

びわ湖流入量の経年変化について

長尾 正志

ON SECULAR CHANGE OF INFLOW IN LAKE BIWA

by Masashi NAGAO

Synopsis

The purpose of this paper is to study on the characters of secular change and the possibility of prediction of inflow into Lake Biwa, and to disclose the climate factors affecting on the total amount of lost precipitation, which is a cause of the secular change of inflow.

The results obtained are the followings;

- (1) On the secular change of annual and summer inflows, the periodicity of about 60 years is definitely discerned by correlogram analysis.
- (2) The prediction of annual inflow, basing upon linear combination of the past data, is little significant in practice from the view-point of predictional error.
- (3) Sun-shine is the dominant climate factor affecting on the total amount of lost precipitation during a certain period of time by evaporation, transpiration and so on.

1. まえがき

最近の重化学工業を中心とする産業の進展に伴う水需要の増大によって、関西産業界に占めるびわ湖のもつ比重はきわめて大きなものとなりつつある。その具体的なあらわれとして、この広大な自然湖を貯水池として人工的に利用しようとする機運にある。こうした大規模な利用計画を真に有効適切に樹立達成するためには、水資源の根源であるびわ湖への流入水量に関する経年的な変化特性に関する研究は欠くことのできない重要事項の一つであろう。

さて、このような長期に及ぶ河川流量に関する研究には大きく分けて二つの方向があると思う。その一つは流量の変動そのものに注目したいいわゆる統計学的研究であり、他の一つは変動の物理的原因の解明である。さらに前者には、速水博士の揚子江の水位変動に関する研究¹⁾や上山氏の利根川、淀川の洪水流量の変動に関する研究²⁾にみられるように、変動の周期性に関するものと、石原博士、上山氏の洪水流量の将来値の予知³⁾や高瀬氏のわが国水文諸量の性格に関する研究⁴⁾にみられるように、変動の偶然性を仮定した確率過程としての取り扱いとがある。しかし、このような二方向からの統計学的研究は時間スケールの大小によって分化されたものであって、時系列論的な立場からすると統一的に考えなければならないものと思う。

本文は、びわ湖への流入量に関する時系列論的な研究とその変動の物理的要因について考察したものである。すなわち、まずびわ湖から放流された流量と水位変化とから計算された水量をびわ湖への流入量と考え、その系列相関係数を調べて長期傾向を知ったのち、それからの変動量のコレログラムによって将来値の予測精度を検討した。

つぎに、こうした変動は降水量の変動とともにいわゆる損失降水量の変動によるものと考えられるところから、損失降水量と気候要因との関係について考察を行った。換言すると、びわ湖流入量の経年変化特性を気候変動論的な立場から説明しようとしたものである。

2. びわ湖流入量

まず、びわ湖への流入量の算定方法について述べよう。びわ湖には大小数多くの河川が流入している上に、周辺から地下水としての流入量も無視できない。したがってびわ湖への総流入量を直接観測することはほとんど不可能で、瀬田川その他からの流出量と鳥居川水位の変化から間接的に計算する方法をとらなければならない。すなわち時刻 t_1 および t_2 における水位をそれぞれ h_1, h_2 (cm)、この時間内の総流出量を湖水位に換算して Σq (cm) とすると、総流入量 Q (cm) は、次式によって計算される。

$$Q = h_2 - h_1 + \Sigma q \quad (1)$$

なお資料としては近畿地建発行の「淀川水系水文資料、びわ湖 I・II」⁹⁾ の 1875～1961 間を使用した。もちろん、こうした計算方法には多くの疑問点を含んでいるが、比較的信頼ができる長年の観測資料としてこれに及ぶものがないだろう。したがってこうして計算された流入量とは、河川からの流入、直接湖面に降った雨水および地下水流入などによる総流入量から、湖辺の用水取水による純損失、および湖面からの蒸発や湖底からの浸透などの損失を差引いた有効流入量であることに留意しておかなければならない。

さて、びわ湖流入量の経年変化を議論するに先立って、そうした変化が年間では主にどのような季節に依存しているかを明確にしなければならない。びわ湖の月毎の流入量の変動を調べてみると **Fig. 1** のようになり、11～5 月の冬期および春期は大体変動率が 30% 程度で安定している。それに反し夏期および秋期の 6～10 月では 60～80% と極端に不安定であり、これはもちろん梅雨期、台風期に当たっているためである。年間流入量とそれを夏期 (6～10 月) と冬期 (11～5 月) に分離した形で経年的に示したのが **Fig. 2** である。この図から、年流入量の変動は主として夏期の変動に支配され、冬期のそれはきわめて小さいことがよくわかる。さらに夏期と冬期の流入量の間にはほとんど相関がないことも認められる。したがって流入量の長期的な変動特性を議論するには、夏期 (6～10 月) のみを対象としてよいことになる。

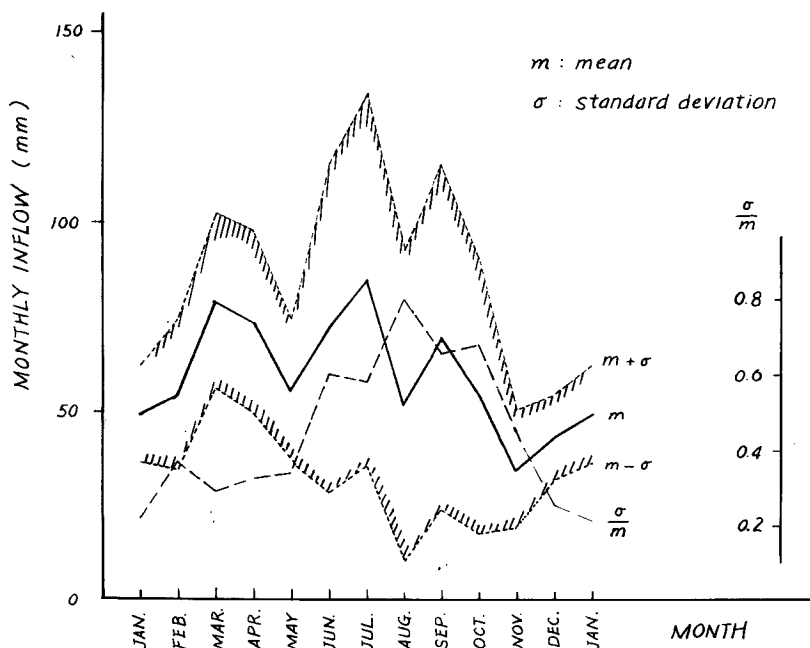


Fig. 1 Variation of monthly inflow, 1940 to 1961.

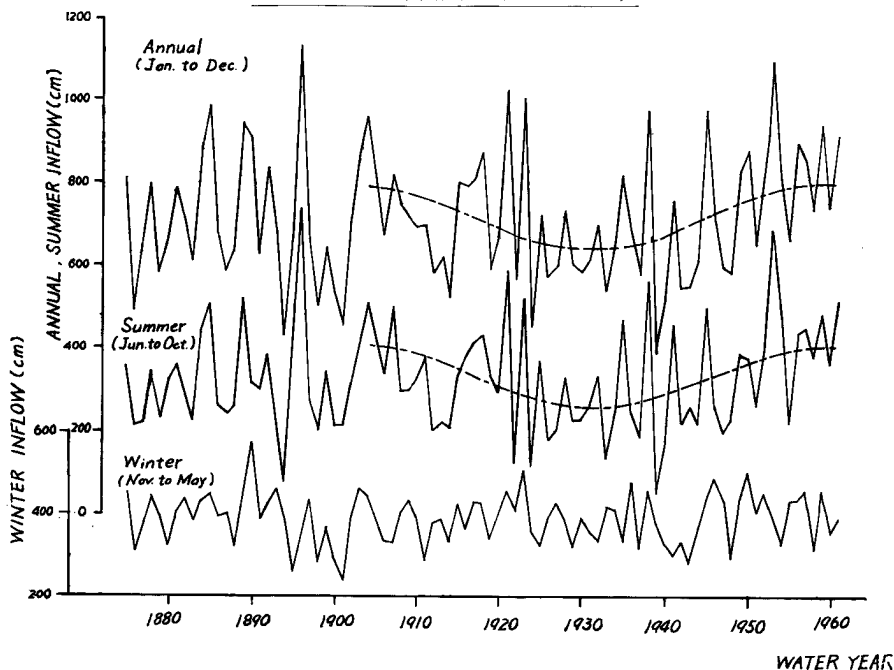


Fig. 2 Secular change of annual, summer and winter inflows.

3. 流入量経年変化の分類

びわ湖の年流入量の経年変化特性を解析する前に、説明の便宜のために本文で用いた時系列の取り扱いについて説明しておく。一つの時系列を考え、これを $Q(t)$ としよう。 $Q(t)$ は一般に規則的な変動 $p(t)$, $g(t)$ および母集団に固有の偶然変動 $m(t)$ および偶然誤差 $n(t)$ よりなっている。すなわち、

$$Q(t) = p(t) + g(t) + m(t) + n(t) \quad (1)$$

ここに、規則変動のうち $p(t)$ は周期的変動で正弦級数で表わされ、 $g(t)$ は傾向変動で t の多項式で表わされるものと仮定し、偶然誤差 $n(t)$ についてはここでは考えないことにすると、上式はつぎのように表わせる。

$$Q(t) = \sum_{i=1}^m a_i \sin \frac{2\pi}{T_i} t + \sum_{i=0}^n b_i t^i + m(t) \quad (2)$$

いいかえれば流入量変化 $Q(t)$ を知ることは、(2)式の右辺中の規則変動としての係数 a_i , b_i および項数 m , n , および偶然変動 $m(t)$ を的確に把握することに外ならない。つまり、このような時系列の諸特性を明白にすることによって将来の姿を予測する手掛りを得ようとするのである。こうした時系列の将来への外挿については多くの研究がなされているが、^{6) 7) 8)} 流入量変動を表わす(2)式のままで取り扱うと数学的に相当難しい計算となる⁹⁾ ために、問題をさらに単純化して考える。それにはまず流入量変化の中から周期的変動を検出・除去し、ついで傾向変動について同様の操作を行ない、最後に残された偶然変動のみからなる時系列に対して予測とその精度について具体的な考察を行なう。

4. 規則変動の検出および除去

ここでは、びわ湖流入量の経年的変化のなかで、まず周期変動を調べる。これは(2)式で正弦級数 $\sum a_i \sin \frac{2\pi}{T_i} t$ で近似できると考えたのであるから、問題は振巾 a_i , 周期 T_i およびその位相を見出すことになる。このうち周期の検出については普通ペリオドグラムまたはコレログラムが用いられるが、ペリオドグラムはコレログラムに比して計算に多くの手数を要し、かつコレログラムで十分その目的を達すると考えられるので、ここではコレログラムを用いて検討する。

一般に、系列相関係数は流入量の時系列標本 $Q(t)$ に対して次式で与えられる。

$$\left. \begin{aligned} r_k &= \frac{1}{N-k} \left\{ \sum_{t=1}^{N-k} \{Q(t) - \bar{Q}_1\} \{Q(t+k) - \bar{Q}_2\} / s_1 \cdot s_2 \right. \\ \text{ただし} \quad s_1 &= \frac{1}{N-k} \sum_{t=1}^{N-k} Q(t)^2 - \bar{Q}_1^2, \quad s_2 = \frac{1}{N-k} \sum_{t=k+1}^N Q(t)^2 - \bar{Q}_2^2 \\ Q_1 &= \frac{1}{N-k} \sum_{t=1}^{N-k} Q(t), \quad Q_2 = \frac{1}{N-k} \sum_{t=k+1}^N Q(t) \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

この r_k を k について計算して描かれたコレログラムにおいて、正の極大点はその周辺に比して正相関が強いことを示すから、周期を表わしている可能性がある。こうした可能性を判別するためには相関係数の有意水準が用いられるが、系列相関係数の完全な有意水準表はまだ作られていない。¹⁰⁾ そこで、通常の相関係数に対する有意水準でこれを示す。すなわち、母相関係数が 0 であるという仮説を棄却した場合の危険率を判定基準とするわけである。

ここでは 1% の有意水準を超えたときに特に有意を認めることとし、夏期流入量および流域平均雨量に対してこのように有意になる部分のコレログラムを示したのが **Fig. 3** である。これによれば夏期の流入量もまたその原因である降雨量も共に $k = 57$ 年において有意水準 1% を超え、かつその近傍における正の相関係数の中で極大値を示している。

この事実がびわ湖の夏期流入量に対して 57 年程度の周期を有するような長期傾向が存在することを表わしているのであろう。他方、既往のびわ湖の水害記録によれば、ほぼ 30 年程度の周期を追えないことはないといわれている。¹¹⁾ しかしこの解析では、57 年の約半周期としての 30 年付近のコレログラムが連続して負相関を示すことから、57 年を基本周期と考えて採用してよいであろう。

さて、時系列における周期が検出されたので、つぎに周期成分を見出す。そのためには、流入量変化を(2)式のように表わした場合の $\sum a_i \sin \frac{2\pi}{T} t + b_0$ を $a \sin \frac{2\pi}{T} t + b \cos \frac{2\pi}{T} t + c$ で表わされるとき、この定数 a, b, c を制約条件；

$$\sum \{Q(t) - (a \sin \frac{2\pi}{T} t + b \cos \frac{2\pi}{T} t + c)\} = 0 \quad (4)$$

の下に分散

$$\sum \{Q(t) - (a \sin \frac{2\pi}{T} t + b \cos \frac{2\pi}{T} t + c)\}^2$$

を最小にするように決定すればよい。それには、Lagrange の未定乗数 λ を用いて、

$$w = \sum \left[\{Q - (a \sin \frac{2\pi}{T} t + b \cos \frac{2\pi}{T} t + c)\}^2 + 2\lambda \{Q - (a \sin \frac{2\pi}{T} t + b \cos \frac{2\pi}{T} t + c)\} \right] \quad (5)$$

を a, b, c に関して最小にすればよい。とくに計算の便宜上、時間の原点を統計期間 N 年の中央に採ると、 $n = (N-1)/2$ として、 a, b, c の最尤値はつぎのようになる。

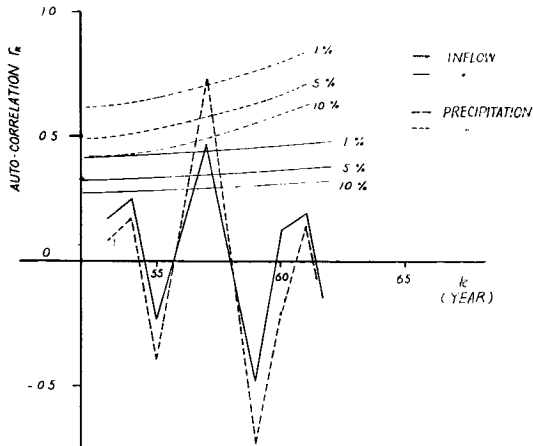


Fig. 3 Correlogram of summer inflow and precipitation for $k=53 \sim 62$.

$$\left. \begin{aligned} \hat{a} &= \frac{\sum_{t=-n}^n Q \sin \frac{2\pi}{T} t}{2 \sum_{t=1}^n \sin^2 \frac{2\pi}{T} t}, & \hat{b} &= \frac{N \sum_{t=-n}^n Q \cos \frac{2\pi}{T} t - \left(2 \sum_{t=1}^n \cos \frac{2\pi}{T} t + 1 \right)}{N^2 - 2N \sum_{t=1}^n \sin^2 \frac{2\pi}{T} t - \left(2 \sum_{t=1}^n \cos \frac{2\pi}{T} t + 1 \right)} \\ \hat{c} &= \frac{\sum_{t=-n}^n Q}{N} - \frac{\hat{b} \left(2 \sum_{t=1}^n \cos \frac{2\pi}{T} t \right)}{N} \end{aligned} \right\} \quad (6)$$

したがって、びわ湖の夏期流入量の周期 $T=57$ を(6)式に適用して定数が決定される。なお、その適合および以後の計算には1904年よりの資料によったが、それは南郷洗堰の完成以前においてはとくに流出量の観測精度に信頼性が乏しいと考えたためである。その結果は、1933年を時刻の原点として、 t を年単位、 p を cm 単位で表現すると、次式のようになる。

$$p(t) = 14.16 \sin \frac{2\pi}{57} t - 72.08 \cos \frac{2\pi}{57} t + 334.2 \quad (7)$$

これは 1932 年で最小、1904、1961 年で最大となり、変動巾が 465 cm となるような変化をする。これを **Fig. 2** に鎖線で記入しておいた。

こうして得られた周期的変動を流入量時系列より差引いた $Q(t) - p(t)$ に対して、さらに傾向変動を検出・除去すれば偶然変動のみが残るはずであるが、びわ湖の場合、傾向変動はほとんど認められなかったの、直ちに以後の考察を進めた。

5. 偶然変動の解析

こうして求められた偶然変動からなる時系列に対し定常性を検定しなければならない。それには近似的ではあるが、1904～1961年を約10年毎に6分し各々の期間における平均値、分散に有意な差がないことから定常確率過程と判定した。つぎに、こうして定常化された時系列に対して Wiener の予測理論を応用して予測を行なった場合の予測可能な限界を明らかにしよう。それに先立って $Q(t) - p(t)$ を全体の標準偏差が1になるように変換した変量として $f(t)$ で表わすことにする。

さて、予測とは $f(t)$ の過去よりある時点までの値を知って p 時間後の将来値 $f(t+p)$, ($p>0$) を推定しようというのである。それには過去のある時点 $t-\tau$, ($0 \leq \tau < \infty$) の値 $f(t-\tau)$ の予測値に及ぼす効果をとくに線型的であるとして、その総和 $\int_0^\infty f(t-\tau) dK(\tau)$ によって将来値 $f(t+p)$ を最も良好に近似させるように積分方程式の核 $K(\tau)$ の形を決定するという手段がとられる。ここで最も良好なという意味は予測誤差の二乗を最小にするという意味であり、 $K(\tau)$ を適当にとって、

$$\sigma^2(K) \equiv \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T \{ f(t+p) - \int_0^\infty f(t-\tau) dK(\tau) \}^2 dt \quad (8)$$

なる $K(\tau)$ の汎関数が極小値をとるような変分問題の解として $K(\tau)$ を決定することである。この解を求めることは結局 Fredholm 型第二種の積分方程式、

$$\varphi(\tau+p) = \int_0^\infty \varphi(\tau-\sigma) dK(\sigma), \quad \tau \geq 0 \quad (9)$$

を解くことに帰する。ここで $\varphi(\tau)$ は時系列 $f(t)$ の自己相関関数で、いまの場合既知である。すなわち、 $f(t)$ に対する自己相関係数で与えられる。この方程式の解法には Frouier 変換を行ない、さらに因子分解の手法が用いられ、結局予想値 $f(t+p)$ およびその平均二乗誤差 $\sigma^2(K)$ が求められる。

びわ湖の夏期流入量に対して相関関数 $\varphi(t)$ は **Fig. 4** のようになり、これは明らかに第一種持続性を有すると考えられる。したがって、これを一般的に、

$$\varphi(t) = e^{-\alpha|t|} \cos \beta t \quad (10)$$

とにおいて、予測値および平均二乗誤差を求めると次式のようになる。

$$\left. \begin{aligned} \text{予測値 } f(t+p) &= A \cdot f(t) - B \cdot \int_0^\infty f(t-\tau) \cdot e^{-\sqrt{\alpha^2 + \beta^2} \cdot \tau} d\tau \\ \text{ここに、} A &= e^{-\alpha p} \left[\sqrt{\left(\frac{\alpha}{\beta}\right)^2 + 1} - \left(\frac{\alpha}{\beta}\right) \right] \sin \beta p + \cos \beta p \\ B &= 2e^{-\alpha p} (\alpha^2 + \beta^2 - \alpha \sqrt{\alpha^2 + \beta^2}) \sin \beta p / \beta \end{aligned} \right\} \quad (11)$$

$$\text{平均二乗誤差 } \sigma^2 = 1 - \left\{ \sqrt{\left(\frac{\alpha}{\beta}\right)^2 + 1} - \left(\frac{\alpha}{\beta}\right) \right\} e^{-2\alpha p} \left\{ \sqrt{\left(\frac{\alpha}{\beta}\right)^2 + 1} + \left(\frac{\alpha}{\beta}\right) \cos 2\beta p \right\} \quad (12)$$

ここで、(11) および (12) 式の意味について少し考察しておこう。まず予測間隔 p が一定である場合、予測を開始した時刻の観測値 $f(t)$ のみを用いた予測値は $A \cdot f(t)$ であり、それ以前の過去の観測値をも加えると、 $A \cdot f(t)$ に対して第2項のような補正を行なうことになるが、過去の1時点の観測値 $f(t-\tau)$ に比較して、それより単位時間以前の観測値 $f(t-\tau-1)$ は $1/e^{\sqrt{\alpha^2 + \beta^2}}$ の重要さしか持っていないことになる。つぎに p を大きくしていくと当然予測値 $f(t+p)$ および誤差 σ は次第に0および1に近づくが、 p が大きければその近づき方はほとんど $e^{-\alpha p}$ に支配されるから予測は急速に無意味になる。

さて、予測結果が有意義であるためには、予測誤差がある許容誤差以下でなければならない。この条件を(12)式に用いれば有意な予測間隔 p が求められる。この p の値はもちろん、 α 、 β によって変わるが、前述したようにとくに α に関するものが重要である。したがって予測に意味がある p の β に無関係な限界 p_m を求めよう。それには許容誤差を σ_a として、 $\sigma \leq \sigma_a$ を(12)に代入し、 $\cos 2\beta p \leq 1$ を用いることによって、つぎのようになる。

$$p \leq -\frac{1}{2\alpha} \log_e (1 - \sigma_a^2) \equiv p_m \quad (13)$$

とくに離散的な時系列の場合には単位時間以後の予測が有意でなければならないから、 $p_m \geq 1$ において、

$$\alpha \leq -\frac{1}{2} \log_e (1 - \sigma_a^2) \equiv \alpha_m \quad (14)$$

でなければならない。(14)式の σ_a と α_m の関係を計算すると **Table 1** のようになる。すなわち、いまこのような予測に対して認容される誤差 σ_a に対応した α_m が、実際のコレログラムより求められたてい減係数よりも小さければ、事実上予測は意味がないことになる。

つぎに実際のコレログラムより α 、 β を決定しなければならないが、それには近似的に つぎのような方法を採用した。すなわち β をコレログラムの図上における極大値を示す周期 Ω に対応して $\beta = 2\pi/\Omega$ とし、最小二乗的に α を決定する。これはつぎの方程式

$$\begin{aligned} r_1 \cos \beta + r_2 \cos 2\beta \cdot x + \dots + r_n \cos h\beta \cdot x^{h-1} \\ = \cos^2 \beta \cdot x + \cos^2 2\beta \cdot x^3 + \dots + \cos^2 h\beta \cdot x^{2h-1} \end{aligned} \quad (15)$$

の解 x より

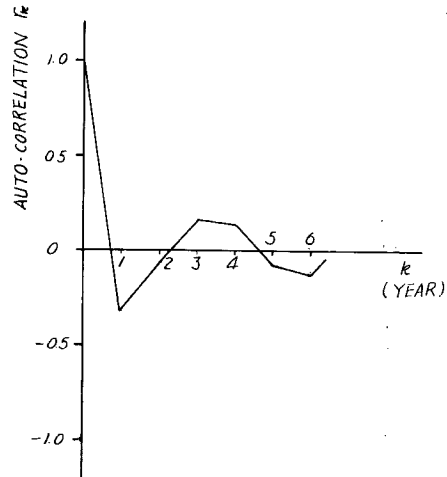


Fig. 4 Correlogram of residual summer iuflow, removed periodic change from total iuflow.

Table 1 Relation between allowable error σ_a for prediction and critical coefficient α_m of significance.

σ_a	0.99	0.95	0.90	0.75	0.50
α_m	1.956	1.168	0.831	0.414	0.144

$$\alpha = -\log_e x$$

(16)

によって定められる。ただし項数 h が適当かどうかは、このようにして求められた α, β を用いて h 項以下の相関関数を (10) 式によって算出し、これが標本相関係数より求めた信頼限界内にあることを確認するという常用の方法をとっている。

さて、夏期流入量の変動部に対応するコレログラム **Fig. 4** より $h=3$ とすればよく、 $\alpha=1.02, \beta=1.80$ となる。ところが **Table 1** における許容誤差として、 $\sigma_a=0.9$ を採択すれば $\alpha_m=0.83$ となり、この α_m は α より小さい。このことは過去の夏期流入量よりその長期傾向を差引いた残差を用いて将来値を線型的に予測しようとしても、その推定誤差からみてほとんど将来値が偶発的に生起すると考えた場合と大差がない

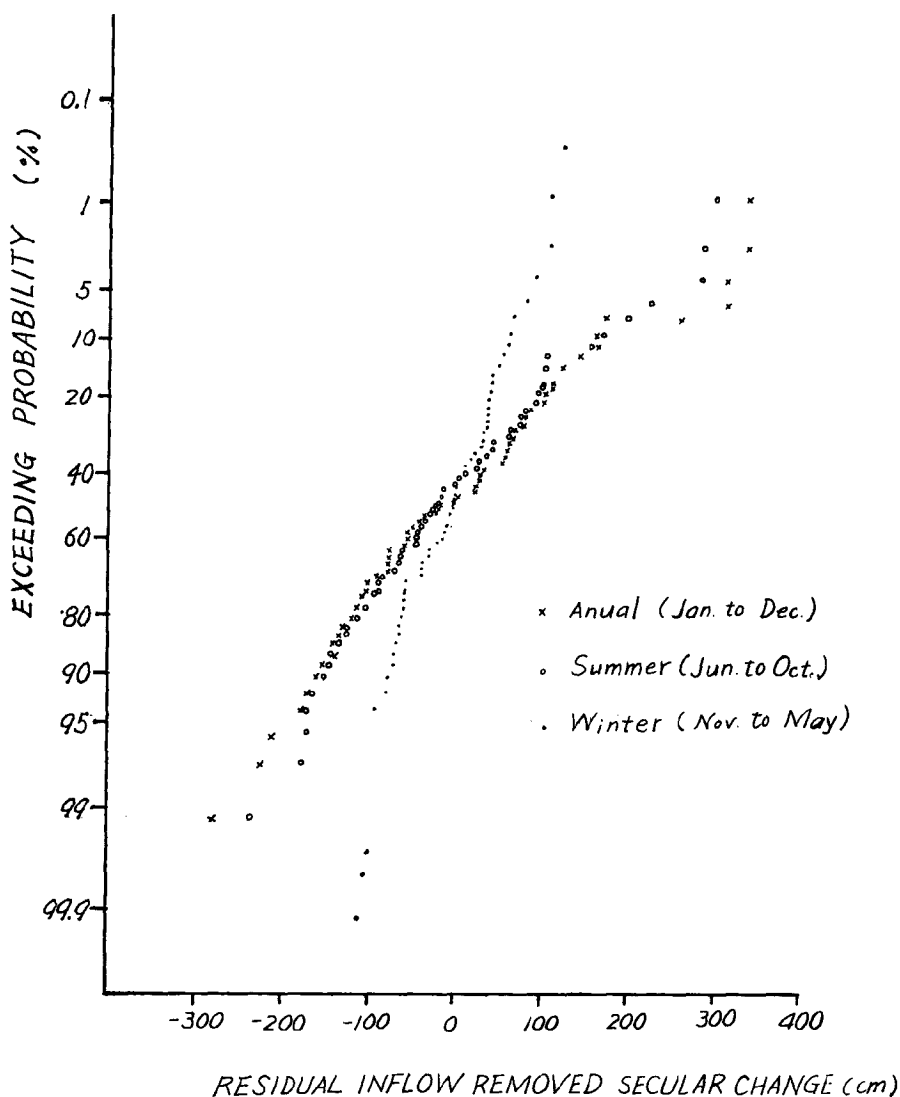


Fig. 5 Probability distribution of annual summer and winter inflows.

ことを示すものである。この事実は周期傾向を除去した残差に対して偶発事象として確率論的な取扱いが許されることを示すものである。実際、**Fig. 5** の○印で示したように正規分布に近い分布をなすから適当な定数を加えた対数変換を行えば容易に正規分布として表現できる。

さて、以上は夏期流入量に対する考察であったが、前述したように1～12月の全年流入量に対しても全く同様な変動がみられる。すなわち、やはり57年の潜在周期が検出され、これに対して正弦曲線を仮定して挿入すると1931年で最小、1903、1960年が最大となりその差が湖水位に換算して93.8cmであるような長期傾向を示す。これは**Fig. 2**に鎖線で記入されている。さらにこのような周期変動を除去した残りの流入量を用いて将来値を線型的に予測することは予測精度からみてほとんど無意味であることも示される。ところがこれに反して冬期(11～5月)流入量についてはこうした経年的変化はほとんど認められず、ある一定の平均値(湖水位に換算して390cm)のまわりにランダムに生起していることがわかった。これらの夏期および冬期流入量の周期傾向を除いた確率分布を**Fig. 5**に併記してある。

6. 降水量と流入量との関係

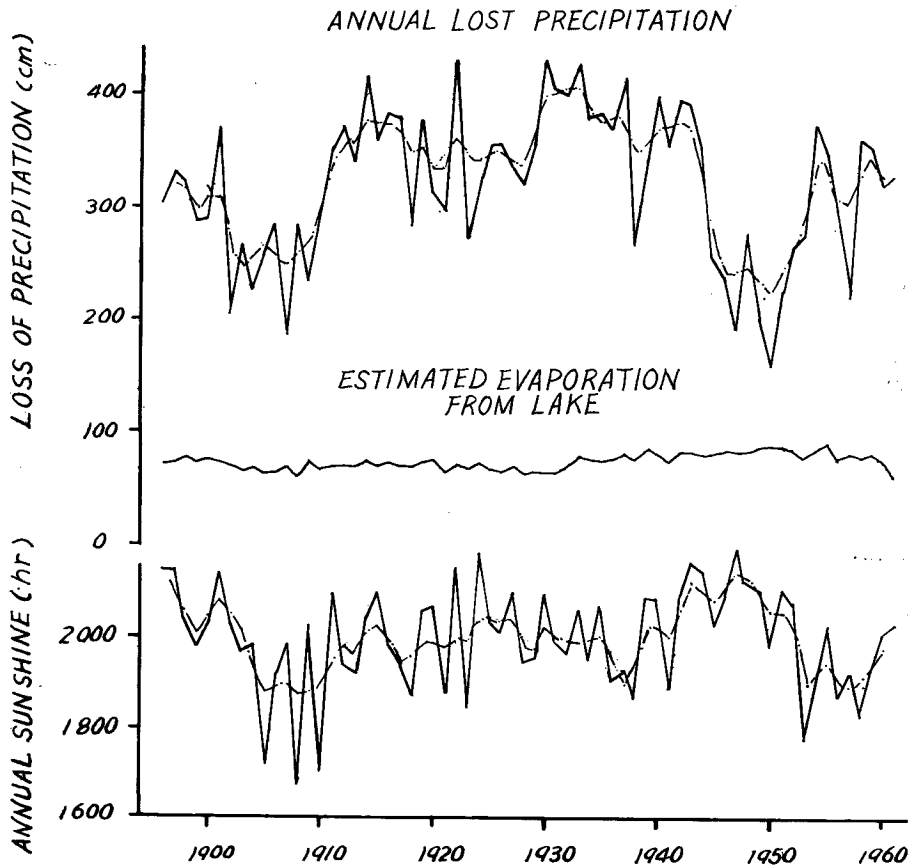


Fig. 6 Secular changes of annual lost precipitation, estimated evaporation from water surface of Lake Biwa, and sun-shine at Hikone.

さて、このようにして流入量の経年的変化の模様が明らかになったのであるが、最後にこうした変動を生ずる要因について考察した結果について述べよう。流入量は、その供給源としての降水量とこれが流入量として観測されるまでの損失量との差であるから、原理的にはこの両者が明確に把握されれば容易に算出できるはずである。とはいえ、これらは共に複雑な現象であり、とくに降水に関しては、普通の地上気象要因の外に高層の気象状態が支配的であり、こうした方面の研究については今後に期待したい。ここでは地表付近の観測のみから何らかの手掛りが得られるであろういわゆる降水損失についてのみ考察した。

この損失降水量を流域平均降雨量から前述したようにして計算された流入量を差引いたものとして求め、経年的に図示したのが **Fig. 6** の上の曲線である。すでに流入量の経年変化に関して述べたように、全体的な変化の傾向が重要であって、それからの偏差は意味が薄弱であること、およびコレログラムによる周期検出では1%の有意水準を越すものがないために、適当な移動平均によって傾向を把握するように試みた。今の場合には4年位の移動平均が適当で、これを図中に鎖線で併記しておいた。これをみると1905年、1950年付近の10年間位がいずれも小さくなっており、流入量の経年傾向とは逆にその中間では大きくなっている。

さて、この損失の中には、湖、川等の水面および地面からの蒸発、植物からの蒸発散、さらに地下水および土湿の増分等があるが、年間の水収支を考えるとときには蒸発散以外のものは無視しようと考えてよいであろう。つぎに、この蒸発散を湖面蒸発とそれ以外のものに分けて考えてみよう。

湖面における蒸発観測はきわめて不十分なものではあるが、瀬田地点における昭和29~35年の各月毎の観測値がある。これと彦根測候所における蒸発計の記録との間に各月間で比例関係が成立つものと仮定して、比例定数を求めると **Table 2** のようになる。

Table 2 Proportional coefficient between monthly amounts of surface evaporation from Lake Biwa and pan evaporation at Hikone, 1954 to 1960.

month Evaporation	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.
from Water Surface (at Seta)	cm 28	45	53	84	87	72	109	115	72	53	45	37
from Pan (at Hikone)	47	54	74	102	114	123	157	173	117	78	63	48
Pan Coefficient	0.59	0.83	0.71	0.83	0.76	0.58	0.69	0.66	0.62	0.67	0.71	0.77

この値を用いて月毎の湖面蒸発量を推定し、これを年間で総計した推定湖面蒸発量が **Fig. 6** の中の曲線で示してある。これによれば損失降水量のうち湖面蒸発量はあまり変わらず、変動の主体は湖面以外からの蒸発散によるものと推察される。

さて、降水損失としての蒸発散量に関係するのは、熱収支という観点から、流域へ供給される熱量とその外部への放散量である。これに関係する気象要素として日射、飽差、風速、気圧等が考えられているが、彦根地点におけるこれらの観測記録を用いて検討したところ、経年変化に最も関係の深いのは日射のようである。

日射に関する観測記録は、かなり断続してはいるが、昭和26年までの9, 12, 15時における銀盤日射計による直達日射量と、昭和29年以後のロビッチ式自記日射計による水平日射量および、継続的なジョルダン式日照計による日照時間記録がある。これらのうち各年の月別の直達日射量の記録を調べると、これは太陽面が雲にさまたげられない場合の日射強度に相当するが、日平均にして大体 $11 \sim 13 \text{ cal/cm}^2 \cdot \text{min}$ の範囲にあり大きな差はない。また **Fig. 7** に示したように、月別の天空輻射を含む水平日射量と日照時間がほぼ比例することを考え合わせると、日照時間中の日射エネルギーの強度は年間を通じてあまり変わらないとい

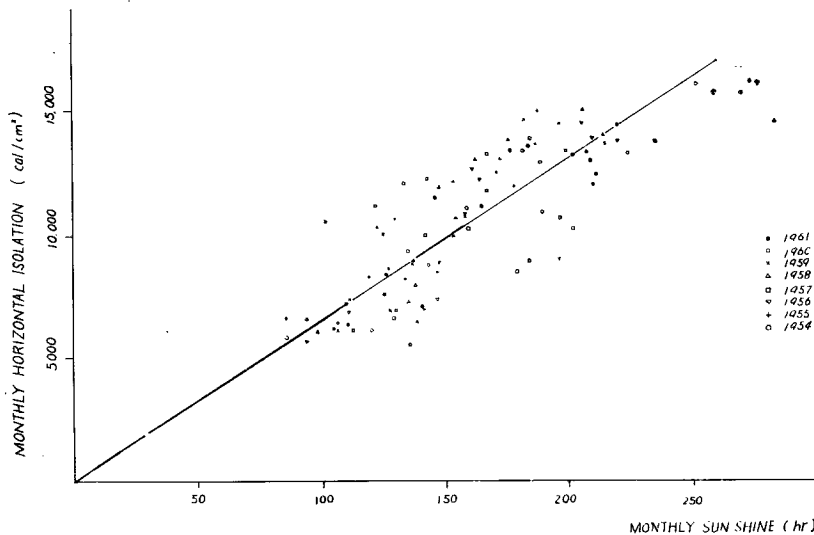


Fig. 7 Relation between monthly horizontal isolation and monthly sun-shine at Hikone.

えるであろう。したがって年間の累加日照時間を用いて日射量の大概の値を推定することができることになる。

さて累加日照時間を経年的に描いたのが **Fig. 6** の下で、この4年移動平均が鎖線で示してある。これを見ると、この累加日照時間と損失降水量の変動傾向が1950年付近の数年間を除いてかなりよく合致していることがわかる。なお比較のために蒸発散損失を Dalton 流に飽差と風速とに関係するとして種々試算してみたが全く傾向的に合わなかった。この事実、水面蒸発に関して Cummings 等がその最大主因が日射であり、湿度および風の及ぼす影響はきわめて微弱であることを熱力学的考察から明らかにしている¹²⁾が、これが流域からの蒸発散に対してもある程度成立つことを示すものではないだろうか。また、びわ湖流域のような広大な面積（約 3,800 km²）からの蒸発散に対しては、局地性の強い風、湿度という拡散的な要素よりも、地域的普遍性の強い日射要素が卓越するのであることを示唆するものといえよう。

なお1950年付近数年間に関しては損失水量と日照時間の傾向が極端に異っているが、この原因の一つは戦後の混乱期において水源の山林が過伐されたことにより、流域の保水能力が低下し、降雨遮断量や蒸発散量が減少したためであろうと想像される¹³⁾が、明確なことは不明である。

7. 結 論

以上、びわ湖への流入量の経年変化に関して時系列論的な考察を行なって、その周期および偶然変動の性質を明らかにし、さらに流入量を規制する降水の損失を蒸発散損失として論じ、その気象要因を実証的に推察したのである、ここに得られた結果を要約するとつぎのようになる。

(1) びわ湖の年流入量は、大きく分けて6～10月の夏期流入量と、11～5月の冬期流入量に大別でき、このうち経年変化の長期傾向に関係するのは主として夏期流入量で、冬期流入量にはほとんど影響されない。

(2) 夏期または年間流入量には57年程度のかなり顕著な潜在周期があり、その周期を除去した場合、一方向的傾向変動はほとんど認められない。

(3) 周期的な変動を除去した残りの流入量を利用して、将来値を過去の資料より線型的に予測しようとしても予測誤差からいってほとんど意味がない。

(4) 流入量変動を規制する降雨損失量の経年変動は主として湖面以外からの蒸発散による損失に左右されるようで、これは日射とくに累加日照時間の経年傾向とよく合致する。

最後にこの研究を遂行するに当たり、終始適切な御指導を頂いた防災研究所の石原安雄教授および資料収集に御協力下さった近畿地建および彦根測候所の皆様、さらに計算あるいは図面の作製に御助力頂いた学生石谷藤四郎君に厚く謝意を表するものである。

参 考 文 献

- 1) S. Hayami: Variations in stage of the Yangtze river at Hankow and some climatic changes in central China inferred from them, I and II, Journal of Shanghai Sci. Inst. 1938 and 1940.
- 2) 上山惟康: 洪水の周期変動について, 土木学会誌, 第37巻11号, pp. 1~6.
- 3) 石原藤次郎, 上山惟康: 年最大洪水流量の長期予報について, 土木学会誌, 第37巻11号, pp. 7~12.
- 4) 高瀬信忠: 時系列論から見たわが国水文諸量の性格について, 土木学会誌, 第43号, 昭32.2, pp. 39~42.
- 5) 近畿地建: 淀川水系水文資料, びわ湖 I・II, 1963. 1
- 6) A. N. Kolmogoroff: Interpolation und Extrapolation von stationären zufälligen Folgen, Bulletin de l'académie des sciences de l'U.R.S.S., Ser. Math. 5, pp. 3~14, 1941.
- 7) N. Wiener: Interpolation and Smoothing of Stationary Time Series with Engineering Applications, John Wiley & Sons co., 1949.
- 8) 小河原正己: 時系列論とその応用, 応用統計学, 克誠堂, 昭24, pp. 7・01~7・41
- 9) 近藤次郎: 経営と管理のための数学入門, 日科技連, 昭34.7, pp. 197~207.
- 10) 8)と同じ,
- 11) 近畿地建: 淀川の河川計画と水管理の研究, 昭36.3, pp. 177.
- 12) 野満隆治, 瀬野錦蔵: 新河川学, 地人書館, 昭34.8, p. 36~39.
- 13) 山口伊佐夫: 流域内水収支に対する森林の影響, 一蒸発と蒸散について一, 水利科学, NO. 27, 1962, pp. 29~48.