

## 熱帯モンスーン地域における流出特性の解析

AN ANALYSIS OF RUNOFF CHARACTERISTICS  
IN A TROPICAL MONSOON REGION日野 幹雄\*・砂田 憲吾\*\*  
By Mikio HINO and Kengo SUNADA

## 1. はじめに

最近の水文学は Stochastic Hydrology, Dynamic Hydrology および Parametric Hydrology と多様化してきている。これらの方法により種々の河川流域に対する流出予測および流出解析の研究が行われ、洪水・低水予測精度の向上と流出特性の把握が進められてきている。

さて、Stochastic Hydrology は、限られたデータからより客観的に有効な情報を引き出そうとする立場にあると著者らは考えている。Stochastic Hydrology の進展に伴って、最近では流出の非線形性を考慮した解析手法もいくつか整備されつつある。この点について、著者らはさきに、拡張遅延フィルター相関法<sup>1)2)</sup>を提案した。この方法は非線形応答理論に基づく核の同定にフィルター相関を用いるものであり、計算時間や計算容量が少なくすむなどの有効性を備えている。特に拡張法では実河川データに即して降雨入力の仮定が緩和されており、実用性も高いと思われる。この方法をわが国の種々の中小河川流域に適用したところ、流出予測にほぼ満足すべき結果を得た。

本論文は、比較的大流域のクワイヤイ川流域を例として、この方法をさらに熱帯モンスーン地域に適用し、あわせて降雨流出特性の解析を試みたものである。この流域では、雨季・乾季の明瞭な区別のある降雨形態、年間を通して高温であること、雨季の期間中に流出係数が大きく変化すること、透水性の高い流域特有の地質をもつことなどいくつかの特徴がみられる。

こうした地域は従来より水文観測データや流出解析例<sup>3)4)</sup>が十分とはいえない。今日これら諸地域での開発が急速に進められつつある現状を考えれば、降雨・流出

に関する解析や情報には社会的要請も強いと思われる。

## 著者らの考え

こうした場合には、従来からとられてきた基礎法則から出発する演繹的解析法にとらわれず、現実の資料の冷静な分析からみずからの目で法則や特性を把握していくという帰納的方法を活用することが必要と考えられる。現在の水文学は、一方でさまざまな新しい数学手法が導入されてきわめて華かであるが、他方、水文学が本来もっている自然現象のからくりの解明の方向が、ややなおざりにされているのではないかと著者らは反省している。本論文は、こうした点で単なるクワイヤイ川流域の流出解析にとどまるものではないと考えている。

## 2. クワイヤイ川流域

## (1) 地形・気候

図-1 に示されるクワイヤイ川はタイ中央平野の西方に位置する山岳地方にあって、さらに西方のクワイノイ

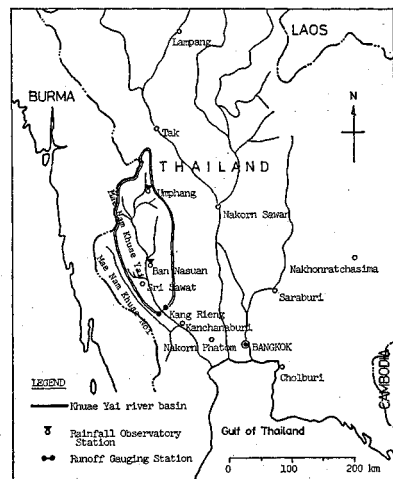


図-1 クワイヤイ川流域位置図

\* 正会員 工博 東京工業大学教授 工学部土木工学科

\*\* 正会員 工修 東京工業大学助手 工学部土木工学科

川と合流しクワイ河としてタイ湾に注いでいる。クワイヤイ川上流河道は平均 1/400 の急勾配をもち、おもに峡谷をなすが、下流で支流の Huai Kha Khaeng と合流する地点から流路もひらけて河道の勾配も 1/1 500 と緩やかとなる。

クワイヤイ川流域では、タイ中央部と同様にモンスーンアジアの中でも比較的降雨が少なく、年降水量 1 000~2 000 mm 程度である。これはピラウクタウング山脈がマレー半島に沿ってほぼ南北にのびていることから、雨季南西季節風に対して地形上の障壁の陰により、いわゆる Rain shadow になっているためである<sup>5)</sup>。この影響によりクワイヤイ流域や中央平野部における月別降水量のピークは偏り雨季後半の 9~10 月となる。

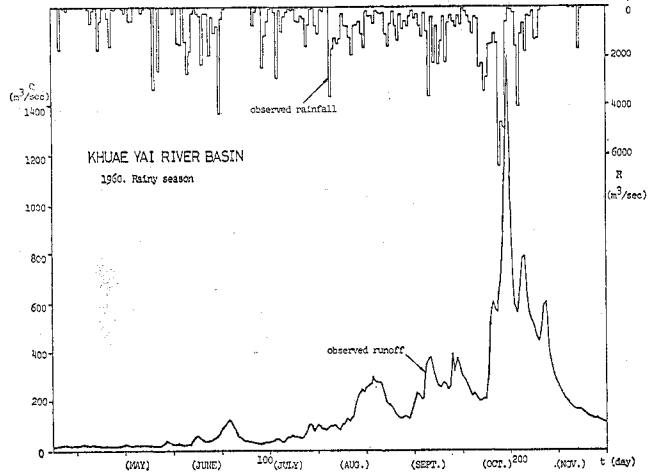


図-2 観測降雨量と流出量の例

(2) 流域特性および水文観測

地質は東南アジアの造山作用に重要な役割を果たした Burmese-Malayan geosyncline により構成されており、この流域では、この国のほとんどがそうであるように Rat Buri 石灰岩質である。このため見かけの透水係数は大きく、全流域的に風化も進んでいることから多量の間流出の発生が推測される。植生としては熱帯および亜熱帯雨林の林相を呈し、常緑広葉樹林、灌木林が密生している。山岳地帯にあって人間活動は少なく、ほとんど自然のままの流出状態が保たれている。

流量観測はクワイヤイ川中流 Kan Rieng で行われており、この地点より上流域面積は 10 802 km<sup>2</sup> である。南北に長い流域形状をなしており、この中・下流部と上流部の 2 地点で降雨が観測され、重み (Umphang : 0.506, Ban Nasuan : 0.494) をつけて流域平均雨量としている。

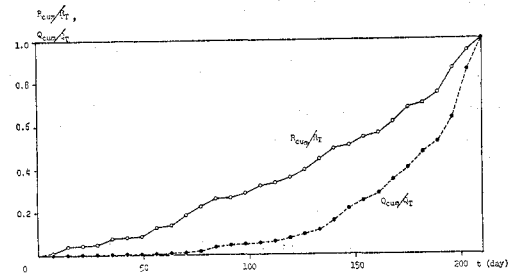


図-3 R<sub>cum</sub>/R<sub>T</sub> および Q<sub>cum</sub>/Q<sub>T</sub> と t

3. 流出係数

(1) 降雨-流出関係からの流出係数

a) 積算流出係数

クワイヤイ流域における実測 Hyetograph, Hydrograph の一例は 図-2 のようになる。同図を一見すれば、雨季の期間の降雨に対する流出の様子が時間の経過とともに変わっていくことがわかる。すなわち、雨季の初期、中期、後期と移るに従い流出係数が漸次増加しているとみることができる。

長期間の降雨-流出の平均流出係数を“雨季に入ってから終了時間 T までの平均流出係数”としてまず次式

で定義する。

$$f_0 = \frac{\int_0^T Q dt}{A \int_0^T r dt} = \frac{Q_T}{R_T} \dots\dots\dots (1)$$

ここに、A : 流域面積、Q : 流出量、r : 降雨強度であり、

$$Q_T = \int_0^T Q dt, R_T = A \int_0^T r dt = \int_0^T R dt$$

実質的な雨季終了時として T=210 日をとれば f<sub>0</sub>=0.193 程度である。

いま、雨季任意時間 t までの降雨量、流出量を

$$R_{cum} = \int_0^t R(\tau) d\tau, Q_{cum} = \int_0^t Q(\tau) d\tau$$

とおいて、図-2 の例についてこれらの時間変化を見れば 図-3 のようになる。

ここで、

$$f(t) = \frac{Q_{cum}(t)}{R_{cum}(t)}$$

とおき、f(t)~t および  $\frac{Q_{cum}}{Q_T} / \frac{R_{cum}}{R_T} \sim t$  の関係は 図-4 のようになる。同図から

$$\frac{Q_{cum}}{R_{cum}} \cdot \frac{R_T}{Q_T} = \frac{f(t)}{f_0} (\cong \text{const}) \dots\dots\dots (2)$$

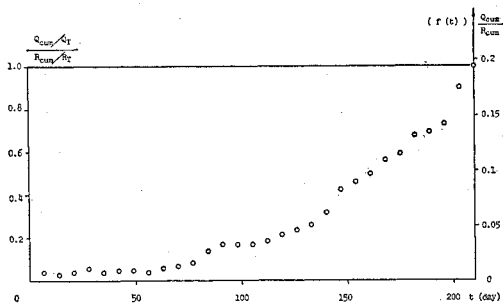


図-4  $f(t)$  および  $\frac{Q_{cum}/Q_T}{R_{cum}/R_T}$  と  $t$

となり、雨季開始から時間  $t$  まで平均流出係数が一定でないことを示すものである。

流出予測には流域システムの定常性を仮定するのが普通である。これまで多くの流出解析の対象とされてきた温帯地帯では、有効降雨を求めるための流出係数の時間的変化はそれほど大きくはなくほぼ一定とみなしても大きな誤差を生じない。本論文と同じ方法をわが国の河川(神流川、相模川)に対して流出係数を一定として適用したところ、流出の推定値と実測値とで時間的(季節的)に顕著な誤差の傾向がみられなかった(文献1, 2)。しかし、この地域では流出係数の変化は無視できないほど大きい。したがって、このまま生の観測降雨-流出量データに基づく解析では不相当であることは明らかであり、新たに有効降雨の推定法を検討する必要がある。

b) 短期間平均流出係数

本論文では、直接流出に含まれない地下水流出のうち出水直後のいわゆる Storm type のものを遅い中間流出、あるいは単に中間流出とよび、季節的スケール、年スケールでの地下水流出と区別して考えることにする。

雨季の4~11月中に、ある一群の降雨による直接流出および遅い中間流出を後述する図-15~18から15日程度で考えれば、この洪水期間内では図-4により流出係数はほぼ一定とみなせる。そこで一群の降雨による“短期間の平均流出係数”を  $C_f$  として次のように定義する。

$$C_f = \frac{\bar{Q}_{15}}{\bar{R}_5} = \frac{\int_0^{15} Q(t+\tau) d\tau}{\int_0^5 R(t+\tau) d\tau} (\leq 1.0) \dots (3)$$

添字・積分上限の5, 15は特に重要な意味をもちず、単に実測 Hyetograph, Hydrograph から一群の強降雨-流出量の選定の目安としたものである。孤立した単独降雨と出水が明瞭であればそれらを利用すればよいが、実測グラフの特に雨季後半ではこのことが困難であるため式(3)のように定めた。

式(3)により、実測データから降雨と流出とがほぼ対

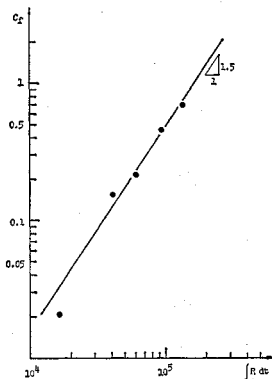


図-5  $C_f$  と  $\int Rdt$

応する部分を抽出して求められた  $C_f$  を、 $\int Rdt$  に対してプロットすれば図-5のようになる。

図-5より、流出係数  $C_f(t)$  は一般的に次式のように表わすことができる。

$$C_f(t) = K \left[ \int_0^t Rdt \right]^{1.5} (\leq 1.0) \dots (4)$$

ただし、 $K$  は定数であり、 $t$  は雨季開始からの時間である。

ここで、 $C_f=1.0$  となるまでの総降雨量として、

$$R_T = \int_0^t Rdt$$

を用いれば、式(4)は次のように表わされる。

$$C_f(t) = K_T \left[ \int_0^t \frac{R}{R_T} dt \right]^{1.5} (\leq 1.0) \dots (5)$$

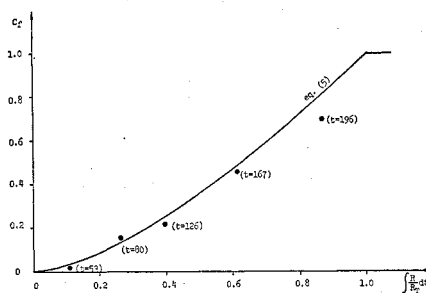


図-6  $C_f$  と  $\int \frac{R}{R_T} dt$

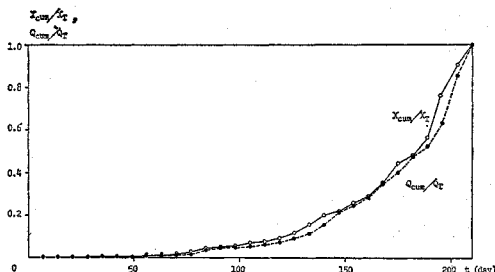


図-7  $X_{cum}/X_T$  および  $Q_{cum}/Q_T$  と  $t$

いま、 $t_0$  に雨季開始から実質的な雨季終了までの 210 日 (約 7 か月) をとれば、 $K_T=1.0$  のとき  $C_f$  は図-6 の実線のようになる。定数  $K_T$  の値は年により多少変化することも考えられるが、ここでは固定して扱うことにする。

以上より得られる流出係数を用いて次式、

$$x(t) = C_f(t) \cdot R(t) \dots\dots\dots (6)$$

で変換された有効降雨  $x(t)$  は 図-7 のようになる。

(2) 蒸発散公式より推定される降雨損失と流出係数

本節では、気象条件から有効降雨を推定することを試みる。

モンスーン地域の特にタイ中西部では年間を通して、月別平均気温は 25~30°C である。高温かつ温度変化の少ないこの地方での雨季には損失降雨としての蒸発散量を無視しえない。

流域内の Sri Sawat と Bangkok の月別平均降水量は 図-8 のようになり類似した傾向を示す。また、この流域と Bangkok の月別平均気温も乾季を除いてほぼ同様な傾向を示す。ここでは資料の整っている Bangkok を例に取り上げ蒸発散量について考察する。

図-9 には Bangkok と流域付近の Kanchanaburi の平均気温および平均湿度が表わされている。同図から降水量と蒸発散能では、雨季前後期のパターンの逆転が推測される。すなわち、雨季後期で降水量が大きいのに対し、前期では蒸発散能が大きいとみられる。

蒸発散能 (PE) は水分の補給が十分であるとする場合の地表面・地被植物葉面などからの総合的な蒸発・発散量を与えるものである。Thornthwaite および Hamon による蒸発散能推定式はそれぞれ次式で示される<sup>6),7)</sup>。

Thornthwaite :

$$\overline{PE}_i = 0.533 D_0 \left( \frac{10 t_i}{J} \right)^a \dots\dots\dots (7)$$

$$a = 6.75 \times 10^{-7} J^3 - 7.71 \times 10^{-5} J^2 + 1.792 \times 10^{-2} J + 0.4924$$

$$J = \sum_{i=1}^{12} \left( \frac{t_i}{5} \right)^{1.514}$$

$$\text{Hamon} : \overline{PE}_i = 1.40 D_0^2 \cdot P_w \dots\dots\dots (8)$$

ここに、 $\overline{PE}_i$  :  $i$  月平均日蒸発散能 (mm/day),  $D_0$  : 日照時間 (12 hr/day),  $t_i$  :  $i$  月平均気温 (°C),  $P_w$  : 日平均気温に対する飽和絶対湿度 (gm/m<sup>3</sup>)

式 (7), (8) を用いて月平均蒸発散量 PE(mm/Month) を推定すれば 図-10 のようになる。両式による推定値には多少のひらきもあるが、その絶対値はいずれもわが国でのレベル (40~80 mm/Month) に比べてかなり大きい。また、PE は一年を通してほぼ一定とみなせる (Hamon) か、ないしは雨季の初期で

低いピークをもつ (Thornthwaite)。

いま、有効月平均降水量は、

$$r_{ie} = r_i - \alpha_i PE_i \quad (0 \leq \alpha_i \leq 1) \dots\dots\dots (9)$$

とおくことができる。ただし、 $r_i$  は月平均降雨量である。係数  $\alpha_i$  は不明なためここでは最も単純に  $\alpha_i=1$  と仮定する。 $r_{ie} < 0$  のとき  $r_{ie}=0$  として  $r_{ie}$  を示せば 図-11 のようになる。

ここで、損失降雨の大部分が蒸発散によると考えて、流出係数に対応して、

$$C_{fi} = \frac{r_{ie}}{r_i} \dots\dots\dots (10)$$

を定義し、 $C_{fi}$  と月の関係および  $C_{fi}$  と  $\frac{\sum_{i=1}^n r_i}{\sum_{i=1}^{10} r_i}$  の関係は、それぞれ 図-12, 13 のようになる。おのこの図にはクワイヤイ川流域実測データによる流出係数

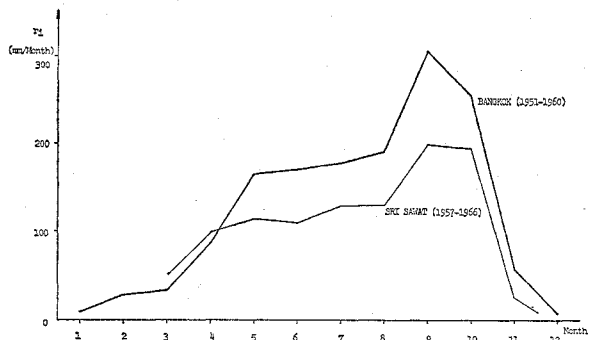


図-8 月別平均降水量

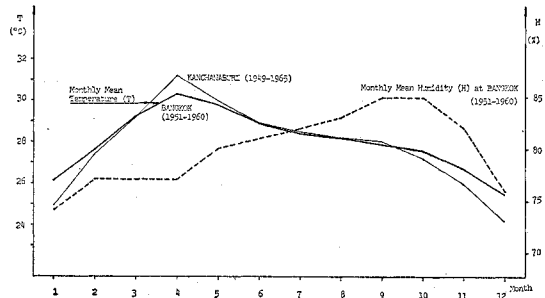


図-9 月別平均気温および湿度

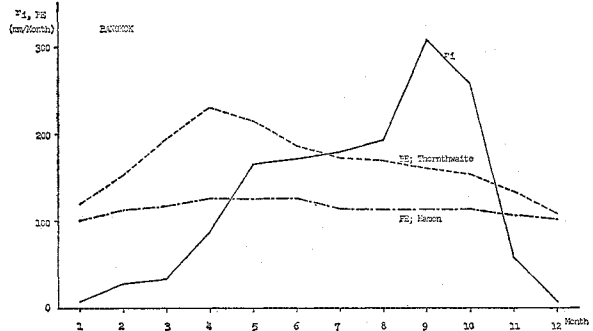


図-10 月平均蒸発散量の推定と平均降水量

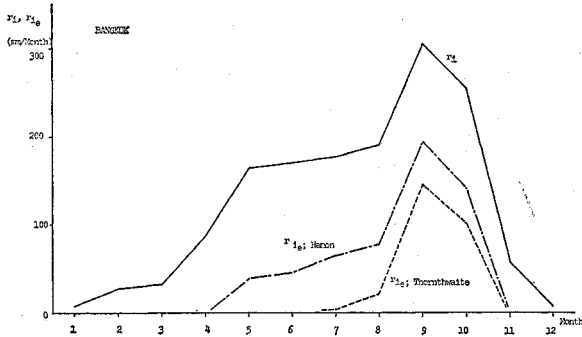


図-11 月平均有効降雨量の推定

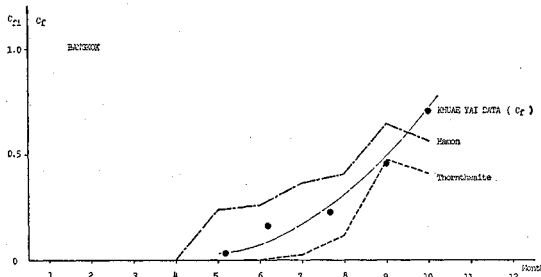


図-12 月平均流出係数  $C_{fi}$  の推定

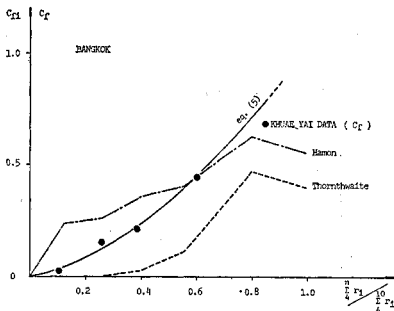


図-13 月平均流出係数  $C_{fi}$  の推定

$C_f$  が・印で示されている。また、式 (5) から月平均降水量 (mm/Month) を用いて求まる流出係数は 図-13 の実線のようになる。図-12, 13 から  $C_{fi}$  と  $C_f$  がほぼ一致することが示される。

以上より、この地域では高い蒸発散量のために、雨季前半は有効降雨がきわめて少なく、それは漸次増加しその変化が大きい。このことから、前節で求められた流出係数の経時変化は蒸発散量の変化に大きく支配されていると考えられる。したがって、本論文で誘導された式 (4) および式 (9), (10) による流出係数の推定方法は、同じ熱帯モンスーン地帯にあるほかの流域にも応用できるものと考えられる。

#### 4. 流出特性

##### (1) 降雨—流出の統計的性質

###### a) 有効降雨自己相関

図-14 は有効降雨 ( $x$ ) の自己相関係数 ( $C_{xx}(\tau)/C_{xx}(0)$ ) を示している。この流域での相関は、相模川 (1200 km<sup>2</sup>) や神流川 (370 km<sup>2</sup>) などのわが国の中小河川流域の場合に比較して高くなっている。この理由の一つは次のように考えられる。すなわち、この流域は上記の流域に比べて大きくかつ南北に長い。卓越した南西季節風により雨域はほぼ南から北へ移動し、毎日の降雨の観測に時間的なずれが生ずる。その結果流域平均雨量は前後 2 日間の観測資料に影響することが多く、相関は高くなると考えられる。

'60 年で  $\tau=7$  (日) に相関が高いのはわが国でも同様の傾向にあり、その場合 7 日周期の気圧変動による降雨変化として説明される。この流域についても同様な解釈が成り立つものと思われる。ただし、ここでは有効降雨の相関であり、生の観測降雨によるものではない。

###### b) 有効降雨—流量相互相関

図-15 には有効降雨と流量との相互相関係数 ( $C_{xy}(\tau)/C_{xy}(1)$ ) が示されている。 $\tau=2\sim3$  日でピークをとり、このことは流域規模に応じた直接流出の遅れを表わ

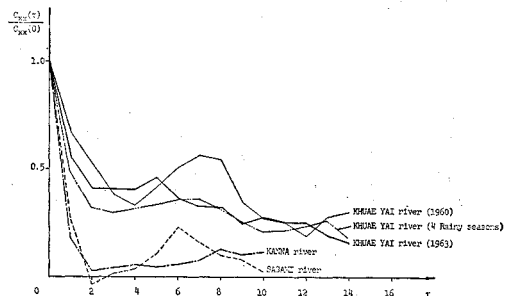


図-14 有効降雨の自己相関係数

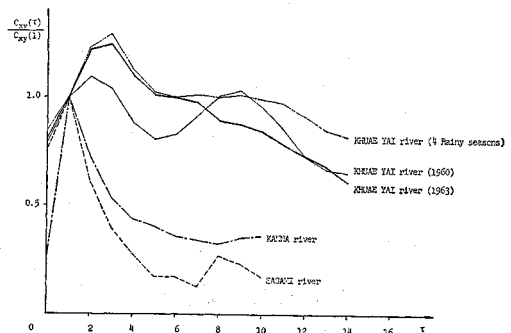


図-15 有効降雨と流出量の相互相関係数

している。また、日本の中小河川に比べ高い相関を示している。これは流域平均降雨を用いていること、大流域で応答時間が長いこと、および石灰岩地質のため風化・多孔化に伴う見かけ上高い透水係数により、地下水流出成分のうち遅い中間流出成分が大きいことなどの理由に

よると考えられる。

c) 有効降雨—流量三重相関（2次非線形流出核）

後述するように、式(15)より2次流出核は三重相関の定数倍で与えられる。図-16~18は正規化された2次の流出核が示されているが、これを三重相関  $R_{xxy}$  ( $\sigma_1, \sigma_2$ ) と読み替えてもよい。 $R_{xxy}(\sigma_1, \sigma_2)$  は相互相関に対応して  $\sigma_1 = \sigma_2 = 2 \sim 3$  日で最大値をとる。1960年では ( $\sigma_1 = 2$  日,  $\sigma_2 = 9$  日), ( $\sigma_1 = \sigma_2 = 9$  日) に、1963年では ( $\sigma_1 = 2$  日,  $\sigma_2 = 7$  日), ( $\sigma_1 = \sigma_2 = 6$  日) にそれぞれ副次的なピークをもつ。図-18では上述2年の場合のほぼ平均的なものとなっている。

図-16~18のパターンは、図-19に示される神流川の場合とはかなり異なっているが、上流域に熔岩台地をもつ相模川の場合(図-20)とは  $\log(\sigma)$  のずれを除けば比較的良好に似ている。これは前述したように porous な地質の透水性と流域規模の関係から類似の非線形特性を示したものと考えられる。クワイヤイ川と相模川とでは降雨形態や流域面積に大きな差があるにもかかわらず、流出特性に共通した点のあることは興味深い。

(2) 流出推定・予測

先に得られた有効降雨と流量データから、非線形応答理論に基づいて流出系の同定と流出推定・予測を行う。この手法によれば、非線形核により応答系の非線形構造がきわめて簡明な形で示され、別に得られているわが国

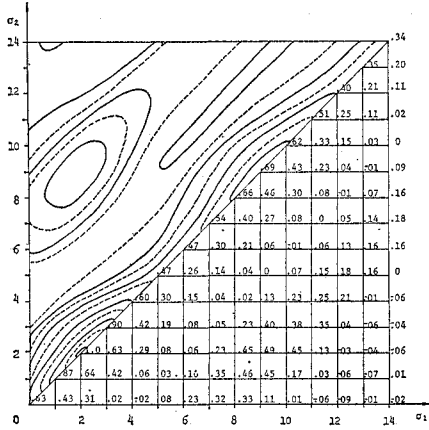


図-16 2次の非線形流出核(1960年雨季)

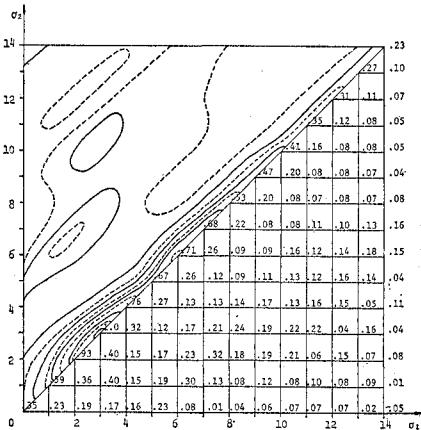


図-17 2次の非線形流出核(1963年雨季)

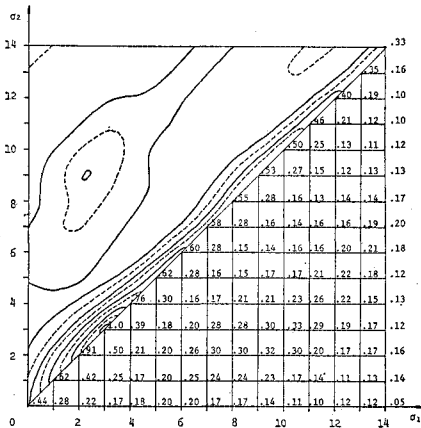


図-18 2次の非線形流出核(4年間雨季)

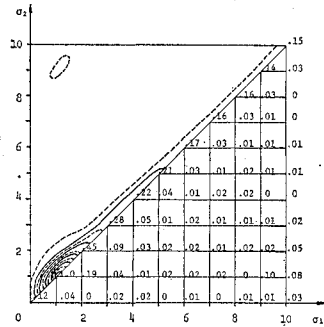


図-19 2次の非線形流出核(神流川1952年~54年)

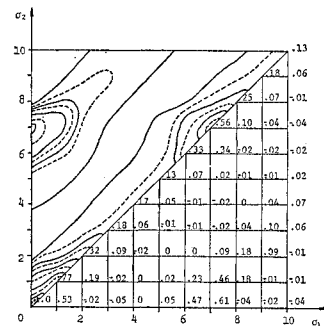


図-20 2次の非線形流出核(相模川1974年)

の中小流域での結果との比較考察も容易である。特に、遅延フィルター相関法では、非線形流出核が降雨一流出の三重相関により簡単に求められる。

本論文で用いる拡張遅延フィルター相関法は、従来の遅延フィルター相関法における入力ガウス分布の仮定を非負非ガウス分布にまで緩和した方法である。この方法は実河川データにより適合しているだけでなく、従来の方法と同様に次のような有利な特徴を備えていて実用性が高いと考えられる。すなわち、計算が単純であること、核そのものの値を直接にしかも任意の点で求め得ること、データ数や応答関数の時間スケールが大きくても計算メモリが少なくすむことなどである。

a) 拡張された遅延フィルター相関法<sup>1),2)</sup>

(Extended  $\delta$ -Delay Filter Method)

ある非線形系への入力を  $x(t)$  とすれば、出力  $y(t)$  は Volterra Series を用いて次式のように表わされる。

$$y(t) = y_0 + \int_{-\infty}^{\infty} K_1(\tau_1)x(t-\tau_1)d\tau_1 + \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} K_2(\tau_1, \tau_2)x(t-\tau_1) \cdot x(t-\tau_2)d\tau_1 d\tau_2 \dots \dots \dots (11)$$

ここで  $x(t)$  を確率分布が非負非ガウス分布片振れのランダム変数とし、その平均値を  $\epsilon_x$  とし、

$$x = \epsilon_x + x'(t) \geq 0 \dots \dots \dots (12)$$

とおく。

いま  $x'(t)$  は近似的に白色雑音とみなして、 $x \rightarrow 0; y \rightarrow 0 (y_0 \equiv 0)$  の条件のもとに、平均出力からの変動分を次式

$$y''(t) = y(t) - \bar{y}(t) \dots \dots \dots (13)$$

のようにおく。式 (12) を式 (11) に代入して 2 次の項までとり  $x'(t)$  に関する遅延回路系からの出力と式 (13) との積の平均から、線形・非線形核はそれぞれ式 (14), (15) で与えられる。

$$K_1(\sigma_1) = \frac{1}{k} \overline{y''(t)x'(t-\sigma_1)} - 2\epsilon_x \int_{-\infty}^{\infty} K_2(\sigma_1, \tau_2)d\tau_2 \dots \dots \dots (14)$$

$$K_2(\sigma_1, \sigma_2) = \frac{1}{2k^2} \overline{y''(t)x'(t-\sigma_1)x'(t-\sigma_2)} \dots \dots \dots (15)$$

ここに、

$$k_2 = \int_{-\infty}^{\infty} \overline{x'(t)x'(t-\tau)}d\tau \dots \dots \dots (16)$$

である。

本解析方法をクワイヤイ川流域に適用して

具体的計算を行う場合は、強降雨が少ないことによる非線形情報の不足を補う必要がある。入力が低い場合は非線形性は弱いが高い場合は強い。有効降雨算定の結果、レベルの高い入力は雨季後半に集中し、そこでの少ない非線形情報すなわち強降雨により全体の降雨分布特性が鋭敏に影響される。この点を補正するために、入力分布の二次モーメントに関する式 (16) の  $k$  について、 $\hat{k} = \alpha^2 k$  とし非線形核を求める方法をとった。 $\alpha$  は定数の補正係数であるが、他流域での適用例では  $\alpha = 2.0$  程度であることから、ここでも数例の試算ののちこの値を用いた。

b) 推定・予測計算結果

1959~1964 年のクワイヤイ川流域観測データから、'59 年, '60 年, '63 年および 4 年間 ('60, '62, '63, '64) の雨季について流出核および流出推定・予測の計算を行った。

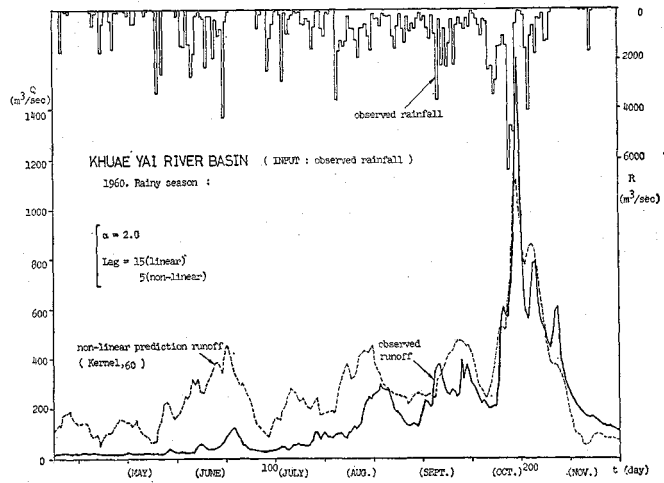


図-21 1960 年雨季の流出推定 (流出係数一定)

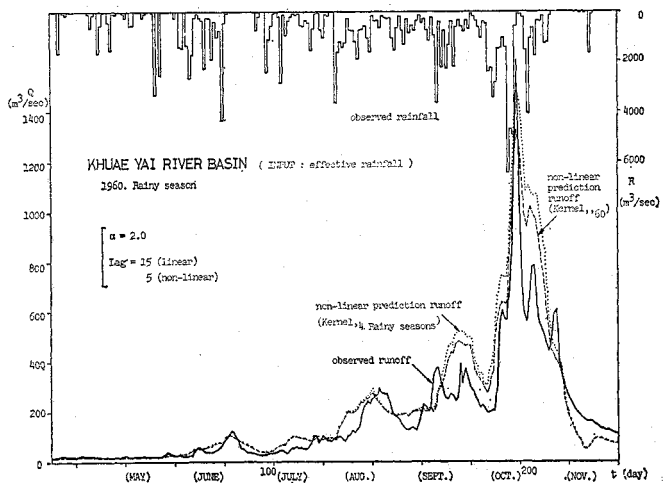


図-22 1960 年雨季の流出推定

まず損失降雨を無視して、生の観測降雨データによる推定計算結果は図-21 のようになる。同図は雨季期間全般的に不適當な結果を示している。これに対して、図-22~25 はいずれも有効降雨を用いた場合である。

図-22 は、'60 年の流出推定として、'60 年のデータ自身を Training Data にした推定と、4 年間のデータを Training Data にして得られた推定とをあわせて示している。結果は雨季前半～後半まで実測流量とかなりの一致を示している。

一方、この年について 1 日前～3 日前までの降雨の情報により得られる流出予測は図-23 のようになる。降雨に対する直接流出の遅れは図-15~20 より 2~3 日である。その結果、降雨の情報の時間的な差はピーク流量と流出の遅れに影響する。この流域では有効降雨の大きい雨季後半にこのことが顕著であり、3 日前の降雨データによっては後半の流出予測の時間的なずれが無視できない。これに対し、1 日前までの降雨データによる推定では、当日までのデータを考慮した図-23 と大きな相違はない。この結果、1 日前の降雨情報による流出予測は十分有効と考えられる。

図-24 は '59 年の資料を Training Data として得られる核 (Kernel '59) を用いて '60 年の流出予測を行ったものである。図-22 に対して類似の流出波形が得られ、かなり良好な結果を示している。

図-25 は '63 年の流出推定として、'63 年データと 4 年間データをそれぞれ Training Data にした結果を示している。'60 年の推定予測の場合ほどの実測値との一致はみられないが、全期間で流出波形の特徴はとらえられている。

以上の推定・予測結果では雨季中期のピーク流量に実測値との不一致がみられるが、これは雨量観測所密度のきわめて低い流域平均雨量を用いているために局所的な強降雨が無視される場合があること、推定を 2 次の非線形項までにとどめていることなどによるものと思われる。

したがって、流域面積の大きさや雨量観測精度を考慮すれば、ここではほぼ満足すべき推定・予測が得られたものと考えられる。

また、4 年の雨季データから、単年のデー

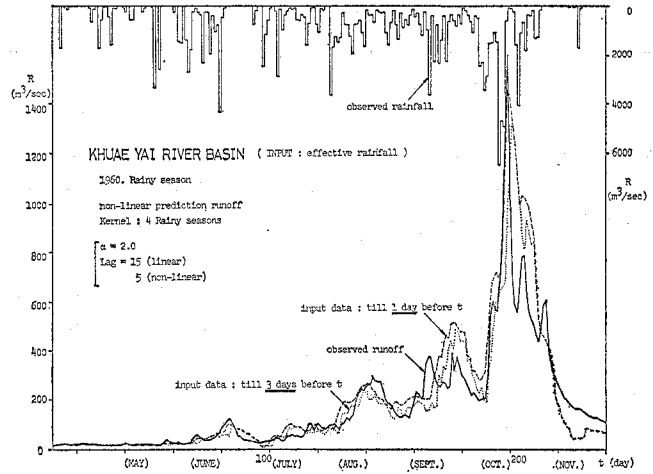


図-23 1960 年雨季の流出予測 (降雨情報の比較)

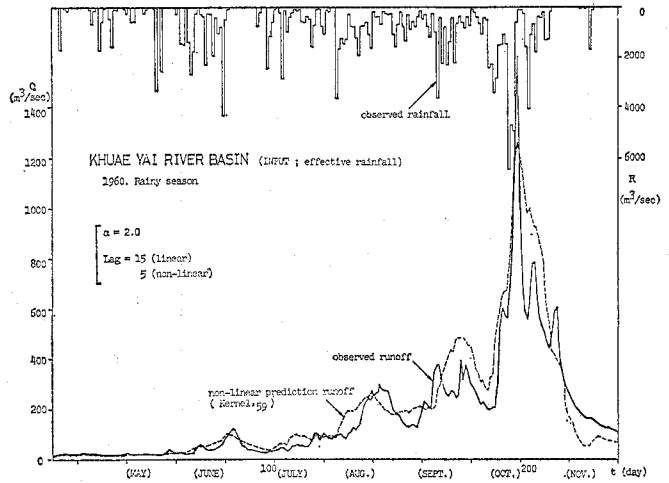


図-24 1960 年雨季の流出予測 (1959 年データによる流出核)

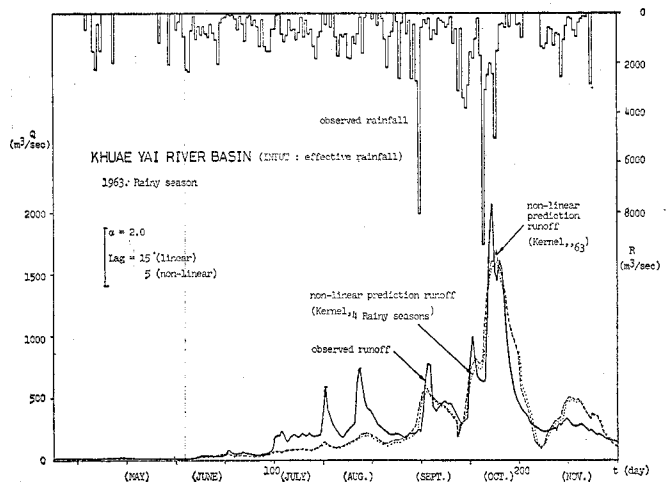


図-25 1963 年の流出推定



タによる場合と同様な推定が可能なのは、有効降雨を用いることにより、熱帯モンスーン地域の比較的大きな流域に対しても拡張遅延フィルター相関法の適用が有効であることを示すものである。

## 5. 結 論

熱帯モンスーン地域の一例として、本論文ではタイ国クワイヤイ川流域について流出特性を検討した。

この解析で得られた結果を要約すれば以下になる。

(1) この地域では年間を通して高い蒸発散能をもち、少雨の雨季前半では有効降雨はきわめて少なく、多雨の後半までに有効降雨の変化は著しい。有効降雨  $r_{ie}$  および流出係数  $C_{fi}$  は次式により推定しうる。

$$r_{ie} = r_i - \alpha_i PE_i$$

$$C_{fi} = r_{ie} / r_i = 1 - \alpha_i PE_i / r_i$$

ここに、 $PE_i$  は蒸発散能で Thornthwaite 式あるいは Hamon 式より推定できる。

(2) 雨季期間中の流出係数の経時変化  $C_f(t)$  は次式で表わされる。

$$C_f(t) = K_T \left[ \int_0^t \frac{R}{R_T} dt \right]^{1.5} \quad (< 1.0)$$

ただし、 $R$  は観測降雨であり、 $R_T$  に雨季開始から 210 日間程度の総降雨量をとれば、 $K_T \approx 1.0$  である。この流出係数は (1) の降雨損失と同様の傾向にある。

(3) (2) の方法については、同じモンスーン地域にあるほかの流域においても応用し得る。

(4) (2) の方法で推定された有効降雨を用い、拡張遅延フィルター相関法により行った流出予測は実測値と

かなり一致し、同法がモンスーン地域の 1 万  $\text{km}^2$  のような大きな流域にも適用し得ることが示された。

(5) クワイヤイ川流域では大きな遅い中間流が生じていると推定される。これはおもに、流域地質の高い透水性によるものと考えられる。また、この流域の非線形核のパターンは、流域に熔岩台地をもつ相模川の場合と類似した点がある。

謝 辞：貴重なクワイヤイ川流域資料を提供して下さいました電源開発株式会社および関係の方々に心から感謝の意を表わします。

## 参 考 文 献

- 1) 日野幹雄・砂田憲吾：確率統計水文学の実河川への適用における問題点，第 31 回土木学会年次学術講演会概要集，II，pp. 170~171，1976。
- 2) 日野幹雄・砂田憲吾：非線形応答系の同定における遅延フィルター相関法の拡張と実河川の流出予測への適用，東京工業大学土木工学科研究報告，No. 20，1976。
- 3) M. Sugawara, E. Ozaki, I. Watanabe and Y. Katsuyama: On a method of forecasting the daily discharge of the Mae Nam Chao Phraya and its tributaries at several points by means of tank model, 国立防災科学技術センター研究速報，第 24 号，pp. 1~47，1976。
- 4) M. Sugawara, E. Ozaki, I. Watanabe and Y. Katsuyama: On a method of forecasting the daily discharge of the Mekong at Vientiane by means of tank model, 国立防災科学技術センター研究速報，第 24 号，pp. 49~55，1976。
- 5) 島山久尚：アジアの気候—世界気候誌第 1 巻一，古今書院，1964。
- 6) 土木学会：水理公式集，昭和 38 年増補改訂版，pp. 39~42，1963。
- 7) Hamon, W.R.: Estimating potential evapotranspiration, ASCE, HY 3, pp. 107~120, 1961.

(1977.2.21・受付)