出土人骨群における両性混合率の推定*

山 口 敏

緒 言

1958年、稚内市大字宗谷字大岬の大岬小学校で校庭拡張工事が行なわれたとき、約30体の人骨がオホーツク式系の文化遺物とともに発見され、現在人骨は札幌医科大学に保管されている。この人骨群は正式に発掘されたものではなく、工事の担当者によつて採集されたのち、一括して箱に納められてあつた。そのため、個体の識別が極めて困難となつていたので、研究に当つては個体別の調査を放棄し、各骨の統計的研究に重点をおくこととし、すでに下顎骨と下肢骨の一部について調査成績を発表した（三橋・山口, 1961a, 1961b）。

ところで、骨の計測値の集計に当つて、もつとも問題となるのは各骨の性別である。個体別が明らかな場合には、通常頭蓋と骨盤によつてかなりの程度まで性別の推定を行なうことができるし、特にアイヌ墳墓の如きは、墓標なり副葬品なりによつてほとんど確実に性別を知ることができる。しかし本資料は採集時の事情によつて、いずれの点でも最悪の条件下にあつた。したがつて筆者らに与えられた課題は、互いに混り合つた一群の骨格の中から、各骨それぞれについて別々に両性を区別するという困難な仕事であつた。

こういう場合に従来使われてきたのは、熟達した形態学者の観察眼であり、まれに FISHER (1936) の判別函数である。MARTIN (1936) のエジプト王朝期下顎の研究などは後者の成功した例である。しかし大岬人骨群の場合は、すでに報告したとおり、現代日本人やアイヌと形態的に著しく異なり、現代人について培われた観察規準や判別値が妥当だという十分の保証がない。もうひとつの困難な点は、破損した骨が多いということであつた。部分的な計測はできても、形態学的に性別を推定できないような破片骨を集計の際にどう扱うか、という問題である。資料が豊富であれば不完全なものを除外してみることもできるが、この場合はなるべくそれを避けたかつた。これらの点を解決するもつとも手近かな方法は、骨群における両性混合率をあらかじめ合理的な方法で推定しておくことである。もちろんこれだけでは完全な解決とはいえないのであるが、性比が推定されていれば観察や判別函数による判定がかなり容易になり、破片についても互いに比較することによつてある程度まで推測を下すことができる。

人骨群における性比の推定は骨盤の観察によつて可能であるが、大岬群では寛骨の破損がかなり著しく、しかも保存されている例数が骨の種類によつて一定していないので、筆者はまずどの骨にも通用する統計的方法に推定の道を求めてみた。

30例足らずの少数例について理論的に性比を推定したという例を寡聞にして知らないが、多数例についてならば、古く PEARSON (1894, 1915) によつて考案された「混合度数分布か

* 長谷部言人博士喜寿記念論文

この論文の要旨は第16回日本人類学会・民族学協会連合大会（1961年）において発表した。

ら2群の平均値、標準偏差および混合比を推定する方法」がこの問題に適用できるものと思われた。実際には PEARSON 法は9次方程式の解を必要とするなど、計算が繁雑すぎて実用的でないで、RAO (1952) の簡便法を両性混合比の推定に用いた。以下その方法の概要と、得られた結果について報告する。

方 法

詳細は RAO (1952) の原著にゆずり、大要だけを紹介する。

Resolution of a mixed series into two Gaussian components, by C. R. RAO (1952).

$k_1, \dots, k_4$ を混合度数分布の第1~4次積率から求めた FISHER (1950) の k -統計量とし、 p を混合比、 m_1, m_2 を平均値、 s を共通標準偏差のそれぞれ推定値とすれば、推定方程式は次のとおりである。

$$1 = p + q$$

$$k_1 = pm_1 + qm_2$$

$$k_2 = s^2 + pd_1^2 + qd_2^2$$

$$k_3 = pd_1^3 + qd_2^3$$

$$k_4 = pd_1^4 + qd_2^4 - 3(pd_1^2 + qd_2^2)^2$$

ただし $q = 1 - p$, $d_1 = m_1 - k_1$, $d_2 = m_2 - k_1$ である。

この解法は、 $x = d_1 d_2$ とし、3次方程式

$$x^3 + \frac{k_4}{2}x + \frac{k_3^2}{2} = 0$$

の負根を求め、 d_1 を2次方程式

$$d_1^2 + \frac{k_3}{x}d_1 + x = 0$$

の負根として求める。以下各推定値は次のようにしてえられる。

$$d_2 = -\left(\frac{k_3}{x}\right) - d_1$$

$$m_1 = k_1 + d_1, \quad m_2 = k_1 + d_2$$

$$p = d_2 / (d_2 - d_1)$$

$$s^2 = k_2 + x$$

(この他、第4次の積率を略した簡便法もあるが、筆者の経験ではあまり有効でない。また、本論文では混合率だけを求め、平均値と分散の推定は省略した。)

この方法は大標本を前提とした理論に基づいており、分布も正規でなければならないという条件がついている。大岬の資料は例数において甚だ貧弱なので、まずその点が懸念されたが、他に方法もないので敢えて適用を試みた。

成 績

1. 対照資料についての検討

まずこの方法の効力をあらかじめ確かめるため、性別の判つている生体計測の材料について計算を行なった。

比較的例数の多い実例として、筆者が志摩の布施田地区で計測した成年94名(♀59:♂35)の身長をまずとりあげた。両性混合度数分布は第1表のとおりである。計算の結果、女性の推定混合率は68%(♀64:♂30)であつて、実際の混合率(63%)とのずれはあまり大きくない。

Table 1. Frequency distributions of the adult male and female stature, measured in Fuseda of Shima Peninsula.

Stature in cm	Female	Male	Male + Female
142 — 144	3	—	3
145 — 147	1	—	1
148 — 150	13	—	13
151 — 153	17	—	17
154 — 156	8	5	13
157 — 159	14	7	21
160 — 162	2	6	8
163 — 165	1	9	10
166 — 168	—	4	4
169 — 171	—	2	2
172 — 174	—	—	—
175 — 177	—	2	2
Total	59	35	94

Fig. 1. Mixed frequency distributions of the head length (A), the stature (B), and the breadth of shoulders (C) of 16 male and 11 female students.

Table 2. Observed and estimated proportions of mixture of 27 students.

	Female	Male	Female percentage
Observed sex ratio	11	16	41%
Estimated sex ratio by Head length	10	17	39%
Stature	8	19	30%
Breadth of shoulders	11	16	41%

ことがひとつある。頭長の場合であるが、度数分布図を画くと第1図Aのように、とび離れて小さい1個体がある。これを含めて計算すると、結果が大きく動いて女性13%（♀4：♂23）となってしまう。これをあらかじめ女性と推定してしまつて除外し、残りの26例についてあらためて計算すると、女性35%（♀9：♂17）となり、除外例を加えて♀10：♂17という結果をうる。多数例であればこういうことはあまり起こらないと考えられるが、少数例ではある程度の操作もやむをえないようである。この問題についてはPEARSON（1894）が詳しく論じている。

以上によつて、30例に満たない少数群にも適用できる見通しがついたので、大岬人骨群の一部について推定計算を試みた。

次に小数群の場合の効力を検討するため、筆者が札幌市において計測した17才の高校生27名の身長、肩峰幅、頭最大長の3項目について計算を行なつた。それらの混合度数分布は第1図に示してある。得られた推定結果は第2表のとおりで、期待以上に実際の混合比とよく一致する。ただし注意すべき

2. 大岬人骨群についての推定

すでに計測を終えている下顎骨、大腿骨、および距骨、それに寛骨をも加えて本法を適用

Fig. 2. The observed mixed frequency distributions of the Ōmisaki bones in the height+thickness of mandibular body (A), the breadth of planum cotylo-ischiadicum (B), the vertical+transverse diameters of femur head (C), the circumference of the femur neck (D), the upper breadth of the femur (E), and the length+breadth of talus (F).

した。各計測値の混合度数分布は第2図に示してある。

(1) 下顎骨 多数の計測項目のうち、例数のもつとも多かった下顎骨体の高と厚の和(左20例)について計算した結果、女性混合率28.5% (♀6:♂14) の推定値をえた。

(2) 寛骨 寛骨は性別の推定にもつとも有力な鍵を提供する骨であるが、大岬群では完全な形を保つものがほとんどなく、大部分は恥骨を欠き、多くは腸骨翼と坐骨の一部を欠いている。したがって多数について計測できるのは寛骨臼と大坐骨切痕を中心とする部分に限られている。この部分については MARTIN-SALLER (1957) に適当な計測法が見当たらないので、SAUTER & PRIVAT (1954/55) の提唱する臼坐骨面(Planum cotylo-ischiadicum) 幅を採用した。この他筆者は大坐骨切痕の開度を示す計測を試みたが、分布が正規でなかつたのでこれを放棄し、性別判別にはさして有効でない臼坐骨

面幅だけについて混合率の推定を行なった。寛骨については左右の個体同定がほとんどできたので、左右の平均24例を用い、女性33% (♀8:♂16) の結果をえた。

(3) 大腿骨 以下の骨については左右の個体別同定が不完全であつたので、右側だけを使用した。例数が極めて少ないので推定値の信頼性は疑問であるが、上記2骨における結果と大体一致しているので、一応成績を挙げておく。

大腿骨頭の垂直径と横径との和(右13側)についての結果は女性27% (♀4:♂9)。頸囲(右17側)では33% (♀6:♂11)。上幅(右16側)では25% (♀4:♂12)である。なお、脛骨は一層例数が少ないので省略した。

(4) 距骨 長と幅の和(右14側)を用いたが、そのうち1例はとび離れて巨大であつたので、これを除いた13例について計算した結果、女性36% (♀5:♂8) という値をえた。これに除外例を加えると♀5:♂9となる。

Table 3. Estimated sex ratios of the Ōmisaki remains.

Measurements	n	Female	Male	Female percentage
Height+thickness of mandibular body	20	6	14	29%
Breadth of planum cotylo-ischiadicum	24	8	16	33%
Vertical+transverse diameters of femur head	13	4	9	27%
Circumference of femur neck	17	6	11	33%
Upper breadth of femur	16	4	12	25%
Length+breadth of talus	14	5	9	29%
Mean female ratio				31%

考 察 と 結 論

以上6項目の推定結果をまとめると第3表のようになり、個体数の大小はかなりあるが、女性混合率は大体30%前後であることがわかる。

この比率を確認するため、以上の計算とは別に、個々の寛骨の性別を観察と計測によつて試みてみた。先にも述べたとおり、寛骨は破損が甚だしく、わずかに臼部と大坐骨切痕を囲む部分だけ保存されている例が多いので、性別の判定は大坐骨切痕だけで行つた。切痕の開きの度合を表す計測法には、HANNA & WASHBURN (1953) によつて提唱された両辺の切痕の角を求める方法があるが、これは STEWART (1954) も指摘したように定義がかなりあいまいで事実上計測不可能である。MARTIN-SALLER (1957) などの大坐骨切痕幅も、坐骨棘や下後腸骨棘の破損の多い出土人骨には適当でない。そこで筆者は次のような示数を求めてみた。

まず、大坐骨切痕前下辺においてもつとも彎曲の少ない点を通る切線を想定する。この点は切痕頂点と坐骨棘のほぼ中間に位置し、棘の存否にかかわりなく、かなり正確に規定でき

Fig. 3. The measurement of the depth index of the greater sciatic notch: left is the typical male and right is the typical female form. (The broken lines denote the most frequent breaking line.)

る。次に後上辺において彎曲が徐々に弱まり急激に上方へ方向を転ずる屈曲点を取り、この点から上述の切線に垂線をおろし、その長さを切痕幅とする。屈曲点は男性の場合しばしば棘状の小突起(第3図左参照)をなして明確であるが、女性では屈曲点のない形が多い。この場合は後上辺が次第に直線に近づくので、その移行点すなわち彎曲の終端をとればよい(第3図右参照)。次にこの垂線からもつとも離れた切痕最深部の点までの垂直距離を求めて、これを切痕深とする。この2項目でできる大坐骨切痕深示数(100切痕深:切痕幅)は、坐骨棘や腸骨棘を欠く多くの出土寛骨につ

Table 4. The frequency distribution of the depth index of the sciatic notch of adult recent Japanese.

Index	Female	Male
10 — 14	1	—
15 — 19	2	—
20 — 24	2	—
25 — 29	2	2
30 — 34	2	2
35 — 39	—	5
40 — 44	—	7
45 — 49	—	3
50 — 54	—	2
55 — 59	—	2
60 — 64	—	3
65 — 69	—	1

いて計測することができる。

現代日本人寛骨36個体について計測した結果は第4表のとおりである。25から34の間は両性が重なるが、24以下は女性のみ、35以上は男性のみである。まだ例数が不足しているが、かりにこの基準をそのまま大岬寛骨の示数にあてはめてみると、35以上のものが16体、24以下のものが6体あり、中間を度外視して後者の比率をみると27%となる。また、参考のため切痕後上辺の彎曲後端における前述の棘状小突起の存在をみると、明らかに存在するもの14、弱いもの4、存在しないもの6例である。中間の4例を度外視して後者の比率をとると30%となる。

これだけで寛骨の性別を行なうのが甚だ危険なことはいうまでもないが、先に述べた臼坐骨面幅で推定した女性混合率33%という数値を比較してみると、本論の目的である混合率に関する限り大体一致した線が出ていと考えられる。すなわち、少なくとも寛骨24体分に関する限り、30%前後が女性

に属すると結論できそうである。

もし出土人骨のすべてについて個体識別ができれば、これだけで性別の問題はほとんど片付くわけであるが、大岬人骨の資料としての最大の難点は個体識別が不可能なところにある。個々の寛骨に対応する他の骨が不明であるばかりでなく、保存されている骨の数もほとんど寛骨より少なくなっている。したがって、寛骨についてえられた混合率をそのまま直ちに他の骨にあてはめることはできないことになる。しかし、寛骨について PEARSON-RAO の方法で推定した結果が、他の観察・計測によつてえた結果とほぼ一致したことを考えると、他の骨について推定した混合率も、一応の目安として受けとつてよさそうに思われる。

こうして筆者らは大岬出土人骨の研究に当たり、各骨種のうち約30%は女性に属するという目安のもとに、計測値と観察の総合的な判断によつて、比較的容易に性別判定を行ない、統計処理を従来より合理化することができたと信じている。もつと例数の多い資料であれば、混合率の見当をつけるだけでなく、2つの平均値まで推定し、判別の結果を検定できるのであるが、本資料でそこまで進めることは無理のようである。今後は、他の古人骨群にも応用されることを期待したい。

終りに、本研究にあたり終始御鞭達を賜つた三橋公平教授、資料の整理に助力を惜まれなかつた小沼宗心氏、ならびに人骨の保管と研究を快諾された大岬小学校の諸氏に対し、厚くお礼を申し上げる。

文 献

- FISHER, R. A., 1936: The use of multiple measurements in taxonomic problems. *Ann. Eugenics*, 7. p. 179—188.
- FISHER, R. A., 1950: Statistical methods for research workers. 11th ed., p. 72. London.
- HANNA, R. E. & S. L. WASHBURN, 1953: The determination of the sex of skeletons, as illustrated by a study of the Eskimo pelvis. *Human Biol.*, 25. p. 21—27.

- MARTIN, E. S., 1936: A study of an Egyptian series of mandibles, with special reference to mathematical methods of sexing. *Biometrika*, 28. p. 149~178.
- MARTIN, R. & K. SALLER, 1957: Lehrbuch der Anthropologie. 3te Aufl., Bd. I. S. 554~561.
- 三橋公平・山口敏, 1961a: 大岬(宗谷)出土人骨の人類学的研究, I. 下顎骨. 札幌医誌, 19. 268~276頁.
- 三橋公平・山口敏, 1961b: 大岬出土人骨の下肢骨について(会). 解剖誌, 36. 379~380頁.
- PEARSON, K., 1894: Contributions to the mathematical theory of evolution. *Philos. Trans. Roy. Soc. London (A)*, 185. p. 71~110.
- PEARSON, K., 1915: On the problem of sexing osteometric material. *Biometrika*, 10. p. 479~487.
- RAO, C. R., 1952: Advanced statistical methods in biometric research. p. 300~306. New York.
- SAUTER, M. & F. PRIVAT, 1954/55: Sur un nouveau procédé métrique de détermination (sexuelle du bassin osseux. *Bull. Soc. suisse Anthropol.*, 31. (SCHLEYER より引用)
- SCHLEYER, F., 1958: Geschlechtsbestimmung mittels des Index acetabulo-ischiadicus. *Deutsche Z. gerichtl. Med.*, 47. S. 442~446.
- STEWART, T. D., 1954: Sex determination of the skeleton by guess and by measurement. *Am. J. Phys. Anthropol.*, n. s. 12. p. 385~392.

(札幌医科大学解剖学教室)

Estimation of Sex Ratio in a Series of Excavated Skeletal Materials

BIN YAMAGUCHI

Introduction. Some thirty human skeletal remains, together with artifacts of the Okhotsk type (approx. A. D. 1000), were discovered at Ōmisaki in the northernmost part of the Okhotsk coast in Hokkaido. The remains were excavated by workmen; but were deposited in boxes and reburied at another site, according to ordinary custom. Shortly thereafter, the boxes in which the bones had been placed in a random order were re-excavated by the author. Such being the circumstances, it was exceedingly difficult to identify the individual skeletal sets. Thus our attention was shifted to the statistical study of each bone series rather than the study of individual skeletal sets. The most difficult point in the anthropological investigation of this material was the determination of the sex of each bone. If the individual set of skeleton had been preserved, the sex could have readily been estimated by observing the skull and the pelvis or some coexisting artifacts. However, under such unfavorable conditions, we were forced, for instance, to identify the sex of the tibia quite separately from that of the femur.

Ordinary measures to meet such situations are careful observations by skilled eyes or the discriminant function of FISHER (1936). The material we were confronted with was, however, so different in morphological features from the recent Japanese and Ainu skeletons, that morphological and mathematical criteria deduced from recent skeletons could not always be expected to lead to correct discrimination. Besides, a considerable amount of fragmentary bone offered another difficulty. These fragments might have been omitted if there had been abundant material. But unfortunately this was not the case.

A possible way to settle this problem is to estimate the proportion of mixture of both sexes among each bone series by means of some reasonable method. Estimating the sex ratio is not the final solution; but if the proportion of mixture was known, it would be considerably easier to identify each bone. Even in fragmentary bones, we might be able to estimate their sex to some extent, comparing forms and sizes.

Method of Estimation. An accurate method of estimating the sex ratio of a large series was devised by PEARSON (1915). It was an application of his mathematical theory (1894) of estimating two mean values, standard deviations, and the proportion of mixture from a given mixed frequency distribution. This method was too complicated for practical use, and was later simplified and slightly improved by RAO (1952). In applying this method, according to PEARSON and RAO, it must be ascertained that the population is a mixture of two Gaussian type components, and the samples must be large enough for a successful resolution. The Ōmisaki sample was limited in size; yet there seemed to be no available means to solve the present problem other than by PEARSON-RAO's method. Thus, it was decided to follow RAO's procedure of resolving a mixed series into two Gaussian components (cf. 8b. 6 in RAO, 1952).

Results on the Control Samples. In order to test the effect of the method, some

somatometric data, in which the sex ratios were known, were calculated by this method.

At first, the estimation was tried on a mixed stature distribution of 94 adults of both sexes (table 1). The estimated ratio of female was 68% (64 females and 30 males), which was close enough to the actual ratio (63%). As a second step, the sex ratio of 27 high school students was estimated from three mixed distributions of stature, breadth of shoulders and head length (fig. 1), in order to test the validity of this method for small samples. Estimated ratios were in fairly good accord with the real ratio (table 2). In case of small sample, however, attention should be made on the following point. As may be seen in fig. 1 (A), an extraordinarily small head length was present. When a calculation was carried out on the distribution including this smallest one, the female ratio was estimated as low as 13%, which was far from the actual ratio. On the other hand, when this extremely small headed individual was excluded previously as an obvious female and the calculations were repeated on the remaining 26 cases, the resulting estimate of female ratio was 35% (9 females and 17 males), which, adding the excluded female, resulted in a better ratio of 10:17. Thus, it was shown that the PEARSON-RAO method was not inadequate in the cases of small sample.

Estimation of the Sex Ratio of the Ōmisaki Series. Estimating computations were tried on four bone series: the mandible, the innominate bone, the femur, and the talus, on which osteometric works had already been completed.

The mandible. Of many measurements of mandible, the sum of height and thickness of the mandibular body was selected because of its relative abundance in the number of case. The observed mixed distribution is shown graphically in fig. 2, together with those of other measurements. The estimated female ratio was 29%.

The innominate bone. Most of the Ōmisaki hip bones are wanting in pubic part and many are wanting in iliac ala and ischial part. Thus, the portion which is measurable in the most abundant cases is limited to the acetabulum and the greater sciatic notch. As no adequate means of measurement is given in the textbook of MARTIN & SALLER (1957) for such fragmentary hip bones, the author adopted the breadth of the *planum cotylo-ischiadicum* defined by SAUTER & PRIVAT (1954/55). The resulting ratio was 33%.

The femur. The number of cases were so limited that there was some question as to the reliability of estimation. But the results were, as may be seen in table 3, in good accord with those of the above two bones.

The talus. Fourteen sums of length and breadth were used, from which an extremely large one was excluded from estimation as an obvious male. The resulting estimate of the female ratio was 36% (5 females and 8 males), which means a ratio of 5:9 all told.

Discussion and Conclusion. The results of above six estimations are listed in table 3. In spite of a considerable difference among the numbers of cases, the estimated ratios converged approximately around 30%.

In order to confirm these estimations, the sex discrimination of each hip bone was attempted, independently of the above computations, by observation and measurement. As already mentioned, the majority of the hip bones were so damaged that their sex had to be determined merely on the ground of the sciatic notch. A measurement to express the form of this notch by means of an angle was proposed by HANNA &

WASHBURN (1953). As already pointed out by STEWART (1954), this method has no clear definition. On the other hand, the breadth of the sciatic notch defined by MARTIN-SALLER (1957) and others is also inadequate for the excavated bones which often are lacking in the ischial spine or posterior inferior iliac spine. Thus, an attempt was made to construct a new sex-indicating index as follows.

The first step is to assume a tangent on the lower side of the notch, so as to contact the least curved point, which can be defined fairly accurately regardless of the ischial spine. The second step is to find the terminal point of the notch curve on the upper side, and then to draw from this point a perpendicular line to the above tangent. The length of this perpendicular line is now the breadth of the sciatic notch. While most of the male hip bones have a small but distinct spine at the terminal point of the notch curve (fig. 3, left), many of the female hip bones have no such clear markings. But it may not be so difficult to find a passing point from notch curve to the straight upper side (fig. 3, right). Then, the depth of sciatic notch is defined as the distance from this perpendicular to the deepest point of the notch. The index constructed by these two measurements (100 depth: breadth) is applicable, as an indicator of sex, for the majority of the excavated hip bones.

The distribution of this index among 36 recent Japanese hip bones is shown in table 4. Although the male and female distributions overlapped from 25 to 34, bones with indices below 24 were all female and those above 35 were exclusively male. When these criteria were tentatively applied, there were 16 Ōmisaki hip bones with indices over 35 and 6 with less than 24. The percentage of the latter (possible females) was 27. As another sex differentiator, the spinal process on the upper terminal point of the sciatic notch was observed with the following results: definite indication in 14 bones, weak in 4, and no trace in 6. The percentage of the no trace (possible females) among the entire series, with the exception of 4 intermediate forms, was 30.

Sex discrimination of the hip bone based merely on these two points is of course unreliable. But these two ratios (27 and 30%) are obviously coincident with the above estimated female ratio (33%) of the breadth of the planum cotylo-ischadicum. So far at least as the hip bone is concerned, it may be concluded therefore that approximately thirty percents of the Ōmisaki remains were female.

If the individual identification of these skeletons were possible, their sex discrimination could be accomplished without any more labour. In actuality, the ratio in the hip bone could not be directly applied to other bones, because of the impossibility of individual identification and of the irregularity in the numbers of preserved bones. These were the most difficult points in this study. However, it might be conjectured that the results of estimation on other bones by the method of PEARSON and RAO could be regarded as working standards, inasmuch as the estimated ratio of the hip bone was approximately in accord with the results of metric and observational discriminations.

Thus, the author concluded that there were about thirty percent female individuals in the Ōmisaki skeletons. By the aid of this estimated ratio, the author was greatly facilitated in the discriminating work of the sex of each bone. It is advisable that this method be applied on other excavated skeletal series.

*Department of Anatomy
Sapporo Medical College
Sapporo, Japan*