ノ ー ト

原研における年間全身被曝線量の分布則性の検定

熊澤 蕃^{*1}, 伊藤 精^{*1}, 西 健雄^{*1}, 沼宮内弼雄^{*1}

(1980 年 5 月 29 日 受理)

(1981 年 3 月 17 日 再受理)

Goodness-of-fit Tests of Annual Doses in JAERI to Theoretical Distributions

Shigeru KUMAZAWA,^{*1} Masashi ITO,^{*1} Tatsuo NISHI^{*1} and Takao NUMAKUNAI^{*1}

KEY WORDS: annual dose, maximum/average ratio, lognormal distribution, annual maximum dose, double exponential distribution, goodness-of-fit test, chi-square test

I はじめに

さきに, 日本原子力研究所 (以下, 原研と略記) における被曝線量分布の示す分布則性を確率紙上で解析した結果を報告した¹⁾。そこでは各種の被曝統計分布の全体的傾向を明らかにすることに重点を置き, 理論的分布への適合度の検定は行なわなかった。本報告はこのような適合度の検定を補足するものである。

II 方 法

年間全身被曝線量の対数正規分布への適合度の検定は χ^2 検定で行なった。すなわち, 線量を n 個の級区間に分けたときの観測度数 $f_1, f_2, \dots, f_n$, 理論度数を $\hat{f}_1, \hat{f}_2, \dots, \hat{f}_n$ としたとき,

$$\chi_0^2 = \sum_{i=1}^n (f_i - \hat{f}_i)^2 / \hat{f}_i \quad (1)$$

が自由度 $n-3$ の χ^2 分布に従うことを用いて検定した。

年間最大全身被曝線量の第一 2 重指数分布²⁾ (以下, 2 重指数分布と呼ぶ) への適合度の検定, および各年度ごとの全身被曝線量の最大値と平均値の比の対数正規分布への適合度の検定は, 素分布検定法³⁾ を用いて行なっ

た。

素分布検定法は小数標本の適合度の検定に用いられる方法である。これは各級の理論度数がすべて等しく 1 となるように級区間を定め, 各級の観測度数 $f_1, f_2, \dots, f_n$ を求めたとき,

$$\chi_0^2 = \sum_{i=1}^n (f_i - 1)^2 = \sum_{i=1}^n f_i^2 - n \quad (2)$$

を精密検定表³⁾の上側パーセント点 χ_{α}^2 と比較して検定する。たとえば, $n=19$, $\alpha=0.05$ のとき, $\chi_{\alpha}^2=30$ ゆえ, $\chi_0^2 \geq 30$ なら 2 重指数分布に従うとの仮説を棄却し, $\chi_0^2 < 30$ なら仮説を保留すると判断する。

素分布検定のための, i 番目の級区間の上限値 x_i は, 2 重指数分布の分布関数

$$D(x_i) = \exp[-\exp\{-(x_i - \mu)/\sigma\}] = i/n$$

から, 次のように表わされる。

$$x_i = \mu - \sigma \ln\{-\ln(i/n)\}, \quad (i=1, 2, \dots, n-1) \quad (3)$$

また, 対数正規分布 $A(\mu, \sigma^2)$ に対しては次のようになる。

$$x_i = \exp[\mu + z_i \sigma], \quad (i=1, 2, \dots, n-1) \quad (4)$$

ただし,

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{z_i} e^{-t^2/2} dt = \frac{i}{n}$$

III 結果と考察

1. 年間全身被曝線量分布の対数正規分布則性の検定
原研の全施設における年間全身被曝線量データを, フ

^{*1} 日本原子力研究所保健物理部; 茨城県那珂郡東海村 (〒319-11)

Division of Health Physics, Japan Atomic Energy Research Institute; Tokai-mura, Nakagun, Ibaraki-ken, Japan.

Table 1 Comparisons between the observed distributions and the calculated lognormal distributions (1965).

Dose interval [mrem]	Group A			Group B		
	Number of persons (f_i)	Calculated number ($\hat{f}_i$)	$\frac{(f_i - \hat{f}_i)^2}{\hat{f}_i}$	Number of persons (f_i)	Calculated number ($\hat{f}_i$)	$\frac{(f_i - \hat{f}_i)^2}{\hat{f}_i}$
<20	842	842.5	0.000	185	177.1	0.351
20~ 34	185	147.2	9.706			
35~ 54	62	110.9	21.559			
55~ 74	55	64.0	1.269			
75~ 94	43	42.0	0.023	43	39.8	0.266
95~144	58	61.1	0.152	58	64.4	0.628
145~194	36	32.9	0.301	36	37.7	0.077
195~244	20	20.4	0.008	20	24.3	0.745
245~304	25	16.0	5.021	25	19.3	1.683
305~504	41	26.1	8.539	41	31.0	3.240
505~704	15	10.9	1.563	15	12.1	0.679
705~1024	6	8.0	0.492	6	8.1	0.540
≥1025	5	11.1	3.383	5	7.9	1.092
	1393	1393.1	52.016*	551	551.0	11.785**

Group A; all the persons using film badge.

Group B; the persons received dose larger than detectable values of film badge.

* As $\chi^2=52.016$ with 10 degrees of freedom exceeds the 95% fractile of the χ^2 -distribution, the lognormal distribution is rejected.

** As $\chi^2=11.785$ with 9 degrees of freedom does not exceed the 95% fractile of the χ^2 -distribution, the lognormal distribution is not rejected.

フィルムバッジ全使用者（以下、グループAという）と検出限界線量以上の被曝者（以下、グループBという）にまとめ、それぞれのデータの対数正規分布への適合度を検定した。年度は 1965, 1970, 1975 の3つを用いた。ただし、1975年度については東海および大洗研究所に層別した場合も検討した。

線量 x の級区間は $\ln x$ のスケールで級区間幅が同程度となり、かつ x のスケールで区切りのよい幅となるようにした。ただし、最小検出限界線量 20 mrem 未満、および観測度数、理論度数が少なくなる高い線量の級区間については、それぞれ一つの級区間にまとめた。また線量 x が四捨五入により 10 mrem 単位で表わされていることを考慮して、級区間の分点を定めた。このようにした場合の χ^2 検定の具体例を Table 1 に示す。

表から、1965 年度のグループ A に対する χ^2 値は 52.016 である。自由度 10 の場合、 $\chi^2 \geq 52.016$ となる上側確率 Q を χ^2 表で引くと、 $Q \ll 0.001$ であるから、対数正規分布に従うとの仮説は棄却される。

表から、1965 年度のグループ B に対する χ^2 値は 11.785 である。自由度 9 の場合、 $\chi^2 \geq 11.785$ となる上側確率 Q は、 $Q > 0.20$ であるから、対数正規分布に従うとの仮説は保留される。ただし、グループ B では 20 mrem 未満の被曝者を含まないが、最初の級区間は表に示すように 0~34 mrem として理論度数 $\hat{f}_1$ を計算した。この場合、グループ B は Fig. 1 の対数正規確率紙に示す破線グラフのように 20 mrem 近辺で急激に減少する片側打ち切り分布であるが、34 mrem 以下を1つの級区間にとると、Fig. 1 の実線グラフで示した対数正規分布への適合度の検定が可能となる。グループ B の平均線量に対する実測値と対数正規分布をあてはめた理論値を比較すると、前者は 139 mrem であるのに対し、後者は 141 mrem であり、両者はよく一致する。これはグループ B 全員の線量の和にくらべ、34 mrem 以下の被曝者の寄与割合が小さいためである。したがって、グループ B の分布を打ち切り分布と見ないために生ずる影響はほとんど現われない。

Fig. 1 Log-probability plot of annual dose in JAERI (1965).

Table 2 Results of testing goodness of fit of the annual doses to the lognormal distribution.

Year (Establishment)	Group	Results of χ^2 test at 5 percent level
1965	A	rejected
	B	judgment reserved
1970	A	rejected
	B	rejected
1975	A	rejected
	B	judgment reserved
1975 (Tokai)	A	rejected
	B	judgment reserved
1975 (Oarai)	A	judgment reserved
	B	judgment reserved

Group A, B; the same as Table 1.

他の年度と事業所別のデータの対数正規分布への適合度を上記と同じ検定法で調べ、危険率5%としたこれらの検定結果を Table 2 に示す。表中の‘有意’は対数正規分布に従うとの仮説が棄却された場合、‘有意でない’は仮説が保留された場合を示す。

この表から、全体的な傾向を見ると、グループAは対数正規分布に従うとの仮説が棄却されるのに対して、グループBは仮説が保留されるといえる。ただし、1970年

度のグループB、1975年度の大洗研究所のグループAはこの傾向から外れる。

1975年度の大洗研究所のデータは両グループとも文献1)に見られるように250 mrem以上の領域でプロット点があてはめた直線から大きく外れる。しかし、 $f_i \geq 3$, $\hat{f}_i \geq 3$ を満すように線量の級区間をまとめ直す⁴⁾、245 mrem以上の5人の被曝者が一つの級区間にまとめられるため、対数正規分布に従うとの仮説は保留される。

Table 1 でグループAは対数正規分布に従うとの仮説がほとんどの場合棄却されているが、実際上は文献1)に示されるように対数正規分布を仮定して被曝線量分布の傾向を捉えることは不合理なことではないと考える。この場合、あてはめた直線の傾向からグループAの特徴が表わされる⁵⁾。

2. 年間最大全身被曝線量分布の2重指数分布則性の検定

原研における1957~1975年間の年間最大全身被曝線量データを2重指数分布へあてはめ、その適合度を素分布検定法により検定した。まず、最小2乗法による μ , σ の推定値

$$\hat{\mu}=1132 \text{ [mrem]}, \quad \hat{\sigma}=660 \text{ [mrem]}$$

と標本数 $n=19$ を用いて、式(3)からデータの i 番目の級区間の上限値 x_i を求めた。次に、各級の観測度数 f_i の分布(素分布)を求め、次の結果を得た。

$$(1, 0, 1, 3, 1, 0, 2, 1, 0, 0, 1, 1, 0, 2, 2, 1, 2, 0, 1)$$

これらを式(2)へ代入すると、 $\chi^2_{0.05}=14$ は $n=19$ とした上側5%点 $\chi^2_{0.05}=30$ よりも小さいので、年間最大全身被曝線量 x_M [mrem] は分布関数が $\exp[-\exp\{- (x_M - 1132)/660\}]$ で与えられる2重指数分布からの標本であるとの仮説は保留される。

3. 最大値対平均値比分布の対数正規分布則性の検定

原研における1957~1975年間の各年度ごとに、年間全身被曝線量の最大値 x_M と平均値 $\bar{x}$ の比 $(x_M/\bar{x})$ を求め、この比の分布の対数正規分布への適合度を素分布検定法により検定した。この場合、平均値 $\bar{x}$ はグループAとBとで異なるので、両者について上記の比の分布の検定を行なった。

最小2乗法によるグループAとBのそれぞれの μ , σ の推定値

$$\hat{\mu}=3.576, \quad \hat{\sigma}=0.558, \quad (\text{グループA})$$

$$\hat{\mu}=2.364, \quad \hat{\sigma}=0.638, \quad (\text{グループB})$$

とそれぞれの標本数 $n=19$ を用いて、式(4)から両者のデータのそれぞれの i 番目の級区間の上限値 x_i を求めた。次に、両者の各級の観測度数 f_i の素分布をそれ

それぞれ求め、次の結果を得た。

(1, 0, 2, 1, 0, 0, 1, 2, 3, 1, 1, 2, 1, 0, 0, 2, 0, 0, 2)

(グループ A)

(1, 0, 1, 0, 1, 1, 1, 1, 0, 1, 2, 2, 3, 2, 0, 2, 1, 0, 0)

(グループ B)

両者について、これらを式 (2) へ代入すると、それぞれ

$$\chi_0^2 = 16, \quad (\text{グループ A})$$

$$\chi_0^2 = 14, \quad (\text{グループ B})$$

ゆえ、いずれも $n=19$ とした上側 5% 点 $\chi_{0.05}^2=30$ よりも小さいので、両者について上記の比の分布はいずれも対数正規分布に従うとの仮説が保留される。

IV ま と め

原研における被曝線量分布の理論分布への適合度の検定を、年間全身被曝線量分布には χ^2 検定を用い、その年間最大値の分布および年度別の最大値と平均値の比の分布には素分布検定を用いて、危険率 5% で検定した結果、次のことが知られた。

1. 年間全身被曝線量分布は、分布の両端部を別にすれば、検出限界線量以上の被曝者グループに対して対数正規分布に適合する傾向がある。これに対して、フィル

ムバッジ全使用者のグループに対しては適合しない傾向がある。

2. 年間最大全身被曝線量分布は 2 重指数分布に適合する。

3. 年度別に年間全身被曝線量の最大値を平均値で割った値の分布はフィルムバッジ全使用者のグループおよび検出限界線量以上の被曝者のグループの両者について対数正規分布に適合する。

参 考 文 献

- 1) 西 健雄, 熊澤 著, 伊藤 清, 沼宮内弼雄; 保健物理, **15**, 111 (1980).
- 2) E.J. GUMBEL (河田龍夫, 岩井重久, 加瀬滋男 監訳); “極値統計学”, p. 181 (1963), 廣川書店, 東京.
- 3) 石川栄助; “実務家のための新統計学”, p. 215 (1979), 槇書店, 東京.
- 4) G.W. SNEDECOR and W.G. COCHRAN (畑村 又好, 奥野忠一, 津村善郎共訳); “統計的方法”, p. 225 (1980), 岩波書店, 東京.