドの Wroclaw で調査した資料全体では、同様の異質性をえたが、これを職業別、所得別あるいは地域別に細分することによって、数例をのぞいて、高い適合性のえられた事を示している。<sup>24)</sup> Wilson and Sutherland は、1953年12月から1954年2月の間に Sierra Leone の現住民女子33人、及び混血の Creole 女子129人の初潮年令をプロビット法で算定したと報告しているが、33人の少数例のそれを、どの様な方法で計算したかは書いていない。

つぎにロジスティク曲線の数学的モデルの近似を行うと、まず既潮率を Finney<sup>9)</sup>の第VIII表を用いてロジットに変換した上、これに対応する平均年令  $X$  との関係を示す年令-既潮率回帰直線の方程式を、常法により求めた。その結果は、

$$Y = -4.6462 + 0.7684X$$

で、3回目までの補正計算ではほぼ一定となった。  $Y=5$  とおいて中央値12.554がえられた。  $g$ -criterion の値は  $0.008 < 0.1$ であったから、中央値の分散は近似式でもとめ  $V(X) = 0.001331$  をえた。よって95%の信頼限界は12.482および12.626である。  $\chi^2 = 12.776$ ,  $n = 19$ ,  $P = 0.849$  で、理論値と観測値の間に高い適合性がみられた。えられた年令-既潮率回帰直線の方程式の  $X$  に、第1表の  $X$  の値を代入して期待ロジット  $Y$  を求め、ロジットの表を逆によんで、これに対応する既潮者の比率をよみとり、これに第2欄の  $n$  をかけた値が、ロジット解析法から理論的に期待される既潮者数で、第5欄にこれを示した。さきのプロビット法によって求めた平均初潮年令12.562に比べて、ロジット法によった12.554の方が、わずかに小さく、また適合度の検定結果も、後者の方が若干高い。<sup>7)</sup>

Burrell et al.<sup>10)</sup> は、アフリカで47,420人に及ぶ Bantu 族の初潮調査を行った結果を、プロビット法とロジット法によって解析、後者に若干高い適合性をえてい<sup>19)</sup>る。Hogben et al. も同様の結果を報告し、Finney<sup>11)</sup> は、さきの Milicer and Szczołka がワルシャワの少女3918人について調査した結果の再計算を行った結果、ロジットによった方が、プロビットによったものより、中央値、 $\chi^2$  の値、共にわずかに小であったが、ほとんど差がないとみている。

Table 1. Age at menarche in 2431 schoolgirls in Shimane prefecture

Mean age of groupe (years) $X$	Number of girls enquired $n$	Number of girls mentstruating		
		Recorded $r$	Expected (probit)	Expected (logit)
10.83	37	4	2.37	2.45
11.08	103	7	9.89	9.74
11.33	140	19	19.46	18.55
11.58	127	23	24.64	23.37
11.83	138	36	35.88	34.22
12.08	162	60	54.43	52.65
12.23	110	46	46.09	45.55
12.58	181	86	91.59	92.35
12.83	152	85	90.14	92.14
13.08	111	77	74.94	76.85
13.33	119	93	89.25	91.43
13.58	120	98	97.68	99.55
13.83	124	109	107.51	108.65
14.08	115	105	104.54	104.90
14.33	83	79	78.02	77.88
14.58	102	95	98.12	97.64
14.83	124	123	121.15	120.85
15.08	113	109	111.47	111.43
15.33	95	95	94.29	93.77
15.58	88	88	87.65	87.57
15.83	87	87	86.86	86.53

29)  
 (2) Tocher の最尤法とその簡便法による算定  
 ところで上述のプロビット及びロジットを用いるふたつの解析では、年齢のレベルをそのまま生物検定における葉量レベルに、既潮率を反応率によみかえて、常法による葉量-反応率 回帰直線の計算がすすめられた。ここで普通の生物検定では、葉量レベルは研究者によって選択されたもので、秤量過程における誤差などを別とすれば、ひとまずこれは一定とみなす事ができる。しかし本論の様に、葉量レベルによみかえられた類集年齢のレベルは、常に一定であるとは限らない。たとえば10才という、類集された年齢レベルの中には、120ヶ月 $\leq$ から $<$ 132ヶ月までのものが様々な割合に入っていて、10才の内容は常に一定したものではない。前節では3ヶ月毎類集し、年齢の誤差は一応無視して、都合21レベルについて、これと既潮率の関係を計算した。しかし、例えば学年別に1年毎類集した場合、本論の調査資料では、わずかに5レベルがえられるだけで、年齢レベルの内容が常に一定したものではない<sup>22)</sup>というこの事は、無視できないであろう。Tocher は1群の調査対象者の dose metameter は、一様に分布するという仮説のもとに、こうした類集調査記録をプロビットによって解析するための、数学的モデルを示した。すなわち dose metameter  $x_i \leq X < x_{i+1}$  に対する平均反応率は、

$$\bar{P}_i = \int_{x_i}^{x_{i+1}} P dX / (x_{i+1} - x_i)$$

となり、これはつぎの様にかきかえられる。

$$\bar{P}_i = (Y_{i+1}P_{i+1} - Y_iP_i + Z_{i+1} - Z_i) / (Y_{i+1} - Y_i),$$

ここで

$$Y_i = (x_i - \mu)\beta,$$

$$P_i = \int_{-\infty}^{Y_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2}u^2 \right\} du,$$

および

$$Z_i = \sqrt{\frac{1}{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} Y_i^2 \right\}.$$

そしてこれから平均年齢-既潮率 回帰直線の母数を求め、平均初潮年齢を算定する最尤解法を詳述した。

第2表は第1表のデーターをさらに縮少して、学年別に類集したものである。そして小学校5、6年生児童を、それぞれ11、12才、中学校1、2、3年生生徒をそれぞれ13、14、15才とした。わが国の学年編制は、4月から翌年3月までが1学年となっているので、たとえばここでいう12才は144~155ヶ月の間に入る児童をいうのではなく、また本調査は2月に行われているので、12才は143ヶ月から154ヶ月までのものをさしている。したがって12才児童の月数で示した中央値は148.5月となる。11才を0とおいて、それぞれの年齢に対応する既潮率のプロビットとの関係を、グラフの上に打点し、予備回帰線をひいて、これからおまかに  $a=3.99, b=0.86$  をきめた。Tocher<sup>22)</sup> の方法によってこのふたつの母数の補正量が0になるまで、補正計算をくりかえさなければならぬが、この計算は卓上電算機までの器機にたよる限りでは、かなりめんどうである。5回までの補正計算を

Table 2. Percentage of girls menstruating grouped by school grade

School	Grade	Age		No. girls enquired	No. girls menstruating	Per cent menstruating
		Year	Month			
Primary	5	11	131~142	499	71	14.23
	6	12	143~154	613	278	45.35
Junior high	1	13	155~166	467	354	75.80
	2	14	167~178	420	394	93.81
	3	15	179~190	432	427	98.84

行った概略の値として、

$$Y=3.9545+0.8797X$$

の方程式がえられた。Y=5 とおいて、中央値 X=1.1885 がえられる。11才を0とおいて計算を行っているので、実数になおすと 11+1.1885=12.1885 となる。12.1885を月数でしめすと、148.5+12×0.1885=150.762ヶ月となる。再度これを年数にもどすと、150.762/12=12.564年がえられる。先のプロビットを用いる常法によったものと、ほとんどちがっていない。

Tocher の示した grouped probit data の最尤解は少なからずめんどうである。そのために、各年令レベルの中央値  $(x_i+x_{i+1})/2$  を常法における  $x$  と考えて、補正計算をくりかえし、最後にえられた  $a'$  および  $b'$  に、つぎの様に補正を加える事によって、近似的に  $a$  および  $b$  の値が求められる事を示した。

$$a=a'(1+b'/24),$$

$$b=b'(1+b'/24).$$

11才を0とおいて、第3回までの補正計算によってえられた結果は、 $a'=3.9892$ ,  $b'=0.8527$  で、その補正値は  $a=3.9586$ ,  $b=0.8785$  となり、ときの最尤法によってもとめたそれとほとんど同じである。えられた年令-既潮率回帰直線の方程式

$$Y=3.9856+0.8785X$$

の Y に5を代入し、その中央値をもとめると、X=1.1854 となる。これを月数になおすと、148.5+12×0.1854=150.725月で、もういちど年数にもどすと、150.725/12=12.560年となり、今までの計算とほとんどちがわない値がえられた。

### (3) Spearman-Kärber 法による算定

今回ここに用いた調査資料は、第1図および第1節のプロビット法の適用結果が示す様に、既潮率は年令に対して、あきらかに正規に分布していた。しかし多くの資料の中には、例えば Boltz et al. や Milicer も述べている様に、これが正規分布をしめさないものが少なくない。Milicer が行った様に、資料を種々分別する

事によって、プロビット法乃至ロジット法の適用が可能となるものがあったとしても、調査対象人員の不足、また調査の対象者がかたよっていた様な場合は、そうした満足するデータがえられない場合が多い。

この様に分布のかたよった正規でない status quoa data に対して、Atwood and Taube, Wold et al. は Spearman-Kärber 法を適用し、平均初潮年令とその分散をもとめている。第1表のデータが示している様に、年令レベルの間隔がひとしい場合、これを  $d$  とすると Spearman-Kärber 法では、中央値は、

$$m = x_k + 1/2d - d\sum p_i$$

の式から簡単に計算ができる。 $x_k$  は、既潮率100%を示す年令レベル、 $p_i$  は年令レベル  $x_i$  における既潮率で、 $q_i=1-p_i$  の関係にある。そしてその分散は、

$$V(m)=d^2\sum \left( \frac{p_i q_i}{n_i - 1} \right)$$

の式によって求められる。第1表の結果について計算した結果は  $m=12.580$ ,  $V(m)=0.005375$  となった。Spearman-Kärber 法から計算した平均初潮年令は、12.580年で、その95%信頼限界は12.436~12.724年となり、先の計算結果に近い値がえられた。

### (4) 個人別記録にもとづく年令-既潮率曲線の計算

時に、われわれは、あまり大きくない地域の、また小さな特定集団の平均初潮年令を知る必要に遭遇する。その様な場合は、その時点において役立つ数値を提供しうるのは、先にも述べた様に、ごくわずかな年令範囲の女子人口に限られるので、あつめられた個人調査表を幾段階かの年令レベルに類集し、これに対応する既潮率の関係から、プロビット乃至ロジット常法によって、平均初潮年令を算定するという事が不可能である。少数例から妥当な平均初潮年令を求める方法として、個体別の記録にもとづく Bliss の、葉量-致死率曲線の計算法の適用を試みた。

第3表に示した数値は、今回用いた資料の中にふくまれる某小学校の5、6年生児童の、個人調査表の結果を

Table 3. Individual records of menstruating(+) or non-menstruating (-). Ages in month of girls have been arranged in ascending order. The empirical non-menstruating, intermediate and menstruating zones are separated by horizontal lines.

Month	Menstruating	Month	Menstruating	Month	Menstruating
132	-	142	+	148	+
133	-	143	-	148	+
136	-	143	-	150	-
137	-	144	+	150	+
137	-	145	+	152	-
138	-	146	-	152	+
140	+	146	-	152	+
141	-	148	-	153	+
142	-	148	+	154	+

status quo data の形にそのまま書きうつしたものである。第1欄の月数で示した年令で、年少者から高年令者の順にならべてある。第2欄はその年令において、未だ初潮をみない一、すでにあった+かの別を、同一年令者間では-を先に、+を次に書き入れたものである。この表において、はじめて既潮者が記録されたところと、最後に未潮者が記録されたところに横線がひかれている。最初の既潮者があらわれるまでの6人は、いわゆる未潮者減 (zone of non-menstruating) に、最後に未潮者が記録された後の4人は、いわゆる既潮者域 (zone of menstruating) に、そして17人が中間域 (intermediate zone) に入っている。この中間域の17人は未潮者から次第に既潮者の方向に多くなっている。

こうした記録から、平均初潮年令をきめるためには、Bliss のそれにならって、先ず適当な数で+と-の比率が順次大きくなる様に、第3表の結果を類集する。ここでは初めから3人ずつ類集する方法をとった。第4表の第1欄が、第3表第1欄の年令を3ヶずつ合計した値で、第4表第2欄が、その類集した年令レベルにおける既潮者と、調査対象者数との割合である。第3欄は、第1欄の数字を順次2ヶずつ加えてその平均値を示したもので、第4欄は第2欄の既潮者の割合を同様、順次2ヶずつ加えてその既潮率を算出したもので、第5欄はこの既潮率に対するプロビットを表からひいて書き入れたものである。次にこの第3欄の平均年令に対する第5欄のプロビットの関係をグラフの上に打点し、これを満足する回帰線を目分量で引く。引かれた予備回帰直線の両端の任意の2点がしめす縦軸と横軸の値をよみとって、予備回帰直線の方程式

$$Y = -9.62 + 0.1X$$

をえる。次にこの X に第4表第6欄の数値を代入して、各年令レベルにおける Y を計算する。これが第7欄の

期待プロビットである。以下常法により、この Y に対応する補正プロビット y (第8欄)、および重み w (第9欄) を算定、回帰方程式を計算する。こうして行った第1回の補正計算の大意が、第5表の第2欄である。第2欄に示された数値から、年令-既潮率曲線の回帰方程式

$$Y = a + b(X - \bar{x})$$

$$= 4.8765 + 0.1331(X - 144.1193)$$

$$= -14.3058 + 0.1331X$$

がえられる。つぎに再びこの X に第4表第6欄の数値

Table 4. Calculation of the age-per cent menstruating curve from the data in Table 3, showing original arrangement in set of 3. Their combination into overlapping double groups for determining the provisional curve and the calculation of the first and fourth computed approximations from the initial groups of 3.

Sum of months	No. of menstruating Total	Provisional curve		Empirical probit
		Mean month	Per cent menstruating	
401	0/3	135.5	0	
412	0/3	139.2	16.7	4.03
423	1/3	141.8	33.3	4.57
428	1/3	143.8	50.0	5.00
435	2/3	146.2	50.0	5.00
442	1/3	148.0	50.0	5.00
446	2/3	150.0	66.7	5.43
454	2/3	152.2	63.3	5.97
459	3/3			

First computed approximation

Mean month X	Expected probit Y	Corrected probit y	Weight w	Second expected probit Y
133.7	3.75	3.1716	2.1186	3.49
137.3	4.11	4.0365	2.8476	3.97
141.0	4.48	4.5703	3.4596	4.46
142.7	4.66	5.0134	3.6624	4.69
145.0	4.88	5.0006	3.7998	4.99
147.3	5.11	4.9996	3.8028	5.30
148.7	5.25	5.4266	3.7338	5.49
151.3	5.51	5.9040	3.4728	5.83

Third expected probit Y	Fourth computed approximation			Fifth expected probit Y
	Expected probit Y	Corrected probit y	Weight w	
3.44	3.44	4.2375	1.5000	3.44
3.93	3.94	4.0386	2.5104	3.94
4.44	4.45	4.5720	3.4194	4.45
4.67	4.68	5.0112	3.6798	4.68
4.98	5.00	5.0000	3.8196	5.00
5.30	5.31	4.9899	3.6882	5.31
5.49	5.51	5.4302	3.4728	5.51
5.84	5.86	5.9612	2.9046	5.86

を代入して  $Y$  を算定 (第10欄), これに対応する補正プロビット  $y$  と重み  $w$  を算定, 第2回目の補正回帰方程式  $Y = -14.8228 + 0.1366X$  をえる. この  $X$  にふたたび第6欄の  $X$  の値を代入, 第11欄の  $Y$  をえる. この期待プロビットから同様の計算をくりかえして, 第4回目の補正計算のための期待プロビット  $Y$  (第12欄) を算定, これに対応する補正プロビット  $y$  (第13欄) と, 重み  $w$  (第14欄) をきめて, 第4回目の補正計算を行う. その結果の概要を, 第5表第3欄に示した. これから求めた回帰方程式は,

$$Y = 4.8927 + 0.1378(X - 144.2482) \\ = -14.9847 + 0.1378X$$

となった. この  $X$  に第6欄の  $X$  の値を代入して求めた期待プロビット第15欄の値は, 第12欄のそれと一致した.

こうして第4回目の補正計算でえられた, この回帰方程式の  $Y$  に5を代入すれば, 平均初潮年令145.02685月がえられる. この分散  $V(X) = 2.159900$  となった. 故に年数で示した平均初潮年令は  $12.086 \pm 1.470$  で, この95%信頼限界は  $11.846 \sim 12.326$  であると言える.

今回計算例を示すために, 某小学校の5, 6年生児童だけの個人調査表を用いた. これは調査対象者としては, 遍った標本と言わなければならない. 中学校1年乃至2年の生徒の調査を加えることによって, 怒らく intermediate zone はもっとひろがり, 既潮者域は, 若干高年令層に移るであろう, もしそうした全域にわたる様な小教例からなる個人別記録であれば, 先の大標本について計算した結果と, 大よそ相似した値がえられるであろう.

$\chi^2$  の値は常法によって求められ,  $\chi^2 = 1.299$  となったが, 自由度のとり方については, 0%および100%の既潮率のえられた group は, 期待プロビットから逆算して, 調査人員の10%が+となるまで加えて, これを有効観測数1に数えることになっている. 本論の場合, 既潮率の0%年令レベルの group がある. この group の期待プロビットは, 先の方程式から  $Y = 3.44$  となる. プロビットの表を逆によんで, これに対応する既潮者の比0.059をうる. これから既潮者数は  $3(0.059) = 0.165$  で, これは調査人数3の10%に達していない. 故にこれは有効観測数には入れる事はできない. 結局, 有効観測数  $N = 7$  となり, これから2を引いた5が自由度となり,  $P = 0.93$  で高い適合性がえられた.

以上, 1977年に, 島根県においてえられた初潮調査個人票2431枚にもとづく status quo data を, 3ヶ月および12ヶ月毎の2様に類集し, 前者にはプロビットおよびロジットを用いる常法, ならびに Spearman-Kärber法

Table 5. Constants computed from Table 4.

Constants	First approximation	Fourth approximation
$\Sigma(w)$	26.9	25.0
$\Sigma(wX)$	3876.435	3605.456
$\bar{X}$	144.1193	144.2482
$\Sigma(wy)$	131.165	122.293
$\bar{y}$	4.8765	4.8927
$[wX^2]$	702.29151	582.76441
$[wXy]$	93.4747	80.3183
$b$	0.1331	0.1378
$[wy^2]$	—	12.367
$\chi^2$	—	1.299

を, 後者には Tocher<sup>22)</sup> の grouped probit data に対する最尤法, およびその簡便法を適用して, 平均初潮年令を算定した. その結果は相互にほぼ類似した値がえられた. 少数の個人別調査からプロビットを用いて, 平均年令を算定する Bliss<sup>4)</sup> の方法も, データーが片よったものでなければ, ほぼこれに近い値がえられるものと推定された. ところでこれらは, また全く類集を行わない1ヶ月毎の調査成績に, プロビット法を適用してえられたそれとも理論的に近似するはずである. 計算の結果は,

$$Y = -6.1280 + 0.8841X$$

の方程式がえられた.  $\chi^2$  検定の結果は  $\chi^2 = 74.031, n = 59, P = 0.446$  で高い適合性がえられた.  $Y = 5$  とおくと,  $X = 12.587$  で,  $g$ -criterion の値は  $0.005 < 0.1$  となったから, 簡略式によってその分散を求めると  $0.001330$  となった. よって中央値12.587の95%信頼限界は  $12.516 \sim 12.658$  となり, これらはさきの方法によって求めた結果と大差ない数値と言える.

(5) 回顧調査成績から求めた平均初潮年令

この度用いた個人票の回顧調査部分の記録は, ○年生の○月と, 学級とその月数を記入する様指示されていた. そこでこれを年月になおして, これと生年月とから個人別の初潮年令を算出, 簡単にその算術平均を求めてみた. その結果は12.244年となった. これは status quo data から求めたそれより, 若干下まわり, 先に述べた Awe and Tye<sup>2)</sup>, Milicer and Szczotka<sup>11)</sup>, Oettle and Higginson<sup>13)</sup>, Wold et al.<sup>25)</sup> らの指摘を裏づけている. この度の回顧調査成績からえられた初潮年令は, 両端の部分において正規分布からはずれ, 上の算術平均が妥当な代表値でない事を示していた. 回顧調査成績から平均初潮年令を求める最尤解法は, 最近 Atwood and Taube<sup>1)</sup> によってあたえられている.

この度の調査対象は, 小学校5年生児童から, 中学校

3年生までの生徒で、月令にして130ヶ月から190ヶ月の範囲のものであった。中学校3年生の未潮者数は393人中4人であるが、小学校5年生児童の既潮者数は、503人中68人で、半数初潮年令は小学校6年生の高令部分にあっていた。それ故この種の調査は、できれば対象を小学校4年生児童にまでひろげる事が望ましい。Singapore で初潮調査を行った Aw and Tye<sup>2)</sup> は、9~17才の年令範囲の女子を調査対象としており、Tanner<sup>21)</sup> もそれ以前に調査対象には、9才から17才までの女子がふくまれる事が望ましいと述べている。

初潮年令の早晚を左右する要因を考察する事は、本論の目的ではない。概念的乃至抽象的に指摘される様々な要因を、実証的に結びつける作業は、決して容易な事ではなく、今後尚多くのデータのつみかさねが必要であろう。そのためには充分解析検討された妥当な数値が、用意されていなければならぬことは、論をまたない。大標本の場合は、プロビット乃至ロジット常法による整理<sup>3)</sup>は、有力な手段となるであろうし、少数例の統計手法<sup>9)</sup>もデータが初潮率0から100%にわたる範囲からえられたものであるならば、妥当な数値を提供して来るであろう。Tocher<sup>22)</sup>の最尤解法は、コンピューターの便宜がえられるならば算出は容易であるが、卓上電算機までの器械による限りでは、少なからざる計算量となるであろう。なおこの種の広域調査は、非常な努力と多くの経費、また関係者の協力が必要である。研究者が自己の研究目的に関係ある種々の設問を用意し、調査にあたるのとは別に、毎年一定期日にこの種の調査が学校自体で学校保健統計調査の1項目として行われ、例えば第1表第1, 2, 3欄に示す様な数値が提供されていれば、それは研究者にとって有力な参考資料となるであろう。

### 摘 要

平均成熟年令を算定するためのいくつかの方法を、に1977年に島根県において行われた。女子児童生徒の初潮調査資料を用いて、比較検討した。2431名分の個人調査票からなる status quo data を、3ヶ月および12ヶ月<sup>3)</sup>毎の2様に類集し、前者にはプロビットおよびロジット<sup>9)</sup>を用いる常法、ならびに Spearman-Kärber<sup>8)</sup>法を、後者には Tocher<sup>22)</sup>の grouped probit data に対する最尤法、およびその簡便法を適用した。算定された平均初潮年令は、相互にほぼ類似した値がえられた。あまり大きくない地域の、あるいは特定の集団を調査の対象にえらんだ場合の、少数例からなる個人別の記録に対しては、Bliss<sup>4)</sup>の個体別記録にもとづく葉量-致死率曲線の解析法が適用しうる事を示した。

### 引用文献

1. ATWOOD, C. L. and TAUBE, A. *Biometrics* **32**, 159-172. 1976.
2. AW, E. and TYE, C. Y. *Human Biol.* **42**, 329-336. 1970.
3. BLISS, C. I. *Ann. Appl. Biol.* **22**, 134-167. 1935.
4. BLISS, C. I. *Quart. J. Pharm. and Pharmacol.* **11**, 192-216. 1938.
5. BOJLEN, K. and BENTZON, M. W. *Human Biol.* **40**, 69-85. 1968.
6. BOLTYAN, O., DESZO, GY., EIBEN, O., FARKAS, GY., BAIKAI, T., THOMA, A. and VELI, GY. *Ann. Hist. Nat. Mus. Nat. Hung. Pars Anthropol.* **55**, 561-571. 1963.
7. BURRELL, R. J. W., HEALY, M. J. R. and TANNER, J. M. *Human Biol.* **33**, 250-261. 1961.
8. FINNEY, D. J. *Statistical Method in Biological Assay*. Charles Griffin & Co. London. 1952.
9. FINNEY, D. J. *Probit Analysis*. 3rd ed. Univ. Press, Cambridge. 1971.
10. HOGBEN, H., WATERHOUSE, J. A. H. and HOGBEN, L. *Brit. J. Soc. Med.* **2**, 29-42. 1948.
11. MILICER, H. and SZCZOTKA, F. *Human Biol.* **38**, 199-203. 1966.
12. MILICER, H. *Human Biol.* **40**, 249-259. 1968.
13. OETTLE, A. G. and HIGGINSON, J. *Human Biol.* **33**, 191. 1961.
14. 佐久間昭：薬効評価、計画と解析 I, 1-417, 東京大学出版会 1977.
15. 澤田昭：発達加速と人間、心理学への招待 287-338, 六月社 1969.
16. 澤田昭：現代における性の成熟、現代青年心理学講座 5, 43-97, 1973.
17. 澤田昭：日本性教育研究会, 第8回大会発表要項 35-41, 1977.
18. 島根県教育委員会：昭和51年度島根の教育 1-322, 1976, 島根県教育庁.
19. TANNER, J. M. *Growth at Adolescence*. 2nd ed. Blackwell Sci. Publ., Oxford. 1962.
20. TANNER, J. M. The trend towards earlier physical maturation. In *Biological Aspects of Social Problem*. Ed. by PARKERS, A. S. and MEADE, J. E. Oliver and Boyd., Edinburgh and



- London. 1965.
21. TANNER, J. M. Puberty. *Advances in Reproductive Physiology*, **2**, 311–347. 1967.
22. TOCHER, K. D. *Biometrika* **36**, 9–17. 1949.
23. WILSON, D. C. and I. SUTHERLAND. *Brit. Med. J.* **2**, 1–11. 1950.
24. WILSON, D. C. and I. SUTHERLAND. *Brit. Med. J.* **6**, 1375. 1955.
25. WOLD, F. T., STERKY, G. and TAUBE, A. *Eth. Med. J.* **10**, 159–166. 1972.

### Summary

Several statistical methods for estimating the mean age to reach a milestone were compared using the status quo data on age at menarche in schoolgirls in Shimane prefecture. The material was collected in February 1977; it consisted of a random sample numbering 2431 girls aged 130 to 190 months. The records were classified into 3-month and one year age ranges. The standard probit and logit methods were applied to the former classified data to estimate parameters of the frequency distribution of age at menarche. Tocher's grouped probit and its approximation methods were applied to the latter classified data for the same purpose. The estimated mean ages were standard probit 12.562, standard logit 12.554, Tocher's grouped probit 12.564, and its approximation 12.560 years. The mean age 12.580 was also obtained by Spearman-Kärber method from the former classified data. No great discrepancy in the estimated mean ages of menarche was noted for any method of analysis. The method determining the age per cent menstruating curve from the individual records that some girls had reached menarche while others have not reached menarche yet was tried to get the mean age of menarche in a small sample of girls. This method could be used to estimate the mean age, if a set of small sample of girls covers enough range of ages, such that in the younger age group none of the girls has experienced menarche while in the older group all the girls have passed their menarche.