

予測情報の不確実性を考慮した貯水池利水操作における 確率流況予測情報の利用性分析手法の開発

Development of a Method for Impact Analysis of Stochastic Streamflow Prediction on Reservoir Operation for Water Use Considering Prediction's Uncertainty

野原大督・堀智晴

Daisuke NOHARA and Tomoharu HORI

Synopsis

A method for impacts analysis of uncertainties of stochastic streamflow prediction on long-term reservoir operation for drought management is therefore investigated in order to analyze the kind of uncertainty that most affects improvements in the performance of reservoir operations. Monte Carlo simulations of reservoir operation for water supply are conducted, coupling with optimization process of reservoir operations by stochastic dynamic programming considering long-term stochastic streamflow predictions, which are artificially generated with arbitrary uncertainties controlled by changing uncertainty indices proposed in this study. A fundamental case study was conducted using a simplified reservoir basin of which data was derived from the Sameura Reservoir basin in Japan, demonstrating the implication of the effect of stochastic streamflow prediction and its uncertainty.

キーワード: 貯水池操作, 渇水, 確率流況予測, 不確実性指標, モンテカルロシミュレーション, 利用性分析

Keywords: reservoir operation, drought, stochastic streamflow prediction, uncertainty index, Monte Carlo simulation, impact analysis

1. はじめに

近年, 気象・水文予測技術の進展には目覚ましいものがあり, 予測技術の進展を反映して様々な形態の予測情報が提供されるようになってきている. 従来から提供されていた, 予測される将来の状態をひとつの値, またはひとつのカテゴリーで示す決定論的予測情報に加えて, 将来の状態を確率的に評価し, 複数の想定される状態を, その状態が出現する確率値と合わせて予測する, 確率予測情報の提供も開始されている. 我が国では, 1980年に気象庁から降水確率予報が東京地方を対象に発表され始めたのを始め, 1996年からは, 1か月予報などの季節予報にも確率予報形式が導入されている(立平, 1999). また, 予報技術としては, 複数の数値予報の集合を統計的に処理し, 単独の数値予報より確からしい予報を得

ようとする手法(経田, 2006)であるアンサンブル予報技術が, 同じく1996年の3月より導入されている. しかし, 一般向けの予報は確率予報の形式で発表されており, 予測情報の利用者側から見れば, 確率予測情報の解釈方法や利用技術が依然重要であると言える.

流域の水資源を管理する上で大きな役割を果たすダム貯水池に置いては, 管理対象とする流域の気象・水文状態に関する確率予測情報は, 操作意思決定上, 非常に有用であると考えられる. 確率予測情報では, 前述のように想定される将来の状態の他に, その状態が生起する確率に関する情報が賦課されており, このような確率に関する情報を整理し把握することによって, 予測の不確実性や信頼性などの判断に役立てることができると考えられる. 予測情報の不確実性が小さく, 信頼性が高いと判断される場

合には、予測情報を信頼した積極的な放流操作を行うことができ、特に著しい出水が予測される場合や、逆に渇水が予想される場合に、大きな効果を上げることができる。反対に、予測情報の誤差や不確実性が大きく、信頼性が低いと判断される場合には、予測情報をダム操作に過度に反映させないなど、予測が外れた場合において予測情報に従った操作を行ったがゆえにかえって非効率な操作結果を生じるといった恐れを減じることができよう。また、これらの判断を予測状態の確率的特性に応じて客観的・定量的に行うことが可能となる点も大きな利点であると考えられる。

確率予測情報の利用性については、気象予測の提供者側から、多様な予測利用者を想定した一般的な問題を対象として、これまでに様々な検討や分析がなされている。例えば、立平（1999）は、確率予測を含めた気象予測情報の利用性や価値に関して、様々なユーザーを想定した一般的な議論を展開している。古川・酒井（2004）では、気象予測におけるカテゴリ予測と確率予測の期待費用や価値の違いについて、気候値予測と完全予測との比較を含めた一般的な分析がなされ、確率予測の優位性が確認されている。また、Richardson（2000）は、アンサンブル予測に基づく確率予測と決定論的カテゴリ予測等の各種予測技術との比較を、抽象的な問題を対象に行い、アンサンブル予測に基づく確率予測の優位性を確認している。ここで見てきたように、一般的な問題を取り扱った気象予測情報の提供者側からの分析では、確率予測情報の情報としての価値の高さを確認しているものが多い。

ところが、以上に述べたような利点が考えられるのにも関わらず、実際には貯水池管理における確率予測情報の定量的な利用はあまり進んでいないのが現状である。この現状の背景としては、提供される確率予測情報の確率的特性と貯水池管理における当該情報の利用性との関係について、貯水池管理に関する専門知識を有した情報利用者側からの十分な分析がなされていないために、確率予測情報を考慮した放流操作を実務上、責任を持って実施することが難しい状況にあることが挙げられる。

貯水池操作における予測情報がもたらす効果や便益などの利用性に関する分析は、これまでも行われてきている。決定論的予測情報の貯水池操作への利用については、神田・森（1984）が、貯水池操作の側から見れば将来流入量に関するどのような情報が、どのくらいの確度で予測できなければならないかという点を明確にすることを目的に、利水用貯水池操作における流入量情報の価値を評価する方法を提案している。ここでは、流入量情報の価値を評価

するための特性量として、流況特性量、予測精度、リードタイムを考え、これらを予め知ることができた場合に対応する流況調整を行ったことで減少させることができる渇水被害の値によって、単純な流況パターンを用いて情報の価値を評価した結果、流況特性量のうち渇水の時期に関する特性量を知ることの価値が高いこと、渇水時期の情報に含まれる誤差が大きくなるとその価値が急激に減少することなどを確認している。また、竹内（1990）では、予備放流方式の短期貯水池操作を対象として、出された予測値が次の更新時点で変更される度合いによって表現した降雨予測の精度と予備放流方式の効果についての検討を行っている。SivaarthikulとTakeuchiによる一連の研究では、様々な量の誤差の統計値やリードタイム方向の誤差の成長度合を持った流入量予測情報を模擬発生させ、これらの予測情報を考慮することによって治水・利水・発電の目的をもった多目的ダム貯水池の操作がどの程度向上するのかについての詳細な分析が、操作シミュレーションを用いて行われている（Sivaarthikul and Takeuchi, 1995; Takeuchi and Sivaarthikul, 1995; Sivaarthikul and Takeuchi, 1996）。

一方、決定論的予測情報ではなく、不確実性を伴った様々な情報が貯水池管理においていかに利用され得るかにについての検討も行われている。Tejada-Guibert et al.（1995）は、確率DPによるダム群の操作最適化問題を対象に、流域の水文状態と当該水文状態が生起した際の流況の条件付き生起確率に関する情報が与えられた場合における最適利得の変化について考察している。また、予測情報の精度と放流意思決定との関係の分析では、高棹ら（1995）は、流量予測情報が持つ精度と放流意思決定基準が持つ曖昧性との相互関係を分析するための渇水調整問題のモデル化手法を提案している。ここでは、目標放流量や目標貯水量などの放流意思決定基準をファジィ化するとともに、流量予測情報の持つ不確実性の度合いを確率値やファジィ値として表現することで、渇水調整問題をファジィ意思決定問題として表現し、シミュレーション計算の結果、流量予測情報の精度の変化によって、最も曖昧性の小さくなる放流決定基準が異なることを示している。堀・椎葉（1998）は、さらに、流量予測情報や放流意思決定基準の曖昧性を陽に表現するため、両者の曖昧性を表現するためのメンバーシップ関数をファジィ数で表現したtype-2ファジィ意思決定問題としての貯水池操作問題を考え、両者の関係のさらに詳細な分析を試みている。また、最近では、アンサンブル予測を利用することによる長期貯水池操作上の便益について、Faber and Stedinger（2001）、Kim et al.（2007）

が数例の適用ケースによって検証している．その他にも，近年，非決定論的気象・水文予測情報に含まれる不確実性が，それを考慮した貯水池操作の精度に与える影響についての研究が行われてきている (Georgakakos and Graham, 2008; Gong et al., 2010; Pianosi and Ravazzani, 2010; Block, 2011; Zhao et al., 2011)．しかし，こうした研究の数はまだまだ多くなく，確率予測情報などの非決定論的な気象・水文予測情報の不確実性が貯水池操作精度に及ぼす複雑な影響を明らかにするまでには至っていない．

本研究では，上記の事情に鑑み，貯水池管理における確率予測情報の利用の促進に資するために，まずは基礎的な検討として，確率流況予測情報の不確実性の性質と貯水池管理における確率流況予測情報の利用性との関係の分析を網羅的に行うためのシミュレーション分析モデルを開発する．具体的には，予測確率分布の統計値を与えて模擬発生させた確率流況予測情報を考慮した，貯水池の実時間利水操作に関するモンテカルロシミュレーションを行い，長期確率予測流況予測情報に含まれる不確実性の性質と利水操作における確率予測情報の利用性との関係についての網羅的な分析を行うことを可能にする手法を開発する．

2. シミュレーション分析モデルの概要

確率予測流況予測情報の利水操作への適用性を網羅的に検討するため，本研究では，ランダムに模擬発生させたダム貯水池の管理対象流域における観測流況と予測流況を考慮した利水放流決定モデルを構築し，構築したモデルを使ったモンテカルロシミュレーションを実施することにより，確率流況予測情報の利用性の分析を行う．

まず，対象とするダム貯水池の管理流域における流況の統計値情報を用いて，河川流量やダム流入量といった流量系列を模擬発生させる．流量の模擬発生は，分析対象とする期間にわたって行う．次に，予測流量の確率分布を模擬発生させる．確率予測情報としては，予測対象の取り得る値が，二値，カテゴリー値，あるいは連続値など，様々な形式が考えられるが，ここでは一般化した問題を考えるため，将来生起する流量の状態が連続値に対する確率分布の形式で提供されるような確率予測情報を考える．このとき，予測確率分布の平均や分散を変更することによって，任意の安定性や曖昧性を表現できるようにしておく．最後に，模擬発生させた流況の確率予測分布を考慮した利水放流の最適化計算を，確率動的計画法（確率DP）を用いて実施する．最適化計算は，予測情報が得られる毎（予測流量系列を模擬

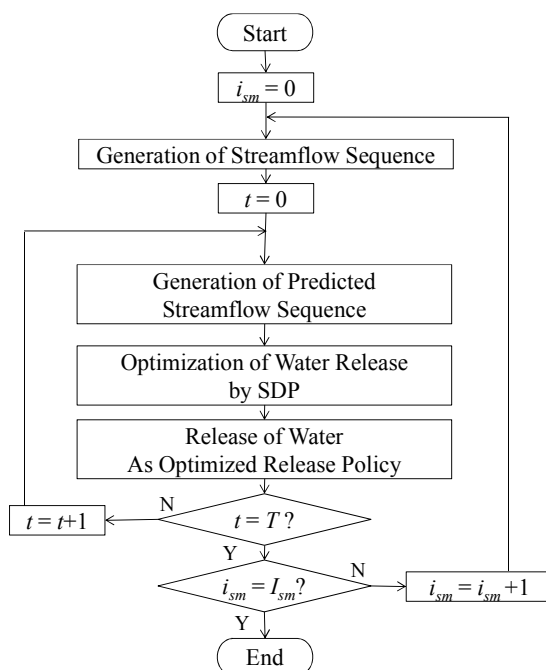


Fig.1 Flow of Monte Carlo simulation for the impact analysis of stochastic streamflow prediction

発生させるたび）に行い，次の最適化計算を行うまでの間，当該最適化計算結果と現状の貯水池の状態に基づいた放流を行う．

以上の手順を分析対象期間（例えば一年間）について反復することによって，1回のシミュレーションが完了する．このシミュレーションを多数回繰り返して得られた結果の統計的性質をもって，分析を行う．シミュレーションの流れを図6.1に示す．

次に，シミュレーション条件について述べる．まず，分析対象としては世界各国の様々なダム流域が考えられるが，本研究では，まずは我が国における一般的なダム流域を対象として考える．そのため，操作精度を判断するための分析期間については，我が国には通常1年以上の流出量を貯留するような経年ダムが存在しないことに鑑み，1年間に設定する．次に時間ステップについては，Sivaarthitkul and Takeuchi (1995) などでは海外の大規模な貯水池を対象に月単位の操作について論じているが，我が国では比較的小さなダム流域が多く，よりきめ細やかな操作の精度分析が重要であることから，本研究では5日単位と設定し，これを1期と数えることにする．また，予測期間については，本研究では主にダム貯水池の利水操作を対象とすることから，日本における渇水の時間スケールを考慮して概ね3か月先までの予測系列を模擬発生させるものとする．予測の時間解像度については，操作時の時間解像度と同じ5日単位を1期として，18期先までの予測系列を模擬発生する．利水放流の最適化計算は，確率DPを用いて

予測期間である18期先までを対象に行う。

3. 流量系列の模擬発生手順

3.1 流量の確率分布

乱数を使った流量系列の模擬発生を行うためには、流量の確率分布形などの統計的性質を定める必要がある。一般に、年流量などの水文サイクルが完結しているような時間スケールを考える場合の確率分布形については、正規分布で近似できる場合が多い（星, 1997）。しかし、より小さな時間スケールの流量を考える場合には、分布の歪みが無視できなくなる。一般に、水文量の生起確率分布は右に歪むことが多い。右に歪んだ分布を表現するためには、対数正規分布（特に3母数対数正規分布）やPearson III型分布などが考えられる。本研究では、4.に述べるように流量予測誤差に正規分布を用いる関係から、流量についても変数に正規性を仮定した方が、議論が容易であるため、流量の確率分布形には3母数対数正規分布を採用する。いま、対数変換を施した変数 $y=\ln(x-c)$ が正規分布に従うとき、確率変数 x は対数正規分布に従い、確率密度関数は母数 λ, ζ, c を用いて次式のように与えられる。

$$f(x) = \frac{1}{x\zeta\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x-c)-\lambda}{\zeta}\right)^2\right\} \quad (1)$$

このとき、変換後の変数 y は $N(\lambda, \zeta^2)$ に従う。

3.2 流量系列の模擬発生

渇水の軽減を目的とする利水操作を考える際には、渇水が比較的長い期間にわたって続く少雨現象によって引き起こされることに鑑みると、流況の持続性を考慮することが必要である。そこで、3母数対数正規分布に従う流量系列の模擬発生モデルには、時系列の系列相関を考慮することのできる1次の自己回帰モデル（AR(1)モデル）を採用する。いま、正規化を施した状態の流量を考えると、AR(1)過程は、次式のように表わされる。

$$z(t) = \rho_z(t, t-1)z(t-1) + \sqrt{1 - \rho_z(t, t-1)^2} \varepsilon(t) \quad (2)$$

ここに、 $z(t)$ は第 t 期の標準正規変量として表わされた流量、 $\rho_z(t, t-1)$ は第 $t-1$ 期と第 t 期の間の正規化された流量の系列相関、 $\varepsilon(t)$ は $N(0,1)$ に従う白色ノイズ成分である。このうち、 $\rho_z(t, t-1)$ は、流量の原系列の相関から次式を用いて算出する。

$$\rho_v(t, t-1) = \frac{\exp[\lambda(t-1)\lambda(t)\rho_z(t, t-1)] - 1}{\left\{\exp[\lambda(t-1)^2] - 1\right\}^{1/2} \left\{\exp[\lambda(t)^2] - 1\right\}^{1/2}} \quad (3)$$

ここに、 $\rho_v(t, t-1)$ は第 $t-1$ 期流量と第 t 期流量の間の系列相関、 $\lambda(t)$ は第 t 期における流量 $q(t)$ が従う3母数対数正規分布の確率密度関数が次式で表現される場合の母数 $c(t), \lambda(t), \zeta(t)$ の一つである。

$$f(q(t)) = \frac{1}{q(t)\zeta(t)\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln[q(t)-c(t)]-\lambda(t)}{\zeta(t)}\right)^2\right] \quad (4)$$

原系列は、発生させた正規変量 $z(t)$ から次式により算出する。

$$q(t) = c(t) + \exp[\lambda(t) + \zeta(t)z(t)] \quad (5)$$

ここで、時間ステップとして1か月を考える場合は、このモデルはThomas-Fieringモデルと呼ばれる（星, 1997）。

4. 流量の確率予測情報の模擬発生手順

本研究では、確率予測情報は、流量の真値に、確率分布の形式で与えられる誤差分布を与えたものとして定義する。第 t 期の誤差確率分布の形状には正規分布を仮定する。さらに、確率予測情報の不確実性に関する二つの指標を導入し、任意の値の指標を持つ確率予測情報となるように調節しながら予測誤差確率分布を模擬発生させる。以下に、流量の確率予測情報の模擬発生の方法を述べる。

4.1 確率予測情報の不確実性

確率予測情報の不確実性や性質を表現する指標としては、様々なものが考えられる。例えば、Murphy (1993) は、確率予測情報の予測精度指標に関する包括的な議論を行っており、予測精度指標として、信頼度（reliability）、分離度（resolution）、識別度（discrimination）、尖鋭度（sharpness）を挙げている。それらの中でも、信頼度と識別度が互いに補完関係にある特に重要な二つの指標であると指摘している（Murphy and Winkler, 1987; Casati et al., 2008）。

確率流量予測情報の不確実性を考える場合においても、同様に二つの重要な視点を考えることができる。一つは、予測の信頼性に関する概念で、予測と真値がどの程度対応しているか、あるいはどの程度

ずれているか、という概念である。もう一つは、予測の特定性に関する概念で、確率予測情報が将来の起こる現象をどの程度特定して予測できているか、言い換えれば、予測確率分布の幅がどの程度狭いかという概念である。

確率予測情報の不確実性に関するこれらの二つの概念は、貯水池操作において確率流況予測を利用する場合にも、相互補完的な概念として重要であると考えられる。例えば、将来の流量をより狭い範囲で示せる方が、予測状態の識別性が高くなり、一般に予測情報としての価値は高いと考えられるが、それに伴って予測確率分布から真値が外れる可能性も大きくなり、予測の信頼性は小さくなる。反対に、予測に幅を持たせた方が予測された範囲の中に真値が存在する可能性も一般に高くなり、予測の信頼性も大きくなると考えられるが、その範囲が流量の気候学的な出現範囲（例えば過去30年間の出現範囲）よりも大きくなると、もはや予測情報としての価値は無くなる。

本研究では、こうした確率予測情報の持つ不確実性に関する二種類の特徴を、次のように表現する。まず、予測の信頼性については、予測確率分布の中心とその予測が与えられた下での真値の条件付き確率分布の中心との差の分散（第 t 期についての差の分散を $[\sigma_c(t)]^2$ と表記する）を考える（Fig 2(a)を参照）。この表現方法により、 $[\sigma_c(t)]^2$ が大きくなるにつれて予測確率分布がその予測が与えられた下での真値の出現確率分布と大きく離れやすくなり、予測の安定性や信頼性が小さくなる性質が表現できる。ここで、予測確率分布の中心とその予測が与えられた下での真値の条件付き確率分布の中心との差の平均、すなわちバイアス（bias）を考えることもできるが、予測情報の統計が既知である場合は、バイアスを比較的容易に補正することができる。そのため、ここでは予測情報の利用時には既にバイアスの補正がなされたものとして、バイアスはゼロであると仮定する。その一方で、 $[\sigma_c(t)]^2$ が非ゼロである場合は、 $[\sigma_c(t)]^2$ が既知である場合でも、個々の予測確率分布と真値が平均的にどの程度ずれているかをあらかじめ知ることはできないため、容易に補正することはできない量である。

一方、予測の特定性に関する指標については、予測確率分布の分散（第 t 期についての予測確率分散の分散を $[\sigma_p(t)]^2$ と表記する）を考える（Fig.2(b)を参照）。この表現方法により、 $[\sigma_p(t)]^2$ が大きくなるほど予測の確率分布の裾野が広がり、予測が曖昧なものとなり、反対に $[\sigma_p(t)]^2$ が小さくなるほど予測の確率分布の幅が狭まり、より明瞭性に富んだ予測情報となる性質を表すことができる。

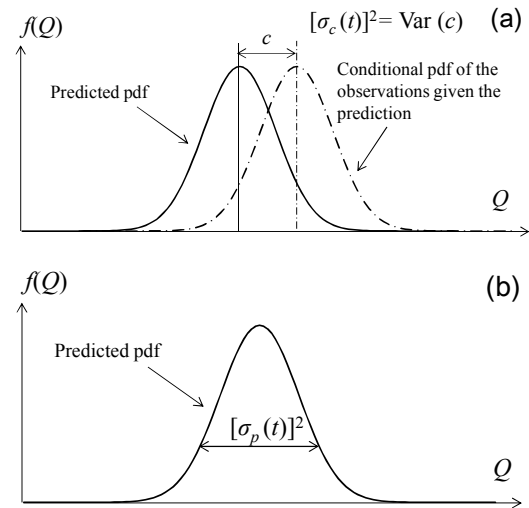


Fig.2 Concepts of uncertainty contained in stochastic inflow prediction, (a) reliability and (b) discrimination

4.2 確率予測情報の模擬発生手順

確率予測情報の模擬発生は次のように実施する（Fig.3参照）。まず、各分析期間の流況の真値 $q(t)$ を3.の方法によって模擬発生させる。次に、予測確率分布の平均（分布の中心）を決める。第 t 期の流量に対する予測確率分布を模擬発生させることを考える場合、予測確率分布の平均が正規確率分布 $N(\mu_c(t), [\sigma_c(t)]^2)$ に従うとして、そこから予測確率分布の平均 $\mu_p(t)$ の仮値 $\mu_p'(t)$ をランダムサンプリングする。ここに、 $\mu_c(t)$ は予測確率分布の平均 $\mu_p(t)$ の全予測回について取った平均、 $\sigma_c(t)$ は予測確率分布の平均 $\mu_p(t)$ の全予測回について求めた標準偏差である。ただし、前節でも述べたように、仮に予測確率分布の平均 $\mu_p(t)$ の予測回についての平均 $\mu_c(t)$ が予め分かっているのであれば、得られた予測値に対して $\mu_c(t)$ を減じることで実時間でも容易にバイアスの補正が可能であるので、ここではこのバイアス補正が必要に応じて既になされたものとみなして、 $\mu_c(t)=q(t)$ と考える。

次に、 $\mu_p'(t)$ を中心として $[\sigma_p(t)]^2$ の分散を持つ正規確率分布 $N(\mu_p'(t), [\sigma_p(t)]^2)$ を考えれば、第 t 期の流量に対する予測確率分布を模擬発生できるわけであるが、このままでは得られた予測確率分布がその後の流況を予測する適切な確率分布とはならない。例えば、 $\mu_c(t)=q(t)$ かつ $\sigma_c(t)=0$ の場合、得られる予測確率分布は正しい生起確率分布になるべきところであるが、上記の手順では常に予測確率分布の平均が流量の真値と等しくなってしまうため、予測確率分布が得られたという条件のもとでの流量の条件付生起確率分布が、予測確率分布と異なってしまうことになる。この問題を解消するため、上記の手順で得られた $\mu_p'(t)$

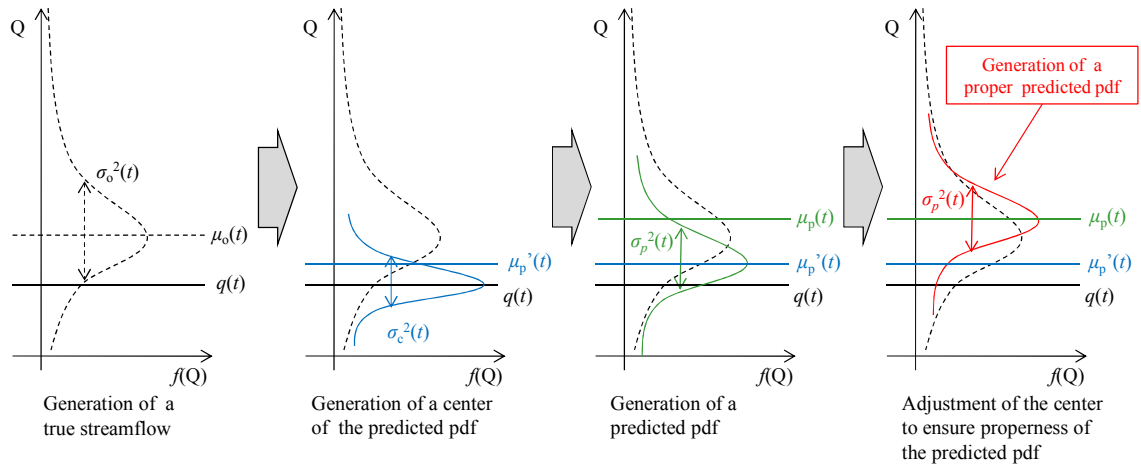


Fig.3 Schematic flow diagram for generation of an inflow probabilistic density function for period t

を中心として $[\sigma_p(t)]^2$ の分散を持つ正規確率分布 $N(\mu_p'(t), [\sigma_p(t)]^2)$ からさらにランダムサンプリングを実施して得られた値を予測確率分布の平均 $\mu_p(t)$ とし、この $\mu_p(t)$ を中心に $[\sigma_p(t)]^2$ の分散を持つ正規確率分布 $N(\mu_p(t), [\sigma_p(t)]^2)$ を、第 t 期の流量に対する予測確率分布とする。この操作により、 $\mu_c(t)=q(t)$ かつ $\sigma_c(t)=0$ の場合において、予測確率分布とその後の流量の条件付き生起確率分布が一致する性質を確保することができる。

以上の作業を定式化すると以下ようになる。まず、第 t 期の予測流量 $\hat{q}(t)$ に関する確率密度関数は、次式のようになる。

$$f_{\hat{q}}(\hat{q}(t)) = \frac{1}{\sigma_p(t)\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\hat{q}(t) - \mu_p(t)}{\sigma_p(t)}\right)^2\right] \quad (0 < \hat{q}(t) < \infty) \quad (6)$$

ここで、予測確率分布の標準偏差 $\sigma_p(t)$ は、真値の気候学的標準偏差 $\sigma_o(t)$ を用いて、次のように定められる。

$$\sigma_p(t) = C_p \sigma_o(t) \quad (7)$$

ここに、 C_p は予測確率分布の標準偏差の、真値の気候学的標準偏差に対する比を表わす係数であり、この C_p を増減させることにより、予測確率分布の広がり、すなわち予測の曖昧性を変化させることができる。つまり、 C_p が小さければ小さいほど、予測としての曖昧性は減少し、 C_p が大きければ予測としての曖昧性も大きくなることとなる。また、 $\mu_p(t)$ は前述のように正規確率分布 $N(\mu_p'(t), [\sigma_p(t)]^2)$ に従うものとしてランダムサンプリングされるが、その確率密度関数は次式のようになる。

$$f_{\mu_p'}(\mu_p'(t)) = \frac{1}{\sigma_p(t)\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\mu_p'(t) - \mu_c(t)}{\sigma_p(t)}\right)^2\right] \quad (0 < \mu_p'(t) < \infty) \quad (8)$$

さらに、 $\mu_p'(t)$ は前述のように正規確率分布 $N(\mu_c(t), [\sigma_c(t)]^2)$ に従うものとしてランダムサンプリングされるが、その確率密度関数は次式のようになる。

$$f_{\mu_c'}(\mu_c'(t)) = \frac{1}{\sigma_c(t)\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\mu_c'(t) - \mu_c(t)}{\sigma_c(t)}\right)^2\right] \quad (0 < \mu_c'(t) < \infty) \quad (9)$$

ここに、調整前の予測確率分布の平均 $\mu_p'(t)$ の予測回方向の標準偏差 $\sigma_c(t)$ は、真値の気候学的標準偏差 $\sigma_o(t)$ を用いて、次のように定められる。

$$\sigma_c(t) = C_c \sigma_o(t) \quad (10)$$

ここに C_c は、調整前の予測確率分布の平均 $\mu_p'(t)$ の予測回方向について求めた標準偏差の、真値の気候学的標準偏差に対する比を表わす係数であり、この C_c を増減させることにより、予測の誤差のばらつきの程度、すなわち予測の信頼性を変化させることができる。つまり、 C_c が小さければ小さいほど、予測の誤差のばらつきの程度が小さくなることから予測の信頼性が增大するのに対し、 C_c が大きければ予測の誤差のばらつきの程度が大きくなり、予測の信頼性も減少することになる。

一般に、気象・水文予測では、予測対象とする量の気候学的なばらつき程度に予測のばらつきが大きければ、予測が気候値予測と同等になることから予測としての意味はなくなる（高野，2002）とされていることから、模擬発生する予測情報が意味のあるものにするためには、概ね以下の式を満足すること

を目安として C_c および C_p の値を決定する必要がある。

$$[\sigma_c(t)]^2 + [\sigma_p(t)]^2 < [\sigma_o(t)]^2 \Leftrightarrow C_c^2 + C_p^2 \leq 1 \quad (11)$$

ここで、模擬発生させた予測確率分布の平均の予測回方向の標準偏差を $\sigma_f(t) = C_f \sigma_p(t)$ とおくと、 $[\sigma_f(t)]^2 = [\sigma_c(t)]^2 + [\sigma_p(t)]^2$ であることから、 $C_f^2 = C_c^2 + C_p^2$ の関係が成り立つ。すなわち、 C_f は調整後の予測確率分布の平均 $\mu_p(t)$ の標準偏差の、真値の気候学的標準偏差に対する比を表わす係数となる。また、調整前の予測確率分布の平均 $\mu_p'(t)$ の平均 $\mu_c(t)$ については、前述の通りである。以降は議論を簡単にするため、 $\mu_c'(t) = q(t)$ とする。

以上は、 $\sigma_c(t)$ や $\sigma_p(t)$ が定常であるとの仮定の下での議論であったが、通常、予測情報はリードタイムが大きくなるほど、予測誤差のばらつきが大きくなったり、あるいは予測が曖昧になったりすることが多い。すなわち、予測リードタイムが大きくなるにつれ $\sigma_c(t)$ や $\sigma_p(t)$ が大きくなることが多いと考えられる。この性質を反映すると、式(7)、式(10)は予測リードタイム l を用いてそれぞれ以下の式によって置き換えられる。

$$\sigma_p(t) = C_p(l) \sigma_o(t) \quad (12)$$

$$\sigma_c(t) = C_c(l) \sigma_o(t) \quad (13)$$

$C_p(l)$ や $C_c(l)$ の候補としては、いま $C_p(l)$ を対象に考え、予測リードタイムの最後の期間において気候学的標準偏差と等しくなる場合を考えると、例えば以下のようなものが考えられる。

$$C_p(l) = \frac{1 - \alpha_p}{L} l + \alpha_p \quad (14)$$

ここに、 L は予測リードタイムの最大値、 α_p は $l=0$ のときの予測確率分布の標準偏差の気候学的標準偏差に対する比である。式(14)は、リードタイムの増加とともに予測の曖昧性が線形に増大するモデルであるが、予測の曖昧性が非線形に増大すると考える場合は、高次の関数や指数関数などを設定すればよい。 $C_c(l)$ についても、以上と同様に定義することができる。

5. 貯水池操作手法

前章までの過程に基づいて模擬発生させた L 期先

までの確率予測情報を用いて、利水放流の決定を行う。利水放流の最適化計算は、確率DPを用いて予測期間である L 期先までを対象に行う。利水操作の目的は流況評価地点における渇水被害の最小化と設定し、渇水被害を算出するための被害関数には、次のものを用いる。

$$\min_{R_{\min}^* \leq r_t \leq R_{\max}^*} \sum_{t=1}^{T_{opt}} E[H_t(w_t)] \quad (15)$$

$$R_{\min}^* = \max\{R_{\min}, s_t + q_t - S_{\max}\} \quad (16)$$

$$R_{\max}^* = \min\{R_{\max}, s_t + q_t - S_{\min}\} \quad (17)$$

ここに、 r_t は第 t 期の放流量、 T_{opt} は最適化計算の期間数、 w_t はダム下流の流況評価地点における第 t 期の河川流量、 q_t は第 t 期のダム流入量、 $R_{\min}$ と $R_{\max}$ はそれぞれ対象ダムの操作ルールや物理的制約によって定められる最小放流量および最大放流量、 $S_{\min}$ と $S_{\max}$ は同様にそれぞれ対象ダムの操作ルールや物理的制約によって定められる最小貯水量および最大貯水量である。 $H_t(w_t)$ は、第 t 期において流況評価地点における河川流量が w_t であった場合に水不足によって生じる渇水被害で、次式によって定義される(池淵ら, 1990)。

$$H_t(w_t) = \{\max(d_t - w_t, 0)\}^2 / d_t \quad (18)$$

ここに、 d_t は第 t 期における水需要、すなわち流況評価地点における必要流量である。一方、第 t 期における貯水量状態 s_t に対応する将来被害関数は次式によって定められる。

$$f_t(s_t) = \min_{R_{\min}^* \leq r_t \leq R_{\max}^*} E \left\{ H_t(w_t) + E_{q_t} [f_{t+1}(s_{t+1})] \right\} \quad (19)$$

$$(s_{t+1} = s_t + q_t - r_t)$$

なお、本研究では、予測対象期間内のすべての時点に対する予測確率分布が与えられることから、流況の遷移確率(マルコフ性)は考えない。また、 T_{opt} 以降に想定される渇水被害については、貯水池の各状態から1年先まで平均的な流況が得られた場合に想定される積算被害の値をあらかじめ計算しておいたものを用いる。

6. 適用と考察

6.1 対象流域とシミュレーション条件

ここまでで構築したシミュレーションモデルを用い

て、吉野川流域の早明浦ダムを対象にシミュレーションを行った。早明浦ダムは利水、治水、発電など、多目的ダムとして運用されているが、本研究では利水操作のみを対象としているため、全ての貯水容量のうち、利水容量のみを対象として考えた。また、操作時には、洪水時に置いては所定の治水操作を行いつつ、その他の場合には利水目的である渇水被害を最小にすることを目的として放流操作を行い、発電のための操作は考慮しないものとした。また、流況評価地点については、実際には早明浦ダム下流に位置する池田ダムの直上流に定められているが、確率予測情報の性状が利水操作結果へ及ぼす影響の分析を容易にするため、本研究では早明浦ダムの直下流に位置すると仮定し、早明浦ダム地点から流況評価地点までの本川への流出量は考えないものとした。そのため、流況評価地点における流量は早明浦ダム放流量と一致し、流量の模擬発生は早明浦ダムへの流入量についてのみ行う。この仮定により、前章の議論における流況評価地点の河川流量 w_t と需要量 d_t は、それぞれダム放流量 r_t と目標放流量 R_t に読み替える。

一方、 $R_{\min}$, $R_{\max}$, $S_{\min}$, $S_{\max}$ は早明浦ダムの諸元よりそれぞれ、 $0 \text{ (m}^3/\text{s)}$, $400 \text{ (m}^3/\text{s)}$, $0 \text{ (m}^3)$, $173,000,000 \text{ (m}^3)$ と定めた。予測および操作の時間解像度（1期の長さ）は5日を考え、シミュレーション期間、予測リードタイム、最適化計算期間は、それぞれ73期（約1年間に相当）、18期（約3ヶ月間に相当）、18期と設定した。最適化計算期間の最後の期における将来被害関数（ f_{18} ）については、向こう1年間（73期）の渇水被害を考慮し、次式によって計算した。

$$\begin{aligned} f_t(s_{73}) &= \min_{R_{\min} \leq r_{73} \leq R_{\max}} H_t(w_{73}) \\ f_t(s_t) &= \min_{R_{\min} \leq r_t \leq R_{\max}} \{H_t(w_t) + f_{t+1}(s_{t+1})\} \quad (t=19, \dots, 73) \end{aligned} \quad (20)$$

この予報期間以降（19期目以降）の将来被害の算出にあたっては、最適計算時に将来の流況をやや慎重に考えることを促すため、1993年～2007年までの流況データを基に算出した1/3低流況を用いた。また、流況評価地点を早明浦ダム直下流に位置すると仮定したことに伴い、流況評価地点における確保流量を、早明浦ダム下流域の水文特性から池田ダム地点における利水安全度が概ね1/5程度になるように、本来の流況評価地点である池田ダム直上流地点の確保流量から残流域流出量を差し引くことによって逆算し、Fig.4のように設定した。早明浦ダム流入量の生起確率分布形には、3.で論じたように、3母数対数正規分布を仮定し、確率予測情報の確率分布形には4.で論じたように正規確率分布を仮定した。また、確率予

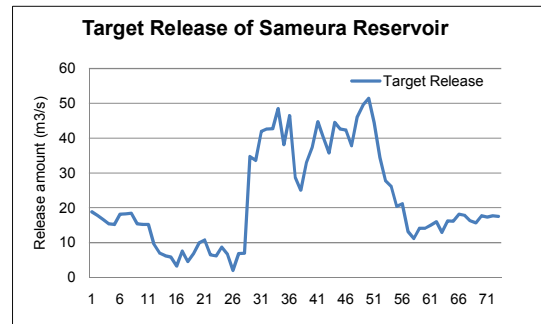


Fig.4 Assumed target releases of Sameura Reservoir

Table 1 Scenarios for generation of stochastic inflow prediction (PP: perfect prediction, DP: deterministic prediction, PSP: proper stochastic prediction)

Case	C_f^2	C_c^2	C_p^2	Remarks
1	0.0	0.0	0.0	PP
2	0.2	0.2	0.0	DP
3	0.2	0.1	0.1	
4	0.2	0.0	0.2	PSP
5	0.4	0.4	0.0	DP
6	0.4	0.3	0.1	
7	0.4	0.2	0.2	
8	0.4	0.1	0.3	
9	0.4	0.0	0.4	PSP
10	0.6	0.6	0.0	DP
11	0.6	0.4	0.2	
12	0.6	0.3	0.3	
13	0.6	0.2	0.4	
14	0.6	0.0	0.6	PSP
15	0.8	0.8	0.0	DP
16	0.8	0.6	0.2	
17	0.8	0.4	0.4	
18	0.8	0.2	0.6	
19	0.8	0.0	0.8	PSP
20	1.0	1.0	0.0	DP
21	1.0	0.8	0.2	
22	1.0	0.5	0.5	
23	1.0	0.2	0.8	
24	1.0	0.0	1.0	PSP

測情報の模擬発生時のパラメータ C_c^2 と C_p^2 は、リードタイムに対して定常であると仮定し、Table 1に示すような計24の組合せ（シナリオ）について検討を行った。また、確率DPの適用のための状態量の離散化数は放流量、貯水量ともに100レベルとした。上記の

条件の下, 1月1日からの73期, すなわち1年間の操作を1回のシミュレーションとして, 1000回のシミュレーションを行い, 得られた結果について分析を行った。

6.2 流量系列の模擬発生結果の検証

まず, 1979年～2008年までの30年間 (30標本) の早明浦ダムの流入量データを用いて第1期～第73期までの各期の早明浦ダム流入量の生起確率分布 (3母数対数正規分布) の母数 (λ, ζ, c) の推定を岩井法により実施した。各期について推定された対数正規確率分布への適合性の検証結果をFig.5に示す。ここに, 標本歪み係数は次式によって算出した。

$$C_s = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^3}{\left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 \right\}^{\frac{3}{2}}} \quad (21)$$

ここに, C_s は標本歪み係数, N は標本数である。また, SLSC (標本最小二乗基準, Standard Least-Square Criterion) (寶・高棹, 1988) は次式によって求められる。

$$SLSC = \frac{\sqrt{\xi^2}}{|v_{1-p} - v_p|} \quad (22)$$

ここに, v_{1-p} , v_p は, それぞれ非超過確率 $1-p$, p に対応する標準変量であり, 本研究では寶 (2006) に従い, $p=0.01$ とした。 ξ^2 は推定された確率分布モデルによる理論値と標本値との平均二乗誤差で, 次式によって求められる。

$$\xi^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (v_i - v_i^*)^2 \quad (23)$$

ここに, v_i^* は, プロットングポジション p_i に対応する標準変量で, 次式によって求められる。

$$v_i^* = g(y_i) = g(F^{-1}(p_i)) \quad (24)$$

ここに, $F^{-1}()$ は式(1)で表わされる確率分布関数の逆関数である。またプロットングポジション p_i については, 本研究では, Cunnane公式 (Cunnane, 1978) を用いて次式により算出した。

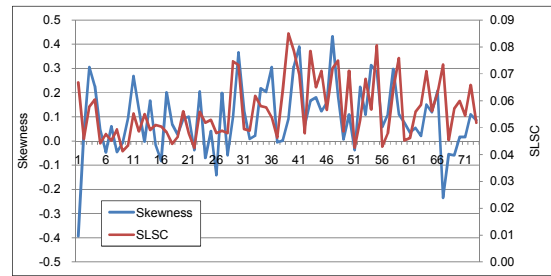


Fig.5 Evaluation for estimated results of lognormal distribution with three parameters (LN3) for five-daily inflow of Sameura Reservoir (Skewness, SLSC)

$$p_i = \frac{i - 2\alpha}{N + 1 - 2\alpha} = \frac{i - 0.8}{N + 0.2} \quad (25)$$

Fig.5を見ると, 標本歪み係数は概ね-0.4～0.4の間に分布し, SLSCは概ね0.04～0.08の間に分布している。SLSCによる確率分布あてはめの可否の判断については, 日本の河川流量極値データに対しては $SLSC < 0.4$ 程度で良い適合を示していると考えて良いことが, 田中・寶 (1999) によって示されている。このことと標本歪み係数の結果から考えると, 5日平均の早明浦ダム流入量についての3母数対数正規確率分布の適合度はあまり良くないと考えられる。ダム貯水池の利水操作における長期確率流量予測情報の統計的な利用性の分析という本シミュレーションの目的から考えると, 必ずしも極値付近で確率分布モデルが良い適合度を示す必要はないことに留意して, 流入量統計データのうち, 極端に大きな出水イベントを標本から除外するなどの処置を施すことによって, 推定された確率分布モデルの適合性が良くなる可能性があり, 今後検討したい。

本シミュレーション分析では, 流入量の確率分布モデルの推定結果を用いてダム流入量系列の模擬発生を行う。推定された確率分布モデルと実測値との適合度があまり良くないことにより, 模擬発生された流入量系列が早明浦ダム流入量の確率水文特性を十分に反映できていない恐れが生じるが, 流入量が推定された確率分布モデルによく適合するダム貯水池における確率流量予測情報の利用性の分析という点においては, 特に支障が無いため, 以後は上記で得られた3母数対数正規確率分布を用いて, ダム流入量の模擬発生を行うことにした。

流入量模擬発生モデルによる早明浦ダム流入量の模擬発生の結果をFig.6～8に示す。全般的に流入量の統計的性質が良く再現できている。

6.3 確率流入量予測情報の模擬発生結果

前節で得られた流入量の真値に対し, C_c^2 , C_p^2 の両

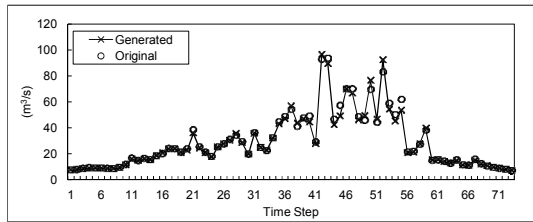


Fig.6 Averages of inflows generated by each five-daily time step

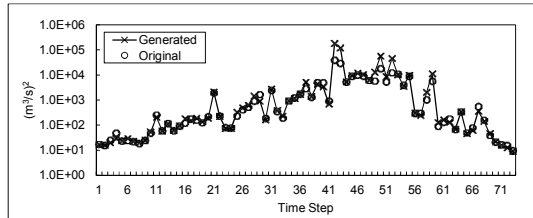


Fig.7 Variances of inflows generated by each five-daily time step

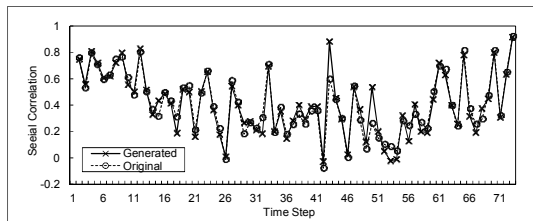


Fig.8 Serial correlations of inflows generated by each five-daily time step

パラメータを変化させながら流入量の確率予測情報を模擬発生した。各シナリオについて模擬発生した1000通りの確率流入量予測情報から C_e^2 , C_p^2 の両指標を再計算した値をFig.9に示す。意図した通りに模擬発生していれば、 C_e^2 , C_p^2 の両指標を再計算した値はそのシナリオに対して設定した両指標に一致するが、Fig.9より概ね一致しており、意図通りに模擬発生できていることが分かる。Fig.10(a), (b)に第24期に対して模擬発生されたCase 13, Case 23における確率流入量予測情報の例（ヒストグラム）を示す。 C_p^2 が大きくなるにつれ、確率予測情報の予測幅（分散）も大きくなっていることが確認でき、これらからも意図通り模擬発生できていることが分かる。

6.4 利水操作結果

以上で述べてきた模擬発生による1000組の年間流況と、同じく各ケース1000組の各期において模擬発生させた確率予測情報を用いて、早明浦ダムを対象とした利水操作シミュレーションを実施した。ケース1～ケース24までの24ケースの操作シミュレーションの結果、式(18)に従って算定された渇水被害量をFig.11(a)～(d)に示す。1000回の操作シミュレーシ

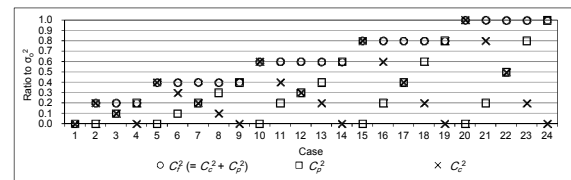


Fig.9 Generation results of stochastic inflow prediction

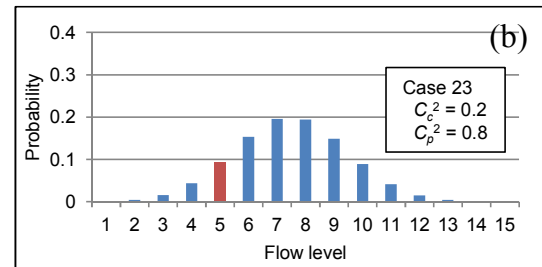
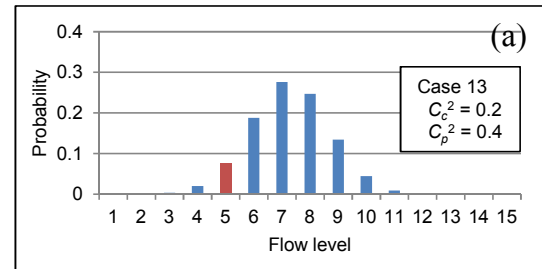


Fig.10 Examples of histograms of generated stochastic inflow prediction for the period 24, (a) in Case 13 and (b) Case 23 (The level to which the true value belongs is shown by red color in each figure.)

ンの総合的な結果では、 C_e^2 が大きくなることよりも、 C_p^2 が大きくなることの方が、平均渇水被害の悪化につながりやすいことがうかがえる (Fig.11(a))。すなわち、式(18)で定義される渇水被害をできる限り抑える目的で流況の確率予測情報を利用しようとする場合、 C_e^2 によって表現される予測の安定性よりも、 C_p^2 によって表現される予測確率分布の分散、すなわち確率分布の裾野の広さを抑えることに、より注意を払う必要があることを示している。一方、Fig.11(b)～(d)では、1回（1年間すなわち73期）のシミュレーションにおける平均渇水被害の算定例を、流況の豊渇に分けて示している。模擬発生させた流況シナリオが平年並または比較的豊水であった場合の各ケースにおける操作シミュレーションによる渇水被害の分布は、Fig.11(c)およびFig.11(d)に示すように、Fig.11(a)で見られた1000回の操作シミュレーションにおける平均的な渇水被害の分布と概ね類似する傾向が見られた。すなわち、 C_e^2 が大きくなることよりも、 C_p^2 が大きくなることの方が、年間平均渇水被害

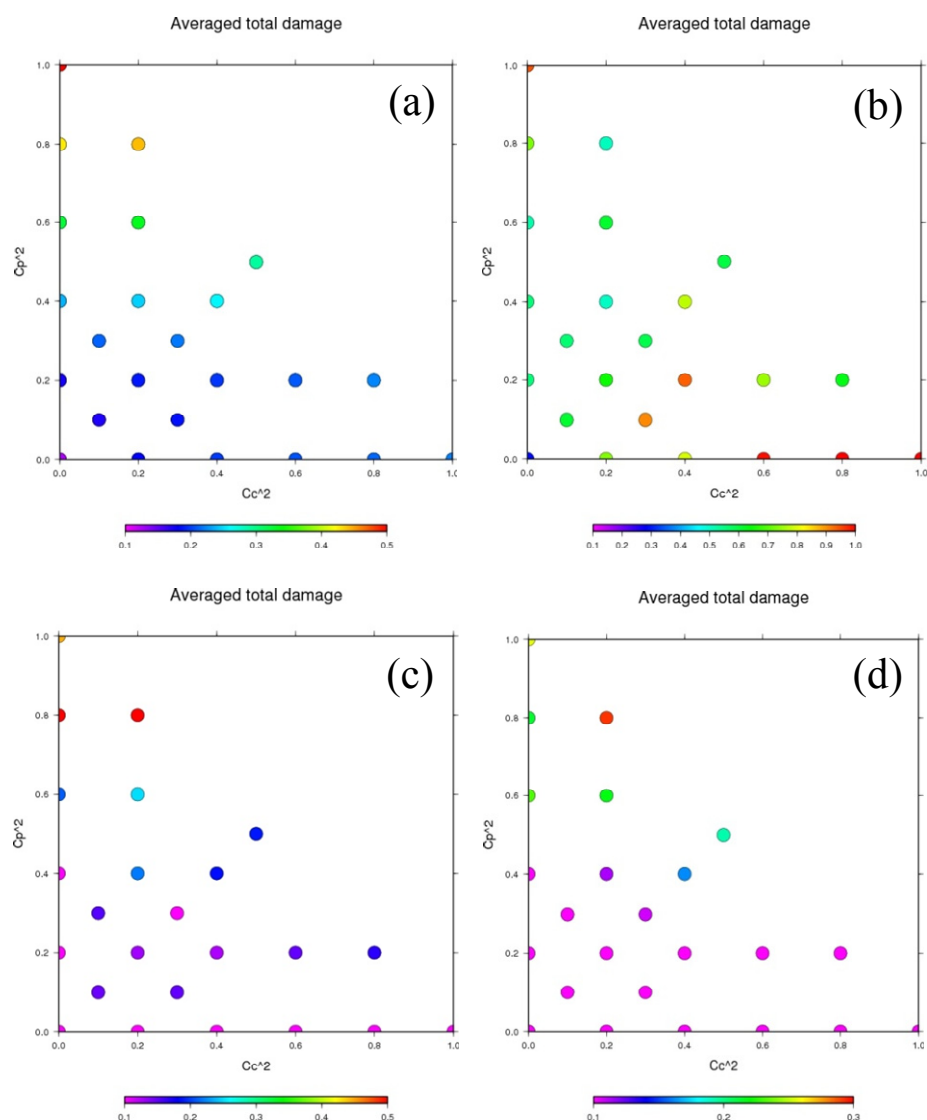


Fig.11 Total damages averaged over the operated period with two indices of stochastic inflow prediction, (a) averaged over 1,000 simulations, (b) in a low inflow scenario, (c) in a medium inflow scenario and (d) in a high inflow scenario

の悪化につながりやすい傾向が見られた。一方、図 Fig.11(b)に示すような比較的低水であった模擬発生流況シナリオを用いた各ケースにおける操作シミュレーション結果では、各ケース間の年間渇水被害の算定値の分布に上記のような特徴は見られず、むしろ C_c^2 が大きいケースの方が、年間平均渇水被害が大きく算定される傾向が見られた。

Fig.12(a), (b)に、Fig.11(a), (b)と同じ結果を、表示形式を変えて示す。図中同じ色で示されているケースは、 C_f^2 の値が同じ組合せを示しており、同じ色のケースであれば、ケース番号が小さなものほど C_c^2 が大きく、ケース番号が大きなものほど C_p^2 が大きい。Fig.12(a), (b)からも、明らかに渇水流況の場合の被害算定結果のケース間の分布パターンが異なっている

ことが見て取れ、同じ C_f^2 の値を持つケースの中では C_p^2 の値が大きくなるほど、渇水被害は小さくなっている。このことは、低流況時には、ダム貯水池の利水操作のために確率流況予測情報に求められる性質が、平常時には異なる可能性があることを示唆している。すなわち、平常時には、ある程度の平均的な誤差があっても予測確率分布の分散を狭め、予測された状態の分離性を高める方が、利水操作への適用上は有効であることを示唆しているのに対し、渇水時には、予測された状態の分離性が少々低く曖昧な情報となったとしても、予測の正確性を高めた方が、利水操作への適用上有効であることを示唆しているものと考えられる。しかし、Fig.11(b)や Fig.12(b)においてケース24 ($C_c^2=0.0$, $C_p^2=1.0$) が大き

な被害を示しているように、これらの傾向に必ずしもそぐわない結果もあり、一般的な結論を得るには、確率予測情報の模擬発生機構などの条件を変えながらシミュレーション分析を重ねる等により、さらに検討を加えていく必要があると考えられる。また、低流況時にのみケース間の被害算定結果の分布が異なる原因についても、本分析では明らかにならなかったため、この点の更なる検討についても、今後の課題としたい。

7. おわりに

本稿では、確率的特性を考慮して模擬発生させた流況系列と確率予測情報を用いて、主にダム貯水池の利水操作を対象とした確率流況予測情報の利用性分析を、モンテカルロシミュレーションにより実施した。確率予測情報の予測確率分布と誤差の確率分布には正規確率分布を採用し、流況の真値の気候学的分散と予測確率分布の平均的な誤差との比を表わす C_c^2 と、同じく予測確率分布の分散との比を表わす C_p^2 の二つのパラメータを導入し、これらに値を変化させることによって、任意の誤差と裾野の広さを持つ予測確率分布を模擬発生する手順を構築した。また、確率予測情報を反映した利水放流の最適放流戦略の決定には、渇水被害の最小化を目的とする確率DPを採用した。以上のように構築されたシミュレーションモデルによる吉野川流域早明浦ダムを対象とした1000回の操作シミュレーションの結果、シミュレーション全体の平均的な渇水被害の算定値は、 C_p^2 の変化により大きく影響され、利水操作時にはより分離性の高い確率流況予測情報が好まれることが示唆された。また、個別のシミュレーション結果に目を向けると、概ね平年並にまたは平年よりも水に恵まれているような流況系列に対しては、概ねシミュレーション全体の平均的な結果と類似した結果が得られたものの、低流況のシナリオに対しては、逆に C_c^2 の変化に渇水被害の算定値がより大きく影響され、低水時における利水操作には確率流況予測情報の分離性よりもむしろ正確性の方が重視される傾向にあることが示唆された。ただし、特に低流況時には、これらの傾向に必ずしもそぐわない結果もあり、一般的な結論を得るには、確率予測情報の模擬発生機構などの条件を変えながらシミュレーション分析を重ねる等により、さらに検討を加えていく必要があると考えられる。また、低流況時にのみケース間の被害算定結果の分布が異なる原因についても、本分析では明らかにならず、この点の更なる検討を今後の課題としたい。その他、確率DPを適用する際に流量や貯水量を離散化するが、この離散化レベル数

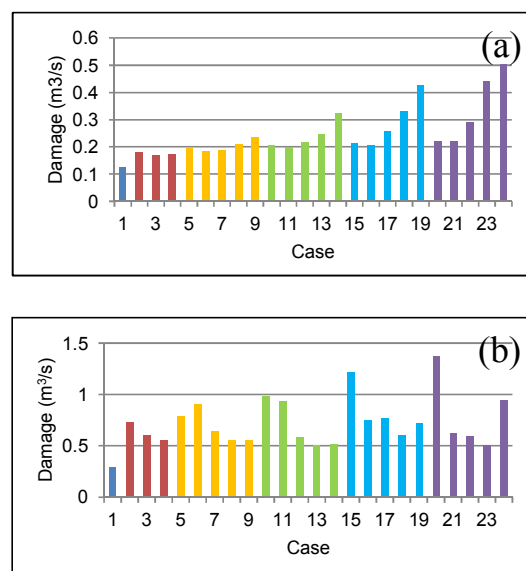


Fig.12 Averaged total damages over the operated period which are (a) averaged over 1,000 simulations and (b) in a low inflow scenario

がシミュレーション結果に影響を与える可能性も考えられる。今回の研究では、離散化レベル数を100としたが、さらに細かなレベル数でシミュレーションを実施した場合に結果がどうなるかについても、今後検討する必要があると考える。

謝 辞

本研究は、独立行政法人日本学術振興会の科学研究費補助金（課題番号：23760462）の支援を受けた課題研究の一環として行われた。また、吉野川流域および早明浦ダムに関する諸データについては、独立行政法人水資源機構より提供を受けた。これらの関係者に対し、ここに深い謝意を表す。

参考文献

- 池淵周一・小尻利治・宮川裕史（1990）：中・長期気象予測を利用したダム貯水池の長期実時間操作に関する研究，京都大学防災研究所年報，第33号B-2，pp.167-192.
- 神田徹・森田哲也（1984）：利水用貯水池操作における流入量情報の価値，第28回水理講演会論文集，pp.33-38.
- 高埴琢馬・椎葉充晴・堀智晴（1995）：渇水時貯水池操作における意思決定基準の曖昧性と流量予測精度との相互関係分析モデルの構築，京都大学防災研究所年報，38，B-2，pp.365-380.
- 寶馨（2006）：第11章水文学の確率統計解析，池淵

- 周一・椎葉充晴・寶馨・立川康人, エース水文学, 株式会社朝倉書店, pp.159-181.
- 寶馨・高埴琢磨 (1988) : 水文頻度解析における確率分布モデルの評価基準, 土木学会論文集, Vol.393, II-9, pp.151-160.
- 竹内邦良 (1990) : 降雨予測の精度と予備放流方式の効果について, 水工学論文集, 34, pp.73-78.
- 立平良三 (1999) : 気象予報による意思決定—不確実情報の経済価値—, 株式会社東京堂出版, 142pp.
- 田中茂信・寶馨 (1999) : 河川流量の頻度解析における適合度と安定性の評価, 水工学論文集, 第43巻, pp.127-131.
- 経田正幸 (2006) : アンサンブル予報概論, 数値予報課報告・別冊, 気象庁予報部編, 第52号, pp.1-12.
- 土木学会 (1999) (編) : 水理公式集平成11年度版, 第1編水文編, 土木学会, p.12.
- 古川武彦, 酒井重典 (2004) : アンサンブル予報—新しい中・長期予報と利用法—, 株式会社東京堂出版, pp.218-222.
- 星 (1997) : 時系列データの模擬発生, 水文・水資源ハンドブック, 7.4.3, pp.249-251.
- 堀智晴・椎葉充晴 (1998) : Type-2ファジィ集合を用いた渇水時貯水池操作意思決定機構の不確実性分析モデル, 京都大学防災研究所年報, 41, B-2, pp.109-117.
- Block, P. (2011): Tailoring seasonal climate forecasts for hydropower operations, *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, Vol.15, pp.1355-1368.
- Casati, B., Wilson, L.J., Stephenson, D.B., Nurmi, P., Ghelli, A., Pocerich, M., Damrath, U., Ebert, E.E., Brown, B.G. and Mason, S. (2008): Forecast verification: current status and future directions, *Meteorol. Appl.*, Vol.15, pp.3-18.
- Cunnane, C. (1978): Unbiased Plotting Positions – A Review, *Journal of Hydrology*, Vol.37, pp.205-222.
- Faber, B. A. and Stedinger, J. (2001): Reservoir optimization using sampling SDP with ensemble streamflow prediction (ESP) forecasts, *Journal of Hydrology*, 249, pp.113-133.
- Georgakakos, K.P. and Graham, N.E. (2008): Potential benefits of seasonal inflow prediction uncertainty for reservoir release decisions, *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, Vol.47, pp.1297-1321.
- Gong, G., Wang, L., Condon, L., Shearman, A. and Lall, U. (2010): A simple framework for incorporating seasonal streamflow forecasts into existing water resource management practices, *Journal of the American Water Resources Association*, Vol.46, pp.574-585.
- Kim, Y. O., Eum, H. I., Lee, E. G. and Ko, I. H. (2007): Optimizing Operational Policies of a Korean Multireservoir System Using Sampling Stochastic Dynamic Programming with Ensemble Streamflow Prediction, *Journal of Water Resources Planning and Management*, 133(1), pp.4-14.
- Murphy, A.H. (1993): What is a good forecast? An essay on the nature of goodness in weather forecasting, *Weather and Forecasting*, Vol.8, pp.281-293.
- Murphy, A.H. and Winkler, R.L. (1987): A general framework for forecast verification, *Mon. Wea. Rev.*, Vol.115, pp.1330-1338.
- Pianosi, F. and Ravazzani, G. (2010): Assessing rainfall-runoff models for the management of Lake Verbano, *Hydrol. Process*. Vol.24, pp.3195-3205.
- Richardson, D.S. (2000): Skill and relative value of the ECMWF ensemble prediction system, *Q.J.R. Meteorol. Soc.*, pp.649-667.
- Sivaarhitkul, V. and Takeuchi, K. (1995): Assessment of Efficiency Increase of Reservoir Operation by the Use of Inflow Forecasts: A Case Study of The Mae Klong River Basin in Thailand, *J. Japan Soc. Hydrol. & Water Resour.*, 8(6), pp.590-601.
- Sivaarhitkul, V. and Takeuchi, K. (1996): Inflow Forecasts: A Powerful Tool for Sustainable Reservoir Development and Management, *Annual Journal of Hydraulic Engineering*, 40, pp.107-112.
- Tejada-Guibert, J.A., Johnson, S.A. and Stedinger, J.R. (1995): The value of hydrologic information in stochastic dynamic programming models of a multireservoir system, *Water Resources Research*, 31(10), pp.2571-2579.
- Takeuchi, K. and Sivaarhitkul, V. (1995): Assessment of effectiveness of the use of inflow forecasts to reservoir management, *Modelling and Management of Sustainable Basin-scale Water Resources Systems*, pp.299-309.
- Zhao, T., Cai, X. and Yang, D. (2011): Effect of streamflow forecast uncertainty on real-time reservoir operation, *Advances in Water Resources*, Vol.34, pp.495-504.

(論文受理日 : 2013年6月11日)