降雨流出系の分布型モデリングと予測の

不確実性評価に関する研究

平成18年11月

佐山敬洋

目 次

序 論		1							
第1章	流出モデルの不確実性評価とそのモデル選択への適用	5							
1.1	はじめに								
1.2	流出予測を不確かにする原因								
1.3	対象とする不確実性								
1.4	観測効果を考慮する流出予測の不確実性評価手法・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	9							
	1.4.1 非観測流域における不確実性の評価	9							
	1.4.2 観測流域における不確実性の評価	10							
1.5	シミュレーション条件....................................	11							
	1.5.1 予測対象洪水イベント	12							
	1.5.2 観測対象洪水イベント	12							
	1.5.3 構造の異なる三種の分布型流出モデル	13							
	1.5.4 真のパラメタベクトルと各モデルのパラメタ上下限値	14							
1.6	結果と考察	15							
	1.6.1 パラメタを同定しない場合	16							
	1.6.2 中規模洪水 (<i>StormC</i>) でパラメタを同定する場合	17							
	1.6.3 大規模洪水 (<i>StormD</i>) でパラメタを同定をする場合	21							
	1.6.4 結果のまとめ	22							
1.7	まとめ....................................	25							
第2章	モデル評価のための流出成分分離法	29							
2.1	はじめに	29							
2.2	時空間起源に応じたハイドログラフ分離法・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	30							
	2.2.1 時間起源と空間起源に応じた成分分離の概念	30							
	2.2.2 時空間起源構成比マトリクス	31							
2.3	分布型流出モデルにおける時空間起源構成比マトリクスの追跡手法	32							
	2.3.1 分布型流出モデル	32							
	2.3.2 各単位斜面における流出経路毎の流量計算	33							
	2.3.3 流出経路毎の時空間起源構成比マトリクスの追跡計算	34							
2.4	時間起源に応じた短期流出ハイドログラフの分離・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	35							
	2.4.1 計算条件	35							

	2.4.2 短期流出ハイドログラフの分離結果	36
	2.4.3 モデル構造とパラメタの違いが流出成分に与える影響	36
2.5	空間起源に応じた短期流出ハイドログラフの分離・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	38
2.6	長期流出への適用と雨水の滞留時間の分析・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	40
2.7	まとめ	42
第3章	不確実性を考慮する降雨分布の推定法	45
3.1	はじめに	45
3.2	共変量クリギング型逐次ガウシアンシミュレーション・・・・・・・・・・・・・・・	46
	3.2.1 co-sGs による合成雨量の推定法	46
	3.2.2 co-sGs による推定手法と他の手法との比較	48
	3.2.3 co-sGs による推定アルゴリズム	49
	3.2.4 クリギング方程式とその解	51
	3.2.5 共分散関数	52
3.3	地上・レーダ雨量の具体的な合成アルゴリズム	53
	3.3.1 共分散関数のパラメタ推定	53
	3.3.2 降雨場の推定	54
3.4	降雨場推定の結果と考察・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	56
	3.4.1 計算条件	56
	3.4.2 地上・レーダ雨量合成結果	56
	3.4.3 交差検証	58
	3.4.4 推定降雨場の不確実性が流出予測に与える影響	60
3.5	まとめ....................................	61
第4章	流出モデルの空間スケールと予測の不確実性に関する検討	65
4.1		65
4.2	基準面積の考え方と検討の方針・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	67
	4.2.1 基準面積の定義	67
	4.2.2 分析の方針	67
	4.2.3 前提条件	68
4.3	分析方法	69
	4.3.1 分布型流出モデル	69
	4.3.2 対象流域	69
	4.3.3 入力降雨	70
4.4	数値シミュレーションの結果と考察	71
	4.4.1 基準面積に関係する空間分布の三要素	71
	4.4.2 降雨の空間分布と斜面流出との関連	72
	4.4.3 降雨の分布特性が斜面流出に与える影響	75

	4.4.4 降雨流出の発生位置が河川流量に与える影響	76					
	4.4.5 基準面積の大きさ	78					
	4.4.6 基準面積が絶対的な大きさで規定できなくなる理由	80					
	4.4.7 ハイドログラフ全体の再現性について	82					
4.5	まとめ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	83					
笛5音	広博会布型流出予測システムの開発	87					
51		87					
5.2		88					
5.3	広域分布型流出予測システムの構成	89					
0.0	5.3.1 流出予測システムの全体構成 5.3.1 流出予測システムの全体構成	89					
	5.3.2 河道要素モデル	90					
	5.3.3 部分流域要素モデル	91					
	5.3.4 湖沼要素モデル	93					
	5.3.5 ダム要素モデル	93					
	5.3.6 要素モデルの接続	93					
5.4	ダム流況制御モデルの構築	94					
	5.4.1 通常時の操作	95					
	5.4.2 洪水警戒体制中の操作	96					
	5.4.3 予備放流操作	96					
	5.4.4 洪水調節操作	97					
	5.4.5 ただし書き操作	98					
	5.4.6 洪水調節後の操作	98					
	5.4.7 ダム流況制御モデルのパラメタのまとめ	99					
5.5	洪水流出シミュレーション	100					
	5.5.1 計算条件	100					
	5.5.2 ダム流入量・放流量計算結果	100					
	5.5.3 流域内主要地点における河川流量計算結果	105					
5.6	実時間流出予測システムへの展開	106					
	5.6.1 入力データ	106					
	5.6.2 予測計算の手順	107					
	5.6.3 予測情報表示システム	108					
5.7	まとめ....................................	109					
第6章	広域分布型流出予測システムを用いたダム群の治水効果の分析 111						
6.1	はじめに	111					
6.2	年代別ダム群治水効果の分析・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	112					
	6.2.1 目的	112					

論			125
6.5	まとめ	ø	. 122
	6.4.3	結果と考察	. 117
	6.4.2	分析方法	. 116
	6.4.1	目的	. 116
6.4	ダム郡	₿の治水効果に関する流域間の比較	. 116
	6.3.3	結果と考察	. 115
	6.3.2	分析方法	. 114
	6.3.1	目的	. 114
6.3	ダム単	単体がダム群の中で発揮する治水効果・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	. 114
	6.2.3	結果と考察	. 112
	6.2.2	分析方法	. 112

序論

わが国の国土は元来その自然的・社会的条件から豪雨に対して脆弱な特性を有している。営々と 続く治水の歴史の中で,20世紀後半はダム群の開発を伴う河川整備が急速に進んだ時代である。 いまやダムの数は国内で2500基を超え,ダムのない河川はほとんど存在しない。その結果,1950 年代やそれ以前のように洪水災害が毎年数千人の死者をもたらすような危機的状況は脱し,現代 の治水安全度は当時に比べて格段に向上したといえる。

しかし,河川整備には長い年月を要し,治水目標に到達している河川はいまだ少ない。現行の 治水計画では,基本高水を設定し,河道改修により流下能力を増大させ,不足する部分はダムや 遊水地によって基本高水を計画高水にまで低減させる。ただし,計画高水を流下できない河道や, 基本高水を計画高水にまで低減できない流域は数多く残っているのが現状である。

さらに,自然条件と社会条件の変化は近年の洪水災害の様相を変化させている。2004年は新潟・ 福島豪雨,福井豪雨,台風23号による円山川,由良川洪水など中小河川を中心に破堤越水を伴う 洪水災害が頻発し,風水害による死者の数は200名を超えた。台風の上陸数は観測史上最大の10 回にのぼり,気候変動の影響も懸念されている。また,少子高齢化の流れの中で災害弱者が増大す るとともに,地域コミュニティの衰退が洪水災害の被害を拡大している側面がある。

戦後復興・高度成長期の治水計画は,ダムがほとんど無い自然の流域を対象にして基本高水を設 定し,ダムの配置と規模を決定することが主な目的であった。その治水計画に対してある程度まで 河川整備が進み,それでもなお自然条件と社会条件の変化に伴って中小河川を中心に洪水災害が 頻発する傾向にある中で,減災を目的とした新たな治水の方針を立て,それを支える科学技術を 進展させる必要がある。

その際,水工施設の効果と河川整備の状況とを勘案して,現状の治水安全度を評価することが, 治水の方針を立てるうえで基本となる。流域住民と河川管理者が,現状の治水安全度に対して共 通認識を持つことができて初めて,将来の流域のあり方について両者が管理方策を協議できるよ うになる。

また,計画規模を超える豪雨災害に対しては,既存の治水施設を活用し,壊滅的なダメージを回 避する方策を検討することが緊急の課題となっている。そのためには,現状の水工施設がどういっ た状況で機能を発揮し,またどういった状況で機能を発揮しなくなるのかを明らかにする必要が あり,それに基づいて超過洪水の被害を軽減するための水工施設の運用方法を検討していくこと が大切である。

さらに,土地の利用形態によっては一時的な氾濫を許容し,災害リスクを避難や水防活動によっ て回避することも想定しておく必要がある。そのためには,中小河川から主要河川まで,いかに 精度よく洪水を予測し,きめ細かな予測情報をスムーズに伝達できるかが被害軽減の鍵を握る。

1

序 論

こうした治水を取り巻く近年の状況を鑑みると,現存する水工施設の影響を考慮して,中小河 川含めた任意の河道地点で河川流量を予測できるような流出予測システムの開発が重要な課題で あるという考えに至る。本論文の目的のひとつは,ダム群による流水制御の影響を反映する流域 一体の洪水予測システムを開発することである。また,そのシステムを用いてダム群が治水に及 ぼす効果を分析することである。

ところで,いかに実現象を詳細に反映する予測システムを開発したとしても,その予測結果に は必ず不確実性を含んでいる。これまで,予測の不確実性は,河川管理者が暗黙のうちに了解し てきたものの,その定量的な評価は十分になされてこなかった。そのため,河川管理者が科学的根 拠に基づいて決定している範囲と,状況に応じて経験的に判断している範囲とがあいまいになり, それが河川管理者と流域住民との認識のずれを生み出すひとつの原因となってきた。今後は,予測 の不確実性を定量的に評価して明示するとともに,予測値を確率量として表現することで,リス クを軽減するための河川計画や洪水予警報を実現していくべきであると考える。

また,予測の不確実性を明らかにすることは,予測精度を向上するための技術的課題を浮き彫 りにすることでもある。流出予測の不確実性は,使用するモデルの構造が実際の流出現象を表現 できていないこと,モデルのパラメタ値が不十分であること,入力値に誤差を含むこと,さらに, 時空間的に分布する水文量や流域条件を集約することなどによって生じる。予測の不確実性を成 因別に分析できれば,それを取り除くためのモデリングや観測を進めることによって,予測の不確 実性を低減することができる。本論文のもうひとつの目的は,パラメタ,モデル構造,降雨推定, 降雨の集中化が及ぼす予測の不確実性について分析することである。

以下に本論文の構成を示す。第1章から第4章までは,流出予測の不確実性について論じている。 まず第1章では,観測情報の入手条件と予測対象洪水の規模に応じて流出モデルのパラメタに どのようにして不確実性が生じ,それがどのように流出予測に伝播するかを分析する。また,予 測の不確実性を指標にして適切な流出モデルを選択する方法を提案する。

第2章では,分布型流出モデルの構造に含む不確実性に着目する。流出モデルが実際の現象を どの程度表現しているのかを明らかにするために,流出の時空間起源に応じてハイドログラフを 成分分離する手法を新たに提案する。近年は,同位体や化学物質をトレーサにして,いつ降った雨 が,どのような経路を通って流出しているかが現地観測によって明らかになりつつある。こうした 観測結果と,提案する手法による分析結果とを比較することで,流出モデルの構造を流量以外の 指標で評価することができるようになる。

第3章では,入力降雨の不確実性とそれを起源とする流出予測の不確実性を評価する。地上観測 雨量とレーダ観測雨量とを合成する段階で推定降雨場に含まれる不確実性を求め,誤差を含めた 降雨場を生成する方法を提案する。この手法によって多数の降雨場を生成し流出モデルに入力す れば,降雨の不確実性に起因する流出予測の不確実性を定量化することができるようになる。

第4章では,分布する降雨情報を空間的に集約することによる流出予測の不確実性を評価する。 降雨がどこに位置するかを陽に取り扱うことなく,流域下端での洪水流出を再現できる最大の流 域面積を基準面積と定義して,分布型流出モデルを用いた数値シミュレーションにより基準面積の 定量化を試みる。

2

第5章では,第1章から第4章で不確実性の評価に用いた分布型流出モデルをもとに,広域分布 型流出予測システムを開発する。このシステムの特徴は,流域内に含まれる8基の多目的ダム群を モデル化し,これを詳細な地形効果を考慮する分布型流出モデルと統合している点にある。複数 の洪水イベントで予測システムを検証するとともに,このシステムを実時間で運用する方法につ いて論じる。

第6章では,開発した広域分布型流出予測システムを用いて,ダム群の治水効果を以下の3つの 視点で分析する。(1)ダムの建設に伴って治水安全度がどのように向上してきたか。(2)ダム単体が 群として機能することによってどのような相乗効果を発揮するか。(3)ダムの規模と配置が治水効 果にどのように影響を及ぼしているか。これらの分析をもとに,計画規模を超える超過洪水に対 して既存のダム群がどのように機能を発揮し,また機能を発揮しなくなるのかを明らかにする。

第7章では,本論文の結論を取りまとめる。

第1章 流出モデルの不確実性評価とそのモデル 選択への適用

1.1 はじめに

治水計画の基本量となる基本高水や,実時間での予測流量には,その算出過程で様々な不確実性 を含む。この予測の不確実性は,流出モデルのパラメタ値が十分でないこと,モデルの構造が実 際の流出現象を十分に表現できていないこと,入力値(降雨)に誤差を含むこと,さらに,時空間 的に分布する水文量や流域条件を集約することなどに起因し,これらがモデル出力に伝播したも のである。

これまで,このような不確実性を十分に評価することなく,いたずらに新たなモデルが提案され てきた。新たなモデル開発は今後も十分に行われるべきであるが,同時に流出モデルによる予測 を不確実性の観点から評価することが大事である。不確実性を評価する意義は以下のようにまと めることができる。

1. 流出モデルの出力を確率量として取り扱い,それを治水計画や洪水予報に役立てる。

流出モデルによる予測の不確実性が明らかになれば,河川計画や洪水予報の場面で科学的 な根拠をもとに予測できる範囲が明らかになり,人間が判断すべき事項が明確になる。また, 予測流量の確率分布と対応する被害をもとに洪水のリスクを算定し,リスクを最小化する洪 水管理のための基礎情報を提供できる。

このためには,パラメタの不確実性やモデル構造の不確実性を取り扱うだけでなく,入力 情報としての降雨の不確実性とその伝播特性も含めて総合的に予測の不確実性を取り扱う必 要がある。

2. 不確実性の原因を追求し,それを取り除くことによって予測精度の向上をはかる。

流出予測の不確実性を大きくする支配的要因が明らかになれば,その影響を低減させるこ とで予測精度を向上させることが可能であろう。例えば,入力降雨の空間スケールが粗いこ とが流出予測の不確実性を大きくしているならば,降雨観測を充実すればよいし,パラメタ の同定が不十分であることが流出予測の不確実性を大きくしているならば,流域場の物理量 の観測やパラメタ同定を可能とする流量観測を充実すればよい。

このためには,不確実性の原因を定量化し,それらが流出予測に及ぼす影響を成因別に分 析する必要がある。

3. モデル評価の指標として予測の不確実性を適用する。

モデルの性能を表す指標の一つとして予測の不確実性を取り扱い,この指標をもとに適切 なモデルの選択を行う。精度の高い観測情報が得られた場合に限り,よい結果を出すモデル がつねに望ましいモデルとはいえない。限られた観測情報をもとに,安定して良い結果を出 すモデルを必要とする場合がある。

このためには,予測の不確実性に及ぼす観測の効果を明らかにすることにより,観測情報 の入手状況に応じた流出予測の不確実性を評価する必要がある。本章は,このような観測効 果を陽に考慮する不確実性の評価手法を提案し,流出モデルの選択に応用する。

流出モデルの不確実性評価手法は,これまでもいくつか提案されており,大きくはモンテカルロ シミュレーションを用いた手法と解析的な手法に分かれる^{1),2),3)}。非線形性が強く,多くのパラメ タを含む流出モデルには,前者の手法が適する場合が多い。例えば,Beven and Binley⁴⁾は現実的 なパラメタの範囲をあらかじめ決定し,そこからランダムに抽出したパラメタベクトルを用いて 繰り返し計算を行い,結果のばらつきを調べる方法を提案している。繰り返し計算を行いながら, 観測データを同化し,パラメタベクトルの尤度を更新していく点にその方法の特徴がある。流出 予測の不確実性を評価することは,モデルを観測の不十分な流域に適用するうえでも重要な課題 であり,国際的にもその重要性に対する認識が高まりつつある^{5),6)}。しかしながら,流出モデルの 不確実性を指標とし,観測条件に応じた適切なモデルの構造を検討する研究は,必ずしも十分に は行われていない。

本章で提案する不確実性評価手法は、モンテカルロシミュレーションを用いてパラメタベクトル を生成する点において Beven and Binley⁴⁾の手法に類似する。ただし、その手法の目的は上述のと おり観測状況に応じたモデルの比較評価である。ここでは、モデルの利用者がパラメタを決定す る過程を、流量観測が行われた場合、行われていない場合についてそれぞれモンテカルロシミュ レーションを用いて再現する。そして、選択される可能性のあるパラメタベクトルを用いて流出予 測を行い、予測結果の誤差の期待値を流出モデルによる予測の不確実性とみなす。

この不確実性評価手法をモデル構造の異なる三種類の分布型流出モデルに適用し,流量観測情 報の入手状況と,予測の対象となる洪水の規模に応じて,不確実性の少ないモデルを選択する方 法を検討する。つまり,それぞれのモデルのパラメタ空間しか分からない場合について,その不確 実性がどの程度流出予測に影響を及ぼすか,また,その不確実性が流量観測によってどのように低 減できるのかを評価する。一般的には観測データが不十分な流域で構造の複雑なモデルを用いる と不確実性が大きくなる。このことを定量的に示すとともに,そのような流域で構造の単純なモ デルを用いることの問題点についても言及する⁷⁾。

本章の構成は以下の通りである。流出予測に不確実性をもたらす原因を1.2 で示したうえで,本 章が対象とする不確実性がパラメタの不確実性であることを1.3 に示す。1.4 では不確実性評価手 法を提案し,1.5 に本章の計算条件を示す。1.6 で結果と考察を述べて,1.7 に本章の結論をまと める。

6

1.2 流出予測を不確かにする原因

不確実性評価手法の定式化にあたり,流出システムと流出モデルの一般表現式をまず導入し,流 出予測に不確実性をもたらす原因について説明する。

実際の降雨流出システムを式(1.1)のように記述する。

$$\{Q\} = F(\{\mathbf{R}\}, \mathbf{H}_{o}, \boldsymbol{\theta}) \tag{1.1}$$

ここで {*Q*} はシステムからの出力 (流量), {*R*} はシステムへの入力 (降雨), *H*_o はシステムの初期 状態量, θ はシステムの物理的特性である。実際の流出システムにおける変換過程を *F* で表現し ている。この変換過程をある関数 *f* を用いて表現したものが流出モデルである。

$$\{\overline{Q}\} = f(\{\overline{R}\}, \overline{H_0}, \overline{\theta}) \tag{1.2}$$

ここで, $\{\overline{Q}\}$ はモデル出力(流量), $\{\overline{R}\}$ はモデル入力(降雨)である。また, $\overline{\theta}$ は流域場の情報を代表する値であり,モデルのパラメタベクトルとみなすことができる。 $\overline{H_o}$ はモデルの初期状態量である。なお, $\{\}$ はその括弧内の値が時系列情報であることを示し,太字はその値が空間分布するベクトルであることを示す。

 $\{\overline{Q}\}$ が $\{Q\}$ のまわりにばらつく程度を何らかの指標を用いて表したものが予測の不確実性である。予測の不確実性は, $\{R\}$ を $\{\overline{R}\}$ で, H_o を $\overline{H_o}$ で, θ を $\overline{\theta}$ で,さらにFをfで置き換えることによって導入される不確実性がモデル出力に伝播したものである。このように,流出予測の不確実性はその成因によって分類することができて,それぞれ,入力値(降雨)の不確実性,初期値の不確実性,パラメタの不確実性,モデル構造の不確実性と呼ぶことにする。

1.3 対象とする不確実性

流出予測の不確実性を評価することの目標は,各成因によってもたらされる予測の不確実性を定 量的に評価し,その合成として得られる予測の不確実性を定量化することである。

入力値や初期値の不確実性を起源とする予測の不確実性に関しては,入力値や初期値の不確実 性そのものを評価することがひとつの研究テーマであり,その誤差構造が評価できればここで提 案する手法と同様の手法で予測の不確実性を評価することができる。入力値としての降雨の不確 実性については,第3章で提案する方法でその評価を試みることにする。本章では,パラメタとモ デル構造の不確実性に焦点を当て,それらがどのように予測の不確実性に影響を与えるかを評価 する。

モデル構造の不確実性を絶対評価すること,つまり入力,初期値,パラメタの不確実性がまった く存在しないモデルを用いて,その構造のみを評価することは不可能である。そこで,モデル構 造の不確実性は相対的に評価することを考える。ここでは詳細な物理過程にもとづくモデルを理 想モデルと考え,理想モデルと単純化したモデルのモデル構造の違いによって生ずる予測の不確 実性を相対的に評価する。なお,本章において理想モデルとして取り扱う流出モデルの構造を流



図 1.1: 観測効果を考慮する不確実性評価手法の概念図: 非観測流域の不確実性 (上段) と観測流域の不確実性 (下段)

量以外の別の角度から評価する手法として,ハイドログラフを流出成分の時空間起源に応じて分離する手法を第2章で提案する。

仮想的な真の流量 $\{Q_*\}$ を出力できる理想化したモデルを f_* , そのパラメタベクトルを θ_* とすると

$$\{Q\} = \{Q_*\} = f_*(\{R\}, H_0, \theta_*)$$
(1.3)

となる。いま実際にモデルの利用者が取得できるパラメタベクトルは $\overline{\theta}$ であり θ_* ではない。また 理想的なモデル *f*_{*}を単純化することによって,モデル出力には誤差 { δ }が生じることになるため

$$\{\overline{Q}\} = \{Q_*\} + \{\delta\} = \overline{f}(\{R\}, H_o, \overline{\theta})$$
(1.4)

となる。なお,ここでは入力値と初期値の誤差は取り扱わないので,ここで設定する $\{R\}$ と H_o を 理想の値と考える。この式 (1.4) の $\{\delta\}$ を次節に示す手法により評価する。

1.4 観測効果を考慮する流出予測の不確実性評価手法

降雨流量系列が全く入手できない非観測流域とそれを入手できる観測流域ではモデルの利用者 のパラメタ選択過程が異なり,それがパラメタの不確実性に影響を及ぼす。ここでは非観測流域, 観測流域においてモデルの利用者がパラメタを選択する過程をモンテカルロシミュレーションを 用いて再現することにより,パラメタの不確実性とモデル構造の不確実性,それに伴う予測の不 確実性を算定する。図 1.1 に不確実性評価手法の概念図を示しており,以下に示す手順は図中の Stepと対応している。

1.4.1 非観測流域における不確実性の評価

Step 1) パラメタベクトルの決定

理想化したモデル f_* の仮想的な真のパラメタベクトル θ_* を決定する。また,モデルの利用者が 使用するであろう誤差を含む $\overline{\theta}$ を発生させる。観測した降雨流出量系列が得られない非観測流域 で流出予測を行わなければならない場合,モデルの利用者は知識や経験によってパラメタを決定 するであろう。その際,物理モデルではパラメタの現実的な範囲がある程度推定できるという立 場に立ち,あるモデルの利用者がパラメタを決定する行為をそれぞれのパラメタの現実的範囲か ら無作為にパラメタを抽出することで再現する。モデルで使用するパラメタベクトルは,このよ うなパラメタの集合である。いま S_f を現実的なパラメタベクトルの集合とすると,モデルの利用 者が使用するパラメタベクトル $\overline{\theta}$ は式 (1.5)のように書くことができる。

$$\overline{\boldsymbol{\theta}} \in S_f \tag{1.5}$$

この $\overline{\theta}$ は無限に存在するが,本手法ではあらかじめ決定する範囲内から一様分布を仮定してラン ダムに $\overline{\theta_i}$ $(i = 1, \dots, M)$ を発生させる。このとき $\overline{\theta_i}$ は単純化したモデルのパラメタベクトルであ り,それぞれのモデルに対して *M* 組ずつ $\overline{\theta_i}$ を発生させる。

Step 2) 流出計算の実行

予測の対象となる降雨 {R} を真のパラメタベクトル θ_* をもつ理想化したモデル f_* に入力して 流出計算を行う。このモデル出力をここでは真の流量 { Q_* } とみなす。

$$\{Q_*\} = f_*(\{\mathbf{R}\}, \mathbf{H}_{\mathbf{o}}, \boldsymbol{\theta}_*) \tag{1.6}$$

また,モデル利用者が計算結果として得るであろう予測流量 $\{\overline{Q_i}\}$ を,発生させたすべてのパラ メタベクトル $\overline{\theta_i}$ を用いて M 回計算する。

$$\{\overline{Q_i}\} = f(\{\mathbf{R}\}, \mathbf{H_o}, \overline{\boldsymbol{\theta}_i}), \quad i = 1, \cdots, M$$
(1.7)

Step 3) 不確実性の評価

流出計算結果 $\{\overline{Q_i}\}$ の真の流量 $\{Q_*\}$ に対するピーク流量の相対誤差 r_{pi} と Nash-Sutcliffe 指標¹⁵⁾(以降, Nash 指標と呼ぶ) E_i を計算する。

$$r_{pi} = \frac{Q_*(t_{p*}) - \overline{Q_i}(t_{pi})}{Q_*(t_{p*})}$$
(1.8)

$$E_i = 1 - \frac{F_i}{F_*} \tag{1.9}$$

ここに,

$$F_{i} = \sum_{t=1}^{T} (Q_{*}(t) - Q_{i}(t))^{2}$$

$$F_{*} = \sum_{t=1}^{T} \left(Q_{*}(t) - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} Q_{*}(t) \right)^{2}$$

 $t_{p*}: \{Q_*\}$ のピーク生起時刻, $t_{pi}: \{\overline{Q_i}\}$ のピーク生起時刻, $Q_*(t)$:時刻tの真の流量 $\{Q_*\}$, $Q_i(t)$:時刻tの計算流量 $\{Q_i\}$,t:時刻(t = 1, ..., T)。

さらに,モデルfの流出予測の不確実性と信頼性を以下の指標を用いて評価する。

• ピーク相対誤差の平方根平均二乗和

$$\overline{NR} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{M} r_{pi}^2}{M}}$$
(1.10)

• 信頼性

$$\overline{\alpha} = \operatorname{Prob}\left[E \ge E_{cri}\right] \tag{1.11}$$

ここで \overline{NR} はピーク流量がどの程度,真値からばらつくかを示す指標であり,値が小さい方が望ま しい。一方, $\overline{\alpha}$ は E_i が Nash 指標の満足し得る最低基準 E_{cri} を上回る割合であり,値が100%に近 い方が望ましい。 E_{cri} の値はモデルの利用者が要求する流出予測の精度によって異なるが,一般的 に Nash 指標が 0.8 程度を超えていればモデル利用者は妥当な結果を得ていると判断すると仮定し, ここでは E_{cri} を 0.8 とした。

ここで得られる <u>NR</u> と a はパラメタ同定の過程を含まずに得られた値であり,次に示すパラメタ 同定を行って得られる値と対比して,非観測流域における不確実性,信頼性指標と考える。

1.4.2 観測流域における不確実性の評価

観測流域では降雨流出系列のデータが入手できるので,それをもとにモデルの利用者はパラメ タを同定することができる。パラメタの同定は,モデルの出力値と観測値とがよく一致するパラ メタベクトルを決定する行為であるが,一般には推定したパラメタベクトルを用いて,ある程度 観測流量を再現できていれば,モデルの利用者はそのパラメタベクトルを同定したパラメタベク トルとして予測計算に用いるであろう。そのため同定されたパラメタベクトルもやはり不確実性 を含む。

Step 4) 観測流量とその再現計算

観測の誤差は無視し,観測対象の降雨イベント $\{\hat{m{R}}\}$ に対する理想モデル f_* の出力 $\{\hat{Q_*}\}$ を観測流量とみなす。

$$\{\hat{Q}_*\} = f_*(\{\hat{\boldsymbol{R}}\}, \boldsymbol{H}_{\mathbf{o}}, \hat{\boldsymbol{\theta}}_*)$$
(1.12)

また, a)の Step 2) でランダム発生させた全てのパラメタベクトル $\overline{\theta_i}$ を用いて観測降雨 $\{\hat{R}\}$ に対する流出計算を行う。

$$\{\hat{Q}_i\} = \overline{f}(\{\hat{R}\}, H_0, \overline{\theta}_i), \quad i = 1, \cdots, M$$

$$(1.13)$$

Step 5) 再現計算結果の評価

各流出計算結果 $\{\hat{Q}_i\}$ の観測流量 $\{\hat{Q}_*\}$ に対する Nash 指標 \hat{E}_i を式 (1.9) で計算する。 Step 6) パラメタの同定

モデルの利用者がパラメタ同定過程で満足し得る Nash 指標の最低基準を E_{cri} とすると,式 (1.14) を満たす $\tilde{\theta}$ が観測流域において選択される可能性のあるパラメタベクトルと考えることができる。

$$\widetilde{\boldsymbol{\theta}} \in S_c$$
 (1.14)

$$S_c = \left[\overline{\boldsymbol{\theta}} \mid \hat{E}_i \ge E_{cri} \right] \tag{1.15}$$

これらのパラメタベクトルを同定されたパラメタベクトル $\widetilde{\theta_j}$ $(j = 1, \dots, N)$ とみなす。 Step 7) 流出計算の実行

同定された全てのパラメタベクトル $\widetilde{ heta_i}$ を用い,予測の対象降雨 { $m{R}$ } を入力して流出計算

$$\{\widetilde{Q}_{j}\} = f(\{\boldsymbol{R}\}, \boldsymbol{H}_{o}, \widetilde{\boldsymbol{\theta}_{j}})$$
(1.16)

を実行し,流出計算結果 $\{\widetilde{Q_j}\}$ の真の流量 $\{Q_*\}$ に対するピークの相対誤差 r_{pj} と Nash 指標 E_j を計算する。

Step 8) 不確実性の評価

観測流域における流出予測の不確実性 \widetilde{NR} と信頼性 $\widetilde{\alpha}$ を式 (1.10)と式 (1.11)で評価する。

1.5 シミュレーション条件

予測の対象となる洪水の規模と観測の状況に応じて,適切な流出モデルを選択するために上述 の不確実性評価手法を適用する。予測の対象として規模の異なる二種の洪水イベントを想定し,流 量観測情報を全く入手していない場合,中規模の洪水を観測した場合,大規模の洪水を観測した 場合のそれぞれの状況で複数のモデルによる予測の不確実性を算定する。ここで,中規模の洪水 を観測した場合とは,例えば流量の観測をはじめてから数年しか経過しておらず,予測の対象と 比較して規模の小さな洪水しか観測できていないような状況を想定している。このような,観測 の不十分な流域において,どのようなモデルを用いるべきかを検討することが目的である。

不確実性の算定は1.4に示した手順で行い,この不確実性が小さいモデルを望ましいモデルとみ なす。ここで使用するモデルはインドネシア・レスティ川流域⁸⁾を対象に構築したセル分布型流出 モデル^{9),10),11)}である。各斜面のグリッドセルには,モデル構造の異なる三種の流出モデルを適用 し,モデルの比較評価を行う。



第1章 流出モデルの不確実性評価とそのモデル選択への適用

図 1.3: 観測対象洪水イベント

1.5.1 予測対象洪水イベント

図 1.2 に予測の対象となる二種の洪水イベントを示す。これは 1.4 における $\{R\}$ と $\{Q_*\}$ に該当し,不確実性評価のための予測の対象降雨とそれに対する真の流量とみなす。

StormBの降雨は1995年12月にレスティ川流域内のDampit地点で実際に観測されたものであ り,下流に大規模な洪水災害をもたらした降雨イベントである。StormAの降雨はStormBのそれ を各時間ステップで半分にしたものである。便宜上,ここではStormAを中規模洪水,StormBを 大規模洪水と呼ぶことにする。降雨は空間一様とし,時間分解能は一時間とする。72時間の総降 雨量は,StormAが186 mm,StormBが372 mmである。

図 1.2 の *StormA*, *StormB*に対する流量ハイドログラフは後述する理想モデルの流出計算結果 {*Q*_{*}} である。パラメタとモデル構造に不確実性を持つモデルがこの真のハイドログラフをどの程 度再現できるかを分析する。

1.5.2 観測対象洪水イベント

図 1.3 に観測量として用いる二種の洪水イベントを示す。これは 1.4 における $\{\hat{R}\}$ と $\{\hat{Q}_*\}$ に該当し,不確実性評価のための観測の対象降雨とそれに対する観測流量とみなす。

StormC, StormDは三角形降雨分布を用いており,総降雨量がそれぞれStormA, StormBとほぼ同規模の降雨量となるように設定している。降雨の継続時間は50時間とし,降り始めから25時間後にピークに達するものとする。ピーク時の降雨強度はStormCが6mm, StormDが12mmで

図 1.2: 予測対象洪水イベント



図 1.4: 流量流積関係の異なる三種の降雨流出モデル

あり,総降雨量は StormC が 150 mm, StormD が 300 mm である。

図 1.3 の流量ハイドログラフは後述する理想モデルの出力 {*Q̂**} であり, これを観測した流量ハ イドログラフとみなす。このような仮想的な洪水イベントを導入し,実際に観測した洪水イベン トを用いない理由は,入力と初期値,および観測値の誤差は存在しないものとして,パラメタと モデル構造の不確実性を評価したいためである。モデルの構造とその一つのパラメタベクトルを 理想化し,不確実性をその理想化した状況から相対評価することでこのような仮想的な洪水イベ ントを観測情報とみなすことが可能となる。

1.5.3 構造の異なる三種の分布型流出モデル

ここで使用するセル分布型流出モデル^{9),10),11)}は,流域を河道グリッドセル,斜面グリッドセル に分割した落水線型のモデルであり,河道グリッドセルに洪水追跡モデルを,斜面グリッドセルに 降雨流出モデルを適用する。本章では,洪水追跡モデルとして表面流型のキネマティックウェーブ モデルを,降雨流出モデルとして,以下に示す三種の降雨流出モデル(図 1.4)を適用する。グリッ ドセルのサイズは 250 m × 250 m とした。対象流域はレスティ川流域のタワングレジェニ地点上流 (381 km²)であり,6101 個のセルで構成される。

表面流キネマティックウェーブモデル: Model 1

三種の降雨流出モデルのうち,最も単純でパラメタ数の少ないモデルは,表面流キネマティック ウェーブモデルである。表面流のみを考慮し,地中流は考慮しない。式 (1.17) と式 (1.18) は,それ ぞれ,その連続式と流量流積関係式を示している。また,図 1.4 (a) はその流量流積関係を概念的 に示している。

$$\frac{\partial h}{\partial t} + \frac{\partial q}{\partial x} = r(t) \tag{1.17}$$

$$q = \alpha h^m \tag{1.18}$$

ここで,q:単位幅流量 $[m^2/s]$,h:水位 [m],r:降雨 [m/s],t:時刻 [s],x:上流境界からの距離 [m], m:無次元の流量流積パラメタ (=5/3), α :パラメタ ($\alpha = \sqrt{I}/n$,I:斜面勾配 [rad],n: Manningの 粗度係数 $[m^{-1/3}s]$)である。このモデルを以降,Model 1と呼ぶことにする。 中間流・表面流モデル: Model 2

三種の降雨流出モデルのうち,構造の複雑さが最も単純なものと最も複雑なものの中間に該当 するモデルが中間流・表面流モデルである。高棹・椎葉¹²⁾は地表がA層と呼ばれる透水性の高い土 層で覆われているとみなし,A層を流れる中間流にはダルシーの法則を,地表を流れる表面流に はマニングの法則を適用して流量流積関係 (1.19)を求めている。図 1.4 (b) はその流量流積関係を 概念的に示している。

$$q = \begin{cases} v_a h, & (0 \le h \le d_s) \\ v_a h + \alpha (h - d_s)^m, & (d_s < h) \end{cases}$$
(1.19)

ここで, v_a :空隙部を流れる水の流速[m/s]($v_a = k_a I$, k_a :飽和透水係数[m/s]), d_s :土壌中の最大 水分量に対応する水位[m]($d_s = \gamma_s D$, γ_s :空隙率[無次元],D:土層厚[m])である。この流量流積 関係式 (1.19)と連続式 (1.17)とで降雨流出をセルごとに追跡する。このモデルを以降,Model 2と 呼ぶことにする。

不飽和流・飽和中間流,表面流モデル: Model 3

三種の降雨流出モデルのうち,現実の土層構造を最もよく反映したモデルは不飽和・飽和中間 流,表面流モデル¹³⁾である。土壌中のマトリクス部を流れる不飽和流,土壌中の大空隙部を重力 水として流れる飽和中間流,そして地表を流れる表面流の三種類の流れを考慮しており,流量流 積関係式は (1.20) のようになる。図 1.4 (c) はその流量流積関係を概念的に示している。

$$q = \begin{cases} v_c d_c \left(\frac{h}{d_c}\right)^{\beta}, & (0 \le h \le d_c) \\ v_c d_c + v_a (h - d_c), & (d_c < h \le d_s) \\ v_c d_c + v_a (h - d_c) + \alpha (h - d_s)^m, & (d_s < h) \end{cases}$$
(1.20)

ここで, v_c :マトリクス部を流れる水の飽和時の流速 [m/s] ($v_c = k_c I$, k_c :マトリクス部の飽和透水係数 [m/s]), d_c :マトリクス部の最大水分量に対応する水位 [m] ($d_c = \gamma_c D$, γ_c :マトリクス部の最大水分量に対応する水位 [m] ($d_c = \gamma_c D$, γ_c :マトリクス部の最大含水率 [無次元]), β :マトリクス部の含水率が減少した際に透水係数が減少する程度を表現する無次元パラメタ。ここで,流量流積関係のマトリクス部と大空隙部の連続性から $\beta = k_a/k_c$ の関係がある。この流量流積関係式 (1.20) と連続式 (1.17) とで降雨流出をセルごとに追跡する。このモデルを以降,Model 3と呼ぶことにする。本章ではこのModel 3を理想モデルとする。

1.5.4 真のパラメタベクトルと各モデルのパラメタ上下限値

表 1.1 に理想モデル Model 3 の仮想的な真のパラメタベクトル θ_{*} と各モデルのそれぞれのパラ メタの上下限値を示す。θ_{*} は文献¹³⁾を参考に決定した。パラメタの上下限値については,地理条件 をもとにそれらの値を厳密に決定することは難しいので,想定される現実的な値を設定した。物 理過程を再現するモデルは土層厚や透水係数,空隙率など,物理量をパラメタにとるのでそれら の値をある程度推定することが可能である。

	Model 1		Model 2		Model 3		
θ	下限	上限	下限	上限	下限	上限	真値
F_n	0.75	1.25	0.75	1.25	0.75	1.25	1.0
D [1	$D [{ m m}]$			1.0	0.1	1.0	0.5
$k_a \mathrm{[m/s]}$			0.01	1.0	0.01	1.0	0.1
γ_s –	$-\gamma_c$		0.1	0.3	0.05	0.15	0.1
γ_c					0.05	0.15	0.1
β					2.0	6.0	4.0

表 1.1: 各パラメタの上下限値と真のパラメタベクトル

Manningの粗度係数 n については, F_n を発生させ,土地被覆ごとに設定する Manningの粗度係数 n'に掛け合わせた値を流出計算に使用する。すなわち,

$$n = F_n \times n' \tag{1.21}$$

とし,土地被覆ごとの $n' [m^{-1/3}s]$ は,都市域:0.05,水田:0.1,耕作地:0.4,森林:0.6,果樹園:0.6,火山灰:0.3,水帯:2.0,河川:0.04とする。ただし,このように設定することにより,特に粗度係数のみがモデルパラメタである Model 1 は洪水規模によっては最適パラメタがその範囲内に入らないことがある。こうした状況を考慮するため1.6.2 にその詳細を示すように,Model 1 の F_n の上下限値を(2.0-3.0)に変えたモデル(Model 4)も考察の対象とする。このようなパラメタの上下限値の変更は,キャリプレーションの過程で想定した範囲からランダムに発生するパラメタベクトルがいずれもよい結果を出さない場合にのみ行われる。これはモデルの利用者がパラメタを調節することによって強制的に計算流量を観測流量に適合させる過程を模擬している。

設定したパラメタの上下限値の間で一様乱数を発生させ,各モデルに対してそれぞれ 200 組 (M = 200)のパラメタベクトル $\hat{\theta}$ を発生させる。また,粗度係数以外のパラメタは流域一様とする。

1.6 結果と考察

観測状況と予測対象洪水の規模に応じた各モデルの不確実性 NR と信頼性 α を,1.4 に示した手順で算定し,その結果を表 1.2 にまとめる。

図 1.5 はその結果を予測対象洪水別に図示したものである。図の (a) は中規模洪水 (*StormA*) を, 図の (b) は大規模洪水 (*StormB*) を予測の対象とした場合であり,横軸はパラメタの同定に用いた 観測洪水を表す。ここで,No Calib. はパラメタを同定しない場合である。折れ線グラフが不確実 性指標 NR を,棒グラフが信頼性指標 αを表しており,前述のとおり,基本的には,NR は小さい ほうが望ましく,αは大きいほうが望ましい。同じ条件で三種類のαとNR があるのは,Model 1, Model 2, Model 3の結果を示すためである。

例えば大規模洪水 (*StormB*) の再現計算を行う場合 (図 1.5 (b)),中規模洪水 (*StormC*)を用いて パラメタを同定すると,同定しない場合に比べて Model 2 や Model 3 では α が向上するのに対し, Model 1 ではほとんど α が向上せず,逆に,*NR* は大きくなってしまう。*StormD* を用いてパラメタ

		予測対象洪水				
		中規	莫洪水	大規模洪水		
		(Sto)	(StormA)		rmB)	
観測洪水	Model	NR	α %	NR	α %	
	1	0.27	0	0.15	61	
なし	2	0.39	21	0.23	62	
(No Calib.)	3	0.55	37	0.39	61	
	1(4)	0.14	100	0.45	65	
中規模洪水	2	0.25	78	0.30	81	
(Storm C)	3	0.28	94	0.13	100	
	1	0.19	0	0.19	97	
大規模洪水	2	0.23	32	0.15	95	
(Storm D)	3	0.35	60	0.13	98	

表 1.2: 不確実性指標 *NR* と信頼性指標 α の計算結果

を同定することによってのみ, Model 1の予測精度を向上させることができる, といったことがわかる。

以後,結果をパラメタを同定しない場合 (No Calib.),中規模洪水 (*StormC*) でパラメタを同定す る場合,大規模洪水 (*StormD*) でパラメタを同定する場合の順に考察する。なお, Model 1, Model 2, Model 3 による *NR*, *α*の結果をまとめて表記するときは, *NR* (Model 1, Model 2, Model 3), *α* (Model 1, Model 2, Model 3) のように書く。

1.6.1 パラメタを同定しない場合

中規模洪水 (StormA) の再現

図 1.6 にパラメタを同定せずに,生成したパラメタベクトル全てを用いてモデルを実行した場合の結果を示す。予測対象洪水は中規模洪水(*StormA*)であり,上から Model 1, Model 2, Model 3 のそれぞれの結果を示している。各八イドログラフには真のハイドログラフ (True) と90 %の信頼区間 (90 % confidence interval)を併記する。真のハイドログラフとは理想化したパラメタベクトルを用いた Model 3 の出力である。また,90 %信頼区間とは,各時間ステップでそれぞれ上下5 %の結果を除いた場合の最大値,最小値の幅を示す。表 1.2 に示すとおり得られた結果は,*NR*(0.27,0.39,0.55), α (0%,21%,37%)であり,最も単純な Model 1 は,*NR* は小さいが α は0 % であり,八 イドログラフは全体の傾向を表現できていない。つまり,90 %信頼区間の幅は小さいものの,どの計算結果も再現性が低い。一方,Model 3 の信頼区間は広く,そのため*NR*の値も大きくなっている。Model 2 の 90 %信頼区間はピーク流量をはさみ,その幅は Model 3 に比べるとやや狭い。しかし,後述する他の条件に比べると Model 2 でもその不確実性は大きい。土壌の影響が大きい中規模洪水を,非観測流域において再現することの難しさを示唆している。



図 1.5: 予測対象洪水別の不確実性指標 NR と信頼性指標 α 。(a) は中規模洪水 StormA を予測対象 洪水とした場合,(b) は大規模洪水 StormB を予測対象洪水とした場合

大規模洪水 (StormB) の再現

図 1.7 は同じくパラメタを同定せずに,生成したパラメタベクトル全てを用いて大規模洪水 (*StormB*)の再現計算を行った場合の結果である。表 1.2 に示す通り,*NR*(0.15,0.23,0.39), α(61 %,62%,61%)であり,*NR*はModel1が最も小さく,ピーク流量の再現だけを目的とした場合は, 一見するとModel1がもっとも望ましいように見える。しかしながら,非観測流域において流出予 測を行う際に,入力する降雨が大規模であるのか,あるいは中規模であるのか,さらにその境界 は明らかではない。つまり流出結果は図 1.6 の Model1の結果のように大きくはずれる可能性があ る。一方,図 1.7 の Model 2 や Model 3 の信頼区間は Model 1 のそれに比べるとかなり広く,計画 や洪水予報にその結果を利用するのは難しいと思われる。

1.6.2 中規模洪水 (StormC) でパラメタを同定する場合

パラメタ同定過程

流量観測を始めたとしても,最初の数年は大規模洪水を観測しない可能性がある。ここでは,中 規模洪水(*StormC*)を観測し,モデルの利用者がパラメタを同定するためにその情報を用いた場 合を想定する。

この数値実験では,生成したパラメタベクトルのうち同定過程で式 (1.15) に示すように $E \ge 0.8$ の結果を出すものがモデルの利用者によって選択される可能性のあるパラメタベクトルと考えている。各モデル 200 組のパラメタベクトルを発生させて計算した結果, Model 1 は 0 %, Model 2 は27 %, Model 3 は 34 %が $E \ge 0.8$ を満足した。図 1.8 (a) は Model 1 のパラメタ同定過程の Nash 指標



図 1.6: 中規模洪水の再現 (パラメタ同定なし)

のヒストグラムを示しており、Model 1 はどのパラメタベクトルを用いても、 $E \ge 0.8$ を満足する 結果を出さないことがわかる。

モデルの利用者がこの結果を受けてどのように対処するかを考える。モデル構造そのものを変更 する場合や,最初に推定したパラメタをそのまま使用する場合もあろうが,一般的には観測値に適 合するようなパラメタを探しだし,それを同定したパラメタとみなすことが多い。例えば,Model 1を使用していれば,粗度係数を調節して計算値を観測値に適合させるといった操作を行うのが通 常である。

このような操作を再現するために,粗度係数にかける係数 F_n を (0.75-1.25)の範囲から (2.0-3.0) の範囲に変更して,あらためて 200 組のパラメタベクトルをランダムに生成する。図 1.8 (b) に,こ こで生成したパラメタベクトルを全て用いて計算した結果の Nash 指標のヒストグラムを示す。こ れは,(0.75-1.25)の範囲を用いた場合に比べて観測値に良く適合しており, $E \ge 0.8$ を満たすパラ メタベクトルが 35 %存在する。この条件を満たすものは,モデルの利用者が選択する可能性のあ るパラメタベクトルとみなし,次の計算に用いる。これらのパラメタベクトルは,あらかじめ推 定した範囲を逸脱した範囲で生成しているので,便宜的にこのモデルを Model 4 と呼ぶ。



図 1.7: 大規模洪水の再現 (パラメタ同定なし)

中規模洪水 (StormA) の再現

図 1.9 に中規模洪水 (*StormC*) でパラメタを同定し,中規模洪水 (*StormA*) の流出再現を行った 場合の結果を示す。パラメタベクトルを同定した場合の 90 %信頼区間を実線で,パラメタベクト ルを同定しない場合のそれを点線で表している。パラメタ同定の過程で Model 1 は Model 4 に置き 換わっているが,点線はパラメタを同定する前の結果であり,Model 1 による出力である。結果は *NR* (0.14,0.25,0.28), α (100 %,78 %,94 %) となり,全てのモデルで同定を行う前に比べて不確 実性は小さく,信頼性は大きくなった。特に Model 4 は上記の指標で判断すると,3 つのモデルの うち最も成績がよく,パラメタ同定前に見られたピークを大きく見積もる傾向が改善できている。

この数値計算が示すように,中規模降雨に対する流出を再現する場合は,同規模の降雨流量系 列でパラメタを同定すると良い結果が得られる。そして,観測の効果はより単純な構造をもつモ デルに顕著にあらわれる。



図 1.8: StormCを用いたパラメタ同定過程の Model 1と Model 4の Nash 指標ヒストグラム

大規模洪水 (StormB) の再現

図 1.10 に中規模洪水 (StormC) でパラメタを同定し,大規模洪水 (StormB)の流出再現を行った場合の結果を示す。Model 3 の信頼区間が,点線で示した同定を行わない場合に比べて,大きく狭まっている。この結果は,Model 3 の NR が 0.39 から 0.13 に, α が 61 % から 100 % にそれぞれ向上していることからも明らかである。一方,中規模洪水の再現では良い結果を出した Model 4 は,ここではピークを小さく見積もり,パラメタを同定する前よりも悪い結果を出している。図 1.11 には,パラメタ同定前後のピーク流量相対誤差のヒストグラムを示している。パラメタ同定の実行に関わらず,構造の複雑なモデルほどその分布のばらつきが大きいことがわかる。図 1.11 (a)の Model 1 と Model 4 の結果が示すように,Model 1 のパラメタを同定した結果,ピーク流量のばらつきは小さくなるがバイアスがかかることがわかる。このため,Model 1 の NR は同定前の 0.15 から,同定後の Model 4 では 0.45 となってより大きな値を示す。このように,観測と予測の洪水規模が異なる場合は,Model 1 (Model 4) のような単純化したモデルは,モデル出力に系統的な誤差を含む可能性がある。従って,Model 2 や Model 3 を用いた方がよい。観測が不十分であるから単純なモデルを使うべきであるという議論があるが,単純なモデルを不十分な観測に強制的に適合させることは悪い結果をもたらすことになる。



図 1.9: 中規模洪水の再現 (中規模洪水でパラメタを同定)

1.6.3 大規模洪水 (*StormD*) でパラメタを同定をする場合

中規模洪水 (StormA) の再現

図 1.12 に大規模洪水 (*StormD*) でパラメタを同定し,中規模洪水 (*StormA*) の流出再現を行った場合の結果を示す。*NR* (0.19,0.23,0.35), α (0%,32%,60%) である。Model 2, Model 3 に関しては*NR*, αともパラメタを同定しない場合 (*NR* (0.27,0.39,0.55), α (0%,21%,37%)) よりも向上している。ただし,この場合は,中規模洪水 (*StormC*) でパラメタを同定した場合 (α (100%,78%,94%)) よりも信頼性が低い。このことは,Model 2 や Model 3 のパラメタを同定する際に,大規模な洪水だけを対象とするのではなく,中規模の洪水も対象にして,土壌のパラメタを決定すべきであることを示唆している。

Model 1 に関しては 90 %信頼性区間が狭く,またその中に真のハイドログラフのピークは入って いない。また,中規模洪水 (*StormC*) でパラメタを同定した場合 (図 1.9:Model 4) は, *NR* = 0.14, $\alpha = 100$ %であったが,このケースでは *NR* = 0.19, $\alpha = 0$ %となり結果は悪くなった。このことか ら,とくに単純な構造をもつモデルではパラメタの値が同定する洪水によって大きく変化するこ とがわかる。



図 1.10: 大規模洪水の再現 (中規洪水でパラメタを同定)

大規模洪水 (StormB) の再現

図 1.13 に大規模洪水 (*StormD*) でパラメタを同定し,大規模洪水 (*StormB*) の流出再現を行った 場合の結果を示す。 (97 %,95 %,98 %), *NR* (0.19,0.15,0.13) となり,全てのモデルでよい結 果を出す。複雑なモデルを使用した場合,より観測の効果が大きいといえるが,Model 1 のような 単純なモデルでも比較的よい結果を出すのは,大規模な洪水ではより表面流出の割合が大きくな り,相対的に土壌の影響が小さくなるためである。ただし,ハイドログラフの立ち上がりの部分は Model 1 のモデルでは再現できていない。

1.6.4 結果のまとめ

以上の数値実験より,流量観測情報が得られない場合の流出予測に関して次の結果を得た。

- 1. 単純な構造を持つモデルは信頼区間の幅は狭いが,予測値は大きなバイアスを持つ可能性が ある。
- 2. より物理性を有したモデルは信頼区間の中に真値は入るが,信頼区間の幅が広く,十分な予



図 1.11: 大規模洪水再現時のピーク流量相対誤差のヒストグラム (中規模洪水でパラメタを同定)。 (a) (b) (c) はそれぞれ Model 1 (4), Model 2, Model 3の結果であり, 上段がキャリブレーション前, 下段がキャリプレーション後の結果を示す。

測情報を提供するに至らない。

これらの結果から,観測情報が得られない流域に単純なモデルを適用することは危険であり,よ り物理性のあるモデルを用いて,想定されるパラメタの値の範囲を狭める努力をすることが,不 確実性の少ない予測を実現することにつながることがわかった。

また,流量観測情報が得られる場合の流出予測に関して次の結果を得た。

1. 単純なモデルは洪水規模ごとにモデルのパラメタの値が大きく異なる。

2. パラメタ同定時の洪水規模と予測対象洪水の規模とが異なる場合は予測精度が低い。

- 3. より物理性を有したモデルは観測によって予測の不確実性が確実に減少する。
- パラメタ同定時の洪水規模と予測対象洪水の規模とが同じ場合はもちろん予測精度は高いが、
 そうでない場合も観測の効果は大きい。



図 1.12: 中規模洪水の再現 (大規模洪水でパラメタを同定)

これらの結果から,不十分であっても観測値が得られる場合は,より物理性を持つモデルを用い るほうが不確実性の少ない予測を可能とすることがわかった。

なお,上記の結果は200組のパラメタベクトルを発生させて得たものである。200組という発生 個数が十分であるかについては以下のように考えた。図1.11(c)のModel3の結果からキャリブレー ション後(パラメタベクトル数:68組)はヒストグラムの分布がピーク相対誤差ゼロの付近に集中 することがわかる。ただし,その形状はほとんど変化しておらず,仮にパラメタベクトルをランダ ムに68組発生させればそのヒストグラムはキャリブレーション前の結果,つまり200組のパラメタ ベクトルをランダムに発生させた場合の結果により近づくことが予想される。つまり,ランダム に発生させるパラメタベクトルの数を68組から200組に増やしてもその分布の形状は大きく変化 しない。このことから,200組のパラメタベクトル数は流量分布の結果を議論するうえで妥当な数 であると考えた。



図 1.13: 大規模洪水の再現 (大規模洪水でパラメタを同定)

1.7 まとめ

本章では,観測効果を陽に考慮する流出モデルの不確実性評価手法を提案し,それを流出モデルの選択に適用した。提案した手法は,モデル利用者がパラメタを決定する過程をモンテカルロ シミュレーションで再現することにより,パラメタの不確実性とモデル構造の不確実性が流出予測 の不確実性に及ぼす影響を評価することができる。

こうした不確実性評価手法は,流量データが不十分な流域において,数あるモデルから信頼性 の高いモデルを選択するために有効な手段である。また,流出予測の結果がどの程度ばらつくか という情報は,治水計画や洪水予測に確率的概念を導入するうえで基礎的な情報を与える。さら に,同様の手法は流出モデルだけでなく,水・物質流出の予測の不確実性を評価するうえでも有効 である¹⁶⁾。

参考文献

- Melching, C. S. : Reliability estimation, Computer models of watershed hydrology, Singh, V.P. (ed.), Water Resources Publications, Littleton, pp. 69 – 118, 1995.
- Kuczera, G. and Franks, S.W. : Testing hydrologic models: fortification or falsification?, Mathematical models of large watershed hydrology, Singh, V.P. and Frevert D.K. (ed.), Water Resources Publications, Littleton, pp. 141 186, 2002.
- 3) Wagener, T.: Evaluation of catchment models, Hydrol. Process., Vol. 17, pp. 3375 3378, 2003.
- Beven, K. J. and Binley, A. M. : The future of distributed models : model calibration and uncertainty prediction, *Hydrol. Process.*, Vol. 6, pp. 279 – 298, 1992.
- 5) PUB Science Steering Group and PUB Strategic Advisory Group : PUB science and implementation plan, final version, IAHS, 2003.
- 6) Tachikawa, Y., Shrestha, R. and Sayama, T. : Flood disaster and flood runoff modeling in Japan, predictions in ungauged basins, *IAHS Publ.*, No 301, pp. 78 86, 2006.
- 7) 佐山 敬洋, 立川康人, 寶 馨: 流出モデルの不確実性評価手法とそのモデル選択への適用, 土木 学会論文集, No. 789 / II - 71, pp. 1 - 13, 2005.
- 8) Nakagawa, H., Satofuka, Y., Muto, Y., Oishi, S. and Sayama, T.: On sediment yield and transport in the Lesti River Basin, a tributary of the Brantas River, Indonesia - Experiences from field observations and remotely sensed data -, Proc. of International Symposium on Fluvial and Coastal Disasters, -Coping with Extreme Events and Regional Diversity-, CD-ROM, 2005.
- 9) 佐山 敬洋, 寶 馨:斜面侵食を対象とする分布型土砂流出モデル,土木学会論文集, No. 726 / II 62, pp. 1 9, 2003.
- Sayama, T., Takara, K. and Tachikawa, Y. : Application of a distributed rainfall-sediment-runoff model to the upper Brantas River basin, Indonesia, *IHP-VI*, *Technical Documents in Hydrology*, No. 4, pp. 71 – 76, 2005.
- 11) 児島 利治, 宝 馨, 岡 太郎, 千歳 知礼: ラスター型空間情報の分解能が洪水流出解析結果に及ぼ す影響, 水工学論文集, 第 42 巻, pp. 157 – 162, 1998.
- 12) 高棹 琢馬, 椎葉 充晴: Kinematic Wave 法への集水効果の導入, 京都大学防災研究所年報, 第 24 号, B - 2, pp. 159 - 170, 1981.
- 13) 立川康人,永谷言,寶馨: 飽和・不飽和流れの機構を導入した流量流積関係式の開発,水工学 論文集,第48巻, pp. 7-12, 2004.
- 14) 椎葉 充晴, 立川 康人, 市川 温, 堀 智晴, 田中 賢治: 圃場容水量・パイプ流を考慮した斜面流出 計算モデルの開発, 京都大学防災研究所年報, 41, B - 2, pp. 229 - 235, 1998.

- Nash, J. E. and Sutcliffe, J. V. : River flow forecasting through conceptual models part I A discussion of principles, J. of Hydrol., Vol. 10, pp. 282 – 290, 1970.
- 16) Sayama, T., Takara, K. and Tachikawa, Y. : Reliability evaluation of rainfall-sediment-runoff models, Erosion Prediction in Ungauged Basins, *IAHS Publ.*, No 279, pp. 131 - 141, 2003.

第2章 モデル評価のための流出成分分離法

2.1 はじめに

前章では,予測の不確実性に基づいて流出モデルの比較評価を行った。その中では,より詳細な モデルを理想モデルと考え,それを単純化した場合に導入される予測の不確実性について検討し た。モデル構造の不確実性は,このように,理想化したモデルとそれを単純化したモデルとを比 較することによって評価することが多い。そうした方法の利点は,予測対象の洪水規模や観測情報 の入手条件など,さまざまな状況を想定してモデルの特性を比較分析できる点にある。

ただし,モデルを比較評価するうえでは,理想化したモデルが実現象を的確に再現していなけ ればならない。つまり,モデル出力が流域下流端の観測流量を再現できるだけでなく,流出モデル で再現する水の挙動が実際の水文過程を的確に反映している必要がある。このことは,モデルの 比較評価のみならず,モデルを外挿する場合(観測洪水の規模と予測対象の洪水の規模とが異なる 場合)や,流出モデルを基本として水質形成過程・土砂生産過程を予測する場合にも極めて重要で ある¹⁾。

モデル内の水の挙動が正しいことを確認するためには,流域場の特性を包括的に反映した水文 観測と,それに対応するモデルの計算結果とを比較する必要がある^{2),3)}。そして,流域特性を反映 した水文観測として近年注目されているのが,雨水の流出経路と滞留時間である。同位体や物理 化学指標を用いた観測研究により,いつどこに降った雨水が河川を流れているのかが近年明らかに なりつつある^{4),5),6),7)}。とくに,Kirchner⁸⁾が指摘するように,降雨イベント前の流域貯留水(いわ ゆる古い水)が出水時の大部分を占めること,そしてその古い水の化学成分は出水の規模に応じて 変化することが各地の試験流域で確認されている^{9),10),11)}。

これまで数多くの流出モデルが提案されてきたが,それらの流出モデルが雨水の流出経路や滞留 時間を的確に再現しているかどうかを分析した研究はいまだ数少ない¹²⁾。例えば,雨水の滞留時間 を流出モデルの同定に利用するという考え方は,Seibert and McDonnell¹³⁾やVache and McDonnell¹⁴⁾ も提案している。ただし,それらの研究では,モデルでトレーサの流下過程を追跡することにとど まっており,流量ハイドログラフを流水の時間起源に応じて細かく分離することはできていない。 また,流水の空間起源を分析したものには,例えば,Uhlenbrook¹⁵⁾らの研究があるが,一連の研究 が用いているモデルは構造が比較的単純な流出モデルであり,前章で理想モデルとして利用した ような偏微分方程式系の分布型流出モデルで流量ハイドログラフを時空間起源に応じて分離する 方法はいまだ提案されてない。

こうした背景のもと,本章では分布型流出モデルによって計算されるハイドログラフを,流水の 時空間起源に応じて分離する手法を提案し,不飽和・飽和中間流,表面流を考慮する分布型流出モ



図 2.1: 流水の時間起源に応じたハイドログラフ 図 2.2: 流水の空間起源に応じたハイドログラフ 分離の概念 分離の概念

デルに適用する。この手法では,流水の時空間起源構成比マトリクスという概念を導入し,これ をトレーサに見立ててモデル上で追跡する。これにより新たなパラメタを導入することなく,モ デルが再現するハイドログラフを成分分離することができるようになる。さらに,この手法をモ デル構造とパラメタの異なる複数の流出モデルに適用し,計算条件の違いが流出の時空間成分に どのように影響を及ぼすのかを分析する^{16),17)}。

本章の構成は以下の通りである。提案する手法の概念と具体的な計算方法を2.2と2.3に示す。 2.4 では時間起源に応じた短期流出ハイドログラフの分離を,2.5 では空間起源に応じた短期流出 ハイドログラフの分離を示す。また,2.6 では長期流出への適用と滞留時間の計算結果を示して, 2.7 では本章の結論をまとめる。

2.2 時空間起源に応じたハイドログラフ分離法

2.2.1 時間起源と空間起源に応じた成分分離の概念

ハイドログラフを流水の時間起源に応じて分離するということは,図2.1 に示すような結果を 流出モデルの計算によって導くことである。この例では,時間を0から4の5クラスに分割してお り,0の時間クラスは降雨イベント前から流域に存在していた水を意味している。時間クラス1か ら4が対象期間中に降った雨に相当し,ハイエトグラフとハイドグラフの色分けはそれぞれの時間 クラスに降った雨が流域下流端から流出している様子を示している。

一方,ハイドログラフを流水の空間起源に応じて分離するということは,図2.2 に示すような 結果を流出モデルの計算から導くことである。この例では,流域を空間ゾーンAからFに分割し, それぞれの空間ゾーンに降った雨がどのように流域下流端から流出しているのかを示している。提




図 2.4: 対象流域(7.24 km²)内の単位斜面と河 道の位置

図 2.3: 流水の時空間起源構成比マトリクス

案する手法の目的は,流水の時間起源と空間起源に応じてハイドログラフを成分分離することで ある。さらに,両者を併せて流水の時空間起源に応じてハイドログラフを分離することも想定し ている。すなわち,ある時間クラス・空間ゾーンに降った雨がどのように流域下流端のハイドログ ラフを構成しているのかを分析することも想定に入れる。

2.2.2 時空間起源構成比マトリクス

図 2.3 に示すような,流水の時空間起源構成比マトリクスという新たな概念を導入する。このマ トリクスはある地点をある時刻に流れる水が,いつどこに降った雨水で構成されているかを割合 で示したものである。いま空間ゾーンの数を*S*,時間クラスの数を*T*とすると,地点*i*,時刻*t*の時 空間起源構成比マトリクス*R_i(t)*は*S*行*T*列の行列で表される。例えば,図 2.3 の構成比マトリク スは,図 2.2 の四角の点で示した流域下流端を時刻*t*に流れている水の成分を表しており,時間ク ラス 2 の間に空間ゾーンCに降った雨が流水の6%を占めることを意味する。このマトリクスを各 列ですべての行について足し合わせれば各時間クラスの水が占める割合を知ることができる。す なわち,図 2.1 のように時刻*t*の流量を時間起源に応じて分離することができる。図 2.1 と図 2.3 の例では時間クラス 0 の水(降雨イベント前から流域に貯留していた水)は流水の 15%を占めて おり,時間クラス 1 に降った雨は流水の 30%を占めている。また,このマトリクスを各行ですべて の列について足し合わせれば,流水の空間起源を知ることができる。すなわち,図 2.3 のように流 域下流端を時刻*t*に流れている水を空間起源に応じて分離できるようになる。図 2.2 と図 2.3 の例 では時刻*t*までに空間ゾーンAに降った雨水が流水の 11%を,空間ゾーンBに降った雨水が流水の 13%を占めている。

流水の時間起源や空間起源は流域内部で場所によって異なっている。さらに,同じ地点でも地表 を流れる水と地中の流れる水では時空間起源が異なっているはずである。そこで,本章が提案する 手法では,分布型流出モデルの各単位斜面・各流出経路にそれぞれ異なる流水の時空間起源構成比 マトリクスを割り当て,これを2.3 に示す方法で上流から下流へと追跡計算する。時空間起源構成



図 2.5: 不飽和・飽和中間流,表面流モデルが想定する土層の構造と流出経路ごとの水の流れ,(b) 同モデルの流量流積関係

比マトリクスの時間変化を対象地点で計算することができれば,図 2.1,図 2.2 に示したようなハ イドログラフの成分分離が可能となる。

2.3 分布型流出モデルにおける時空間起源構成比マトリクスの追跡 手法

2.3.1 分布型流出モデル

本章で使用する分布型流出モデルは,流域地形を単位斜面の集合で表現するモデル¹⁸⁾であり,第 5章でモデル構築についての詳細を述べる。それぞれの単位斜面には前章と同じく不飽和・飽和中 間流,表面流モデル¹⁹⁾を適用している。単位斜面の落水方向は,国土数値情報の標高データ(空間 分解能:250 m)をもとに最急勾配法で決定し,流域の上流端から河道網に到達するまで順に流出 計算を実行する。一例として,ここでは図2.4 に示す流域(7.24 km²)を対象とする。なお,本章で は河道内の洪水追跡計算は対象とせず,斜面流出の成分分離に着目する。

前章で用いた不飽和・飽和中間流,表面流モデルの流量流積関係を (2.1) 式に再掲する。マトリクス部の最大水分量に対応する水位を d_c [m],土壤中の最大水分量に対応する水位を d_s [m] とする。また, k_c [m/s] をマトリクス部の飽和透水係数, k_a [m/s] を大空隙部の飽和透水係数,n [m^{-1/3}/s] を Manning の粗度係数,I を単位斜面の勾配,m を無次元の流量流積パラメタ (= 5/3) とする。 v_c [m/s] をマトリクス部を流れる水の飽和時の流速 ($v_c = k_c I$), v_a [m/s] を大空隙部を流れる水の流速 ($v_a = k_a I$) とし, $\alpha = \sqrt{I}/n$ とすれば,単位幅流量 q [m²/s] は水位h [m]の関数として式 (2.1) のよう に表される(図 2.5)

$$q = \begin{cases} v_c d_c \left(\frac{h}{d_c}\right)^{\beta}, & (0 \le h \le d_c) \\ v_c d_c + v_a (h - d_c), & (d_c < h \le d_s) \\ v_c d_c + v_a (h - d_c) + \alpha (h - d_s)^m, & (d_s < h) \end{cases}$$
(2.1)

$$\frac{\partial h}{\partial t} + \frac{\partial q}{\partial x} = r(t) \tag{2.2}$$

ここに, β は無次元のパラメタでありマトリクス部の含水率が減少した際に透水係数が減少する 程度を表現する。流量流積関係のマトリクス部と大空隙部の連続性から $\beta = k_a/k_c$ の関係がある。 マトリクス部と大空隙部の流量流積関係の連続性から $\beta = k_a/k_c$ となる。また,r [m/s] は降雨強度 である。流量流積関係式 (2.1) と連続式 (2.2) を連立して単位斜面からの流出量を差分法で解き,上 流斜面から順に,河道までのすべての単位斜面で流出を追跡する。差分解放には4点陰形式スキー ムを採用し,各単位斜面の空間差分の分割数は10,時間分解能は10分とした。

2.3.2 各単位斜面における流出経路毎の流量計算

上流の単位斜面から順に式 (2.1) と式 (2.2) を用いて流出計算を実行し,計算期間中のすべての時 間ステップで各単位斜面 i ($i \in S$; S は対象流域内にある単位斜面の集合)の下流端における流量 q_i $[m^3/s]$ と水位h [m] を求める。次に,図 2.5 (a)の矢印で示す流出経路毎の流量を各単位斜面で計算 する。ここで, q_i^{inO} , q_i^{inP} , q_i^{inM} は単位斜面 iの地表部,大空隙部,マトリクス部にそれぞれ上流 から流入する流量を q_i^{outO} , q_i^{outP} , q_i^{outM} は単位斜面 iの地表部,大空隙部,マトリクス部からそれ ぞれ流出する流量を示している。また q_i^{OP} は地表部から大空隙部への流量を, q_i^{PM} は大空隙部か らマトリクス部への流量を示す (いずれも単位は $[m^3/s]$)。 $q_i^{OP} と q_i^{PM}$ については流れの方向によっ て負の値をとることもある。各単位斜面の時空間起源構成比マトリクスを計算するためには,こ れらの全ての流量をあらかじめ計算しておく必要があり,以下にその計算式を示す。

(a) マトリクス部 (M) にのみ水が流れている場合 $(0 \le h_i \le d_c)$

$$\begin{aligned}
q_{i}^{inO} &= 0, \quad q_{i}^{outO} = 0 \\
q_{i}^{inP} &= 0, \quad q_{i}^{outP} = 0 \\
q_{i}^{inM} &= \sum_{j \in U_{i}} \left(q_{j}^{outO} + q_{j}^{outP} + q_{j}^{outM} \right), \quad q_{i}^{outM} = q_{i} \\
q_{i}^{OP} &= 0, \quad q_{i}^{PM} = 0
\end{aligned} \tag{2.3}$$

(b) マトリクス部 (M) と大空隙部 (P) に水が流れている場合 ($d_c < h_i \leq d_s$)

$$\begin{cases} q_i^{inO} = 0, \quad q_i^{outO} = 0 \\ q_i^{inP} = \sum_{j \in U_i} \left(q_j^{outO} + q_j^{outP} \right), \quad q_i^{outP} = q_i - q_j^{outM} \\ q_i^{inM} = \sum_{j \in U_i} q_j^{outM}, \quad q_i^{outM} = v_c d_c \\ q_i^{OP} = 0, \quad q_i^{PM} = q_i^{outM} - q_i^{inM} \end{cases}$$
(2.4)

(c) マトリクス部 (M), 大空隙部 (P), 地表部 (O) に水が流れている場合 (d_s < h_i)

$$\begin{cases} q_{i}^{inO} = \sum_{j \in U_{i}} q_{j}^{outO}, \quad q_{i}^{outO} = q_{i} - q_{i}^{outP} - q_{i}^{outM} \\ q_{i}^{inP} = \sum_{j \in U_{i}} q_{j}^{outP}, \quad q_{i}^{outP} = v_{a} (d_{s} - d_{c}) \\ q_{i}^{inM} = \sum_{j \in U_{i}} (q_{j}^{outM}), \quad q_{i}^{outM} = v_{c} d_{c} \\ q_{i}^{OP} = q_{i}^{outP} + q_{i}^{outM} - q_{i}^{inP} - q_{i}^{inM}, \quad q_{i}^{PM} = q_{i}^{outM} - q_{i}^{outM} \end{cases}$$
(2.5)

ここで, q_j^{outO} , q_j^{outP} , q_j^{outM} は対象地点に直接流入する上流側の単位斜面面j $(j \in U_i; U_i$ は単位斜面i に直接流入する単位斜面の集合) における地表部,大空隙部,マトリクス部の流出量である。

2.3.3 流出経路毎の時空間起源構成比マトリクスの追跡計算

上述の方法で流出経路毎の流量を計算し,これらの量をもとに,各単位斜面iにおける地表部, 大空隙部,マトリクス部の時空間起源構成比マトリクス $R_i^O(t)$, $R_i^P(t)$, $R_i^M(t)$ の時間変化を計算 する。ここで, $R_i^O(t)$, $R_i^P(t)$, $R_i^M(t)$ は,空間ゾーンの個数をS,時間クラスの個数をTとしたと き($S \times T$)の行列となる。単位斜面iにおける時空間起源構成比マトリクスは流域下端における時 空間起源構成比マトリクスと同じ次元を持ち,単位斜面iに関係のない行列要素の値はゼロになっ ている。また, V_i^O , V_i^P , V_i^M はそれぞれの流出経路に貯留されている水の体積である。以下,時 空間起源構成比マトリクスの時間変化を追跡する式を(2.6)から(2.8)に示す。これらの式で時空間 起源構成比マトリクス以外の変数はいずれもスカラー値であることに注意する。

$$\frac{d\left(V_i^O \boldsymbol{R}_i^O\right)}{dt} = \sum_{j \in U_i} q_j^{outO} \boldsymbol{R}_j^O - q_i^{outO} \boldsymbol{R}_i^O - q_i^{OP} \boldsymbol{R}_i^{OP} + r_i A_i \boldsymbol{R}_i^{rain}$$
(2.6)

$$\frac{d\left(V_i^P \boldsymbol{R}_i^P\right)}{dt} = \sum_{j \in U_i} q_j^{outP} \boldsymbol{R}_j^P - q_i^{outP} \boldsymbol{R}_i^P + q_i^{OP} \boldsymbol{R}_i^{OP} - q_i^{PM} \boldsymbol{R}_i^{PM}$$
(2.7)

$$\frac{d\left(V_i^M \boldsymbol{R}_i^M\right)}{dt} = \sum_{j \in U_i} q_j^{outM} \boldsymbol{R}_j^M - q_i^{outM} \boldsymbol{R}_i^M - q_i^{PM} \boldsymbol{R}_i^{PM}$$
(2.8)

ただし,

$$\boldsymbol{R}_{i}^{OP} = \begin{cases} \boldsymbol{R}_{i}^{O} & (\boldsymbol{q}_{i}^{OP} \ge 0) \\ \boldsymbol{R}_{i}^{P} & (\boldsymbol{q}_{i}^{OP} < 0) \end{cases}$$
(2.9)

$$\boldsymbol{R}_{i}^{PM} = \begin{cases} \boldsymbol{R}_{i}^{P} & (\boldsymbol{q}_{i}^{PM} \ge 0) \\ \boldsymbol{R}_{i}^{M} & (\boldsymbol{q}_{i}^{PM} < 0) \end{cases}$$
(2.10)

ここで, A_i は単位斜面 i の水平投影面積 $[m^2]$ である。 \mathbf{R}_j^O , \mathbf{R}_j^P , \mathbf{R}_j^M は対象地点に直接流入する 上流側の単位斜面 $j(j \in U_i)$ における地表部,大空隙部,マトリクス部の時空間起原構成比マトリ クスであり, 流域の上流から順に計算していけば既知の量となる。 R_j^O , R_j^P , R_j^M は雨水の時空間 起源構成比マトリクスであり, 対象としている時刻をt, 単位斜面をiとすると, $t \ge i$ が属する時 間クラス・空間ゾーンの構成比が1となるマトリクスである。なお, $r_iA_iR_i^{rain}$ の項は, 地表部に 流水が存在しない場合 ($d_c < h_i \le d_s$) は大空隙部に雨水が直接到達するものと考え, $r_iA_iR_i^{rain}$ の 項を式 (2.6) の右辺ではなく式 (2.7) の右辺に加える。さらに,大空隙部にも流水が存在しない場合 ($h_i \le d_c$) にはマトリクス部に雨水が直接到達するものと考え $r_iA_iR_i^{rain}$ の項を式 (2.6) の右辺では なく式 (2.8) の右辺に加える。上述の通り, $R_i^O(t)$, $R_i^P(t)$, $R_i^M(t)$ は単位斜面i における時刻tの時 空間起源構成比マトリクスであり,これらの値を上流側の単位斜面から順に全ての単位斜面で計 算する。全ての単位斜面で計算ができたら,その中で直接河川に流入している単位斜面 $i(i \in C; C$ は直接河川に流入する単位斜面の集合)の流出量とその時空間起源構成比マトリクスrest(2.11) の ように足し合わせることにより,河川水の時空間起源構成比マトリクス $R^R(t)$ が計算できる。

$$\boldsymbol{R}^{R} = \frac{\sum_{i \in C} \left(q_{i}^{outO} \boldsymbol{R}_{i}^{O} + q_{i}^{outP} \boldsymbol{R}_{i}^{P} + q_{i}^{outM} \boldsymbol{R}_{i}^{M} \right)}{\sum_{i \in C} \left(q_{i}^{outO} + q_{i}^{outP} + q_{i}^{outM} \right)}$$
(2.11)

2.2.2 で述べたようにこのマトリクスの要素を各列で足し合わせれば時間起源に応じた成分分離 ができる。また,各行で足し合わせれば空間起源に応じた成分分離ができる。

2.4 時間起源に応じた短期流出ハイドログラフの分離

2.4.1 計算条件

提案した手法を実流域に適用し,流水の時間起源に応じて短期流出ハイドログラフを分離する。 対象流域は淀川流域の上流に位置する7.24 km²の流域であり,図2.4 に対象流域の単位斜面と河道 の位置を示している。計算期間は,1990年9月19日~21日の72時間とし,国土交通省深山レーダ で観測された雨量を流域内で平均化した一様降雨を入力した。この期間の総雨量は96 mm である。 対象流域内には113 個の単位斜面が存在する。上述の通り,各単位斜面で3つの流出経路(地表 部・大空隙部・マトリクス部)にそれぞれ異なる時空間起源構成比マトリクスを割り当てる。時間と 空間の両方に着目し流水の時空間起源を詳細に分析するためには,各マトリクスの次元は,時間

Case	1	2	3
$n \; \mathrm{[m^{1/3}s]}$	0.3	0.3	0.3
$k_a \mathrm{[m/s]}$	0.01	-	0.01
$D \ [\mathrm{m}]$	1.0	0.0	1.0
$d_s \mathrm{[m]}$	0.2	-	0.55
d_c [m]	0.1	-	0.45
eta	8.0	-	8.0
$q_{int} \; \mathrm{[mm/h]}$	0.1	0.1	0.3

表 2.1: モデルパラメタ

クラスを差分時間間隔に対応する 433, 空間ゾーンを全単位斜面数に対応する 113 とすればよい。 つまり,時間クラスについては 72 時間の計算期間を計算差分間隔と同じ 10 分毎に分割し, さらに 初期貯留水分の一クラスを加えた 433 (= 72 × 60 / 10+1)の時間クラスを設定する。一方,空間 ゾーンについては各単位斜面をひとつの空間ゾーンと考えて 113 の空間ゾーンとすれば,詳細な 時空間成分の分析が可能となる。

ただし,流水の時間起源にのみ着目する場合には,流域内をひとつの空間ゾーンと考えて計算 してもよい。さらに,時間クラスについても任意に設定することができる。本節では降雨量がほ ぼ等しくなるように降雨期間を5つの時間クラスに分割し,これに初期貯留水分の一クラスを加 えて時間クラスを6として時間起源に関する分析を行う。従って,ここでは,各単位斜面・各流出 経路に割り当てられる時空間起源構成比マトリクスの次元は(1×6)となる。

2.4.2 短期流出ハイドログラフの分離結果

ハイドログラフを流水の時間起源に応じて分離した結果を図 2.6 に示す。モデルパラメタは, 表 2.1 の Case 1 にその値を示しており,その妥当性については第5章で確認する。流域内部の初期 の土壌水分量は,下流端での初期流量が q_{int} になるように定常状態を仮定して設定する。図中のハ イエトグラフの色分けは異なる時間クラスを示している。また,モデルの初期状態として降雨イ ベント前から流域に貯留していた水(この水のことを適宜「古い水」と呼ぶことにする)には黄色 を割り当てている。ハイドログラフの色はそれぞれの雨水が流域下流端から流出している状況を 示している。

図 2.6 の結果から,まず黄色で示した古い水は流量の増大に伴って若干増加していることが分か る。これは,主にマトリクス部に貯留されていた水が出水時に大空隙部に移動すること,水位の 上昇に伴ってマトリクス部の流速が増大することの二つの理由による。つぎに,計算期間中の降雨 とそれに対応する流出に着目する。ピンク・青・緑で示したピーク前後の降雨に対する流量は,そ れぞれ流量に増減があるのに対し,計算開始時刻15時間目までに降った雨(水色)に対する流量 は,ほぼ一様に流出していることが分かる。これは,ピンク・青・緑で示したピーク時の降雨が表 面流や飽和中間流として早い速度で流出するのに対し,水色で示した降雨初期の雨水は土壌に一 旦貯留され,ゆっくりと流出していくためである。このように,本章で提案した手法を流出計算に 適用することにより,流域下流端から流出している水がいつ降った雨で構成されているのかを分析 することができるようになる。

2.4.3 モデル構造とパラメタの違いが流出成分に与える影響

上述の分析には不飽和・飽和中間流,表面流モデルを用いた。次に中間流を考慮しない表面流モ デルを用いた場合,および同じモデル構造でも想定する土層厚の大きさを変化させた場合にハイ ドログラフの成分がどのように変化するのかを分析する。表 2.1 の Case 2 と Case 3 に分析に用い た流出モデルのパラメタセットを示す。Case 2 は土層厚 D [m] をゼロに設定することにより,表面 流のみを考慮するモデルになっている。この場合は初期貯留水が地表面に存在することになるの





図 2.6: 流水の時間起源に応じたハイドログラフの分離 (Case 1)

で,古い水であっても表面流が起源となる。なお,Case 2 では流出係数 0.25 を入力降雨にかけるこ とにより Case 1 とピーク流量がほぼ一致するように調整している。Case 3 は *d_s* と *d_c* をそれぞれ 0.55 m と 0.45 m に設定することにより,実質の土層厚さを Case 1 より厚くしたものである。なお, このパラメタセットは九州地方の上椎葉流域で同定されたものと同じである¹⁹⁾。Case3 では初期流 量を Case 1 より大きくすることにより両者のピーク流量がほぼ一致するように調整している。

まず,表面流モデルを想定した Case 2(図 2.7)に着目する。Case 1(図 2.6)と比較すると,流 出成分の構成が異なっていることが分かる。Case 2 では黄色で示した古い水の流出は Case 1 に比 べて少ない。また,水色・ピンク・青・緑で示した降雨イベント中の雨水による流量は,Case 1 で はそれぞれのピークが出現する時刻は異なっているのに対し,Case 2 ではそれぞれのピーク流量は ほぼ同時に出現している。これは,表面流モデルでは,異なる時間起源をもつ雨水が地表部で直 ちに混合するためである。ただし,流域に貯留している水の量はピーク後に小さくなるので,そ の後に降った赤色の雨水に対する流量は Case 2 の方が Case 1 より小さくなっている。

Case 3(図 2.8)の結果は、Case 1に比べて黄色で示した古い水の割合が大きくなっている。これは、設定した初期流量がCase 1よりCase 3の方が大きく、初期の土壌水分量がCase 3の方が大 きくなるためである。流域全体の貯留量が大きいCase 3では、降雨期間中の雨水が古い水と混合 した場合に、相対的に流域貯留水の流出割合が大きくなる。ただし、黄色で示した古い水の割合 が異なることを除いては、Case 3の流出傾向はCase 1のそれに類似している。つまり、モデル構造 が同じであればパラメタを変化させても短期流出の流出傾向には大きく影響しないことをこの結 果は示唆している。

以上の結果をまとめると,不飽和・飽和中間流,表面流モデルによって計算されるピーク付近の洪 水流量は,パラメタの値によらずその大部分が降雨イベント中の雨水によってもたらされる。従っ て,ピーク付近の洪水流量が古い水の流出で占めているような流域にこの流量流積関係式を適用



第2章 モデル評価のための流出成分分離法

図 2.7: 流水の時間起源に応じたハイドログラフ の分離(Case 2)

図 2.8: 流水の時間起源に応じたハイドログラフ の分離(Case 3)

した場合には,たとえ流域下流端の流量が再現できたとしても,内部の水の挙動は正しく再現で きていないことになる。実流域で流域貯留水の成分が卓越するかあるいは降雨イベントの成分が 卓越するかは流域の条件によっても変化する²⁰⁾ので,この計算結果だけでモデルの優劣をつける ことはできない。ただし,近年の観測研究が提案している新たな流出概念をモデルに導入した場 合に,流出成分の計算結果と観測結果とが矛盾しないかどうかを確認することにより,流出過程 に関する仮説が正しいかどうかを検証することができるようになり,しいては流出プロセスを適 切に表現したモデルの開発につながるものと考える。

2.5 空間起源に応じた短期流出ハイドログラフの分離

出水時のハイドログラフが,流域内のどこに降った雨水で構成されているのかを分析するため, 短期流出ハイドログラフを流水の空間起源に応じて分離した。この場合の時空間起源構成比マト リクスの次元は時間クラスを初期の貯留水と雨水とで区分して2,空間ゾーンを単位斜面の個数と 同じ113とした。

図 2.9 の結果は,計算開始時刻から 10,20,23(流量ピーク時),30,60時間後に下流端を流れ ている流水がどの場所に降った雨水で構成されているのかを割合で示している。例えば,図中の黄 緑色で示された部分は,その部分に降った雨水が下流端のハイドログラフのうち3%から4%を占 めることを示している。以下,すべての流出成分を考慮した Case 1(図 2.9 左)と地表面流のみを 考慮した Case 2(図 2.9 右)との結果を比較する。なお,図中の黄色の曲線は河道の位置を示して いる。

まず計算開始時刻から 10 時間後,20 時間後,23 時間後の結果に着目すると,両ケースとも空間 的に一様な降雨を与えているにも関わらず,Case 1 では黄色の曲線で示した河道付近が主な流出 の起源となっているのに対し,Case 2 では流域上流の斜面が流出の起源になっていることが分か る。Case 1 では不飽和・飽和中間流,表面流を考慮するモデルを用いており,河道付近で表面流や 飽和中間流が発生するので,その場所が流出の起源となる。つぎに降雨イベントが終了する 30 時



図 2.9: 流水の空間起源に応じたハイドログラフの分離(左: Case 1, 右: Case 2)



図 2.10: 1992 年 12 月のハイドログラフを時間起源に応じて月ごとに分離した結果。図中の実線は 平均滞留時間(Case 1)

間後と60時間後に着目すると、Case 1 においても流出の起源は河道付近から上流側へと移動して いる。Case 2 ではさらに河道から離れた流域界の周辺が主要な流出起源になっている。

このように,流出プロセスのモデル化の違いは流出の空間的な起源に大きく影響し,本章で提 案するハイドログラフの分離手法を用いればその起源を定量的かつ視覚的に分析することが可能 となる。同位体や物理化学指標を用いて流出の起源を解明する観測研究は近年急速に進められて おり,そうした研究成果と本章で提案するハイドログラフの分離手法による結果とを比較すれば, モデル化の妥当性を分析することが可能となる。

2.6 長期流出への適用と雨水の滞留時間の分析

短期流出ハイドログラフを流水の時間起源に応じて分離した結果, Case 1 と Case 3 の違いは,初期の貯留水が占める割合を除いて,明確な差異がないことを 2.4 に示した。ここでは同じ手法を 1992年の年間の流出計算に適用するとともに,雨水の滞留時間を計算し,モデルパラメタの違い が長期流出の成分に与える影響を分析する。入力降雨はアメダス園部地点で観測された時間雨量 を用いた(総雨量:1599 mm)。また,長期の計算では蒸発散を考慮する必要があるが,本節では 同地点で観測された気温・日照時間・風速のデータと京都気象台で観測された蒸気圧データをもと に,熱収支法を用いて時間蒸発散量を推定し²¹⁾(総蒸発散量: 632 mm),それを各時刻の雨量か ら差し引いた有効雨量を流出モデルに入力した。時空間起源構成比マトリクスの計算過程では式 (2.6)の $r_iA_iR_i^{rain}$ の項が降雨による時空間起源構成比マトリクスの変化を表しており r_i がここで は有効雨量となる。蒸発散量が雨量より多く r_i が負の場合には, $r_iA_iR_i^{rain}$ の項を $r_iA_iR_i^O$ に置き 換えて計算する。これにより表層の水が R_i^O の時空間起源構成比マトリクスを持って蒸発する過程 を再現する。なお,2.3 で述べたように,表層に水がない場合には式 (2.6)ではなく式 (2.7) に,大



図 2.11: 1992 年 12 月のハイドログラフを時間起源に応じて月ごとに分離した結果。図中の実線は 平均滞留時間(Case 3)

空隙部にも水がない場合には式 (2.6) ではなく式 (2.8) に $r_i A_i R_i^O$ の項を加える。この場合も同様に r_i が負の値をとるときは, R^{rain} の項を R^P もしくは R^M に置き換えることにより,大空隙部やマ トリクス部から水が蒸発する過程を時空間起源構成比マトリクスの追跡計算に反映させる。モデ ルの初期値については,1992年の降雨を Case 1 と Case 3 のモデルにそれぞれ入力して年間の流出 計算を実行し,計算終了時点で得られた土壌水分量の分布を初期値として用いた。上述の通り,各 単位斜面・流出経路毎に異なる時空間起源構成比マトリクスを割り当て,この時間変化を追跡計算 する。ここでは時間起源の分析に焦点を当て,時空間起源構成比マトリクス(図 2.3)の空間次元 は1とする。時間クラスの次元は,計算期間中を一時間毎に分割しそれに初期貯留水の一クラスを 加えた 8785 (366 × 24 + 1)とした。ここでは,計算の最終月である12月に着目して結果を考察 する。

図 2.10 (Case 1) と図 2.11 (Case 3) は 12 月の流量を流水の時間起源に応じて成分分離した結 果であり,各月の雨水に異なる色を割り当てている。また,初期状態として 1992 年の1月1日の時 点で流域に貯留していた水には黄色を割り当てている。図中の実線は平均滞留時間(MRT: Mean Residence Time)であり,右側の縦軸がその結果に対応する。ここで論じる平均滞留時間とは,あ る瞬間に流域下流端を流れている水が流域に滞留していた時間の平均値であり,式 (2.12) で定義 する。

$$MRT(t) = \int_{-\infty}^{t} (t - \tau) r(t, \tau) d\tau$$
(2.12)

ここで, *r*(*t*, *τ*)は時刻*t*における時間クラス*τ*の河川流量構成比率とする。1992年の計算終了時点 で Case 1 では 0.6 %, Case 3 では 10.5 %の初期貯留水が含まれていたが,平均滞留時間の計算では これらの水が計算開始時刻に降ったものと仮定して取り扱った。

図 2.10 の Case 1 の結果をみると, 無降雨時の平均滞留時間が約 70 日で, 降雨時に約 20 日程度

まで短くなる。一方,図 2.11 の Case 3 では流域に貯留している水の量が多いため, Case 1 より平 均滞留時間が長く,無降雨時で約 140 日,降雨時でも約 80 日であることが分かった。成分分離の結 果を見ても,実質の土層が厚い Case 3 では,基底流量が安定しており,12 月の流出でも8 月以前に 降った雨水が半分以上を占めていることが分かる。このように,流出モデルのパラメタは滞留時間 や長期流出の成分に影響を及ぼす。提案した手法を用いて流出モデルが再現している滞留時間を 明らかにし,これを現地観測結果と比較すれば,パラメタの同定にも有益な情報を与えるものと 考える。また,ここで提案した手法は流水の時空間起源マトリクスを追跡することにより平均滞 留時間を求めているので,その時間的変化を詳細に分析することが可能になった。

2.7 まとめ

分布型流出モデルによって再現されるハイドログラフを流水の時空間起源に応じて分離する手 法を提案し,不飽和・飽和中間流,表面流モデルに適用した。以下に本章の結論をまとめる。

- 1. 提案する手法は,新たなパラメタを導入することなく,任意の分布型流出モデルが再現する ハイドログラフを,流水の時空間起源に応じて成分分離することができる。
- モデル構造の違いやモデルパラメタの違いが,流出の時空間起源に及ぼす影響を分析できるので,この結果を観測結果と比較することにより,モデルが再現している流出過程の妥当性を検証することができる。
- 3. 短期流出のハイドログラフを時間起源に応じて分離した結果,不飽和・飽和中間流,表面流 モデルによって計算される洪水期間中の流量の大部分は,降雨イベント中の雨水が占めてい ることが分かった。
- 4. 短期流出のハイドログラフを空間起源に応じて分離した結果,不飽和・飽和中間流,表面流 を考慮するモデルと表面流のみを考慮するモデルとでは,同じ時刻でも流出の空間起源に違 いがあることが分かった。洪水のピーク付近でいえば,前者のモデルでは河道付近が主な流 出の空間起源となるのに対して,後者のモデルでは勾配の大きな上流域の斜面が流出の空間 起源になる。
- 5. 長期流出のハイドログラフを時間起源に応じて分離するとともに,雨水の平均滞留時間を計算した結果,平均滞留時間は無降雨時で約70日,降雨時で約20日であった。ただし,この値は流出モデルのパラメタに依存し,モデルの土層厚を大きくすると,平均滞留時間は長くなる。これにより,滞留時間の分析が流出モデルの構造を評価するために役立つことが分かった。

流出モデルが構造的に妥当であるかどうかを評価するためには,モデルが再現している水の挙動と流域観測が明らかにする水の挙動とを比較する必要がある。本章で提案した手法は,近年観測が可能となってきている雨水の滞留時間や流出経路を,流出モデルによって出力することを可能にするものである。本論文の一連の研究で使用している流出モデルが構造的に妥当であるかどうかは,今後,実際に流域観測結果との比較を通して議論する予定である。また,近年提案されてい

る新たな流出概念をモデル化した場合,流出の時間的・空間的な成分の構成が観測結果と整合性を 持って再現できるかどうかを明らかにすることが今後の課題である。

参考文献

- Loague, K., Heppner, C. S., Mirus, B. B., Ebel, B. A., Ran, Q., Carr, A. E., BeVille, S. H. and VanderKwaak, J. E. : Physics-based hydrologic-response simulation: foundation for hydroecology and hydrogeomorphology, *Hydrol. Process.*, Vol. 20, pp. 1231 – 1237, 2006.
- Sidle, R. C. : Field observations and process understanding in hydrology: essential components in scaling, *Hydrol. Proces.*, Vol. 20, pp. 1439 – 1445, 2006.
- 3) Kirchner, J. W. : Getting the right answers for the right reasons: Linking measurements, analyses, and models to advance the science of hydrology, *Water Resourc. Res.*, Vol. 42, W03S04, 2006.
- Kirchner, J. W., Hooper, R. P., Kendall, C., Neal, C. and Leavesley, G. : Testing and validating environmental models, *The Science of Total Environment*, Vol. 183, pp. 33 – 47, 1996.
- 5) 田中 正:水文学における同位体利用の研究動向 地中水の循環に関する研究を事例として 京都大学防災研究所水資源研究センター研究報告, Vol. 2, pp. 3 – 22, 1982.
- 6) 辻村真貴, 田中 正:環境同位体を用いた降雨流出の研究,水文地形学,古今書院, pp. 79-87, 1996.
- 7) Buttle, J. M. : Isotope hydrograph separation of runoff sources, *Encyclopedia of Hydrological Sciences*, Vol. 116, pp. 1763 – 1774, 2005.
- Kirchner, J. W. : A double paradox in catchment hydrology and geochemistry, *Hydrol. Process.*, Vol. 17, pp. 871 874, 2003.
- 9) McDonnell, J. J. : A rationale for old water discharge through macropores in a steep, hymid catchment, Water Resour. Res., Vol. 26, pp. 2821 – 2832, 1990.
- McGlynn, B. L., McDonnell, J. J. and Brammer, D. D. : A review of the evolving perceptual model of hillslope flowpaths at the Maimai catchments, New Zealand., J. of Hydrol., Vol. 257, pp. 1 – 26, 2002.
- Bishop, K., Seibert J., Kohler, S. and Laudon, H : Resolving the double paradox of rapidly mobilized old water with highly variable responses in runoff chemistry, *Hydrol. Process.*, Vol. 18, pp. 185 – 189, 2004.
- 浅野友子,内田太郎,ジェフリーマクドネル: Variable Source Area Concept の次なる斜面水文過 程の概念構築に向けた近年の試み:斜面に降った雨はどこへ行くか?,水文・水資源学会誌, Vol. 18, pp. 459 - 468, 2005.

- Seibert, J. and McDonnell, J. J. : On the dialog between experimentalist and modeler in catchment hydrology: Use of soft data for multicriteria model calibration, *Water Resourc. Res.*, Vol. 38, 1241, 2002.
- 14) Vache, K. B. and McDonnell, J. J., A process-based rejectionist framework for evaluating catchment runoff model structure, *Water Resourc. Res.*, Vol. 42, W02409, 2006.
- 15) Uhlenbrook, S., Roser, S., Tilch, N. : Hydrological process representation at the meso-scale: the potential of a distributed, conceptual catchment model, J. of Hydrol., Vol. 291, pp. 278 296, 2004.
- 16) 佐山敬洋, 辰巳恵子, 立川康人, 寶 馨: 分布型流出モデルにおける流水の時空間起源に応じたハ イドログラフ分離法, 水文・水資源学会誌, 投稿中, 2006.
- 17) 佐山敬洋, 辰巳恵子, 立川康人, 寶 馨: 分布型流出モデルにおける雨水移動の時空間履歴追跡手 法の開発, 水文・水資源学 2006 年研究発表会要旨集, pp. 112 – 113, 2006.
- 18) 市川温,村上将道,立川康人,椎葉充晴:流域地形の新たな数理表現形式に基づく流域流出系シ ミュレーションシステムの開発,土木学会論文集,No. 691 / II – 57, pp. 42 – 52, 2001.
- 19) 立川康人, 永谷 言, 寶 馨: 飽和・不飽和流れの機構を導入した流量流積関係式の開発, 水工学論 文集, Vol. 48, pp. 7 – 12, 2004.
- 20) 辻村真貴, 恩田裕一, 原田大路: 荒廃したヒノキ林における降雨流出に及ぼすホートン地表流の影響, 水文・水資源学会誌, Vol. 19, pp. 17 24, 2006.
- 21) 平田智行, 佐山敬洋, 立川康人, 寶 馨: 淀川流域における広域分布型長期流量予測モデルの開発,
 土木学会第60回年次学術講演会概要集, 2 024, pp. 47 48, 2005.

第3章 不確実性を考慮する降雨分布の推定法

3.1 はじめに

流出予測の不確実性を評価するうえでは,降雨推定値の不確実性を定量的に求めることが必要 不可欠である。特に分布型流出モデルを対象とする場合,これまでは入力とする降雨場に適当な 大きさのランダムノイズを加えるなどの方法が取られてきたが,降雨場に含まれる系統的な推定 誤差の特性をどう表現するか,またその大きさをどのように設定するかといった問題があった¹⁾。

筆者ら²⁾は、これらの問題を解決する手段として、地上雨量とレーダ雨量とを共変量クリギング によって合成する過程で、推定誤差分散が理論的に求まることを応用し、不確実性を加味した降雨 時系列を多数生成する手法を提案している。この手法を、共変量クリギング型逐次ガウシアンシ ミュレーション (Cokriging-type Sequential Gaussian Simulation : co-sGs) と呼ぶ。本章では、この手 法の理論を展開するとともに、降雨推定の不確実性を起源とする流出予測の不確実性を評価する。

そもそも,地上雨量とレーダ雨量とを合成する手法は,地上雨量の高い定量性と,レーダ雨量 の高い時空間分解能を活かして,より高い精度で降雨場を生成するものである^{3),4)}。現在,国土交 通省レーダや気象庁レーダなど,わが国の実務レベルで採用されている合成法は,地上雨量とそ の雨量観測点を覆うグリッドセルにおけるレーダ雨量との比を空間的に内挿し,観測されたレー ダ雨量にその比をかけるというものである^{5),6),7)}。一般に,こうした手法で得られる合成雨量は, 特定のグリッドセル,すなわち地上雨量計を覆うグリッドセルのレーダ雨量に大きく依存するとい う欠点がある。

また,地上・レーダ合成雨量を統計的に求める方法として,多変量解析による方法^{8),9)},共変量 クリギングによる方法^{10),11),12)},カルマンフィルタによる方法¹³⁾などが提案されている。米国で実 務レベルで使用されている WSR-88D と呼ばれるレーダはこうした統計的方法を用いて地上雨量 とレーダ雨量との合成を行っている¹⁴⁾。これらの手法の特徴は統計的に求まる最適値が各グリッド セルの地上・レーダ雨量の合成値となることであるが,例えば Krajewski¹⁰⁾の提案した方法は各グ リッドセルが共変量クリギングで求まる推定値となるため,一般に近傍のグリッドセルの値はほぼ 等しい値をとる。つまり,推定される降雨場はレーダ観測によって得られる降雨場に比べて平滑化 されたものとなる傾向があり,観測降雨場の空間特性を必ずしも保持しない。また,常に統計的に 求まる最適値を推定値としており,推定の不確実性を考慮していない。

本章で議論する地上・レーダ合成雨量のアルゴリズムは,共変量クリギングの主変数として地 上雨量と推定済みの地上・レーダ雨量の合成値を,副変数としてレーダ雨量を用いるものである。 また,共変量クリギングを実行する際に求まる推定値の誤差分散をもとにランダムにノイズを発 生させて推定値に加えることにより,降雨推定の不確実性を考慮した地上・レーダ合成雨量を得る ことができる。この手法では既に推定の終了した値を次の推定値を求める際に順次用いる逐次シ ミュレーション¹⁵⁾の枠組みでノイズを加えるので,不確実性を加味した合成降雨場が観測降雨場の 空間分布特性を保つという利点を持つ。この手法を用いて,特定の地上雨量・レーダ雨量に対して 発生する可能性のある複数の降雨場を生成し,それらを入力とした流出計算を実行すれば,その 観測条件での降雨推定の不確実性がもたらす流出予測の不確実性を分析できる。

本章の構成は以下の通りである。提案する手法の考え方と数学的展開を3.2 に,具体的な合成ア ルゴリズムを3.3 に示す。3.4 では提案する手法を台風イベントに適用して交差検証を行うととも に,不確実性を考慮した降雨場を複数生成する。それを第1章と第2章の分析にも用いた流出モデ ルに入力して,入力降雨場の不確実性が流出予測に及ぼす影響を評価する。3.5 では本章の結論を まとめる。

3.2 共変量クリギング型逐次ガウシアンシミュレーション

co-sGsは既推定値を主変数に含む共変量クリギングを用いて地上・レーダ雨量を合成する。ここでは、その共変量クリギングについて数学的背景を記述するとともに、その特徴をこれまでに提案された二種類の合成法として、ダイナミックウィンドウ法⁵⁾とKrajewskiの共変量クリギング法¹⁰⁾ (以下、ここで提案する手法と区別して、コクリギング法と呼ぶ)と co-sGs を比較しながら論ずる。

3.2.1 co-sGs による合成雨量の推定法

地上雨量とレーダ雨量とを合成する対象領域をΩとする。Ω内のN箇所で地上雨量観測を実施 し,ΔTの積算雨量を観測しているものとする。また,Ω内全域でレーダ雨量観測を実施し,全て のグリッドセルでΔTの積算雨量を観測しているものとする。

図 3.1 は co-sGs と後述するその他の手法がそれぞれどの位置の地上雨量・レーダ雨量を推定に 採用するかを表した概念図であり、上段から入力情報である地上雨量、レーダ雨量、下段は出力情 報である地上・レーダ合成雨量の対象領域Ωを表している。

ー般に,地上雨量の時間分解能はレーダ雨量のそれよりも粗いが,ここでは後述する地上雨量の時間補間によって両者が同じ時間分解能を持つことを想定する。いま地点uにおける ΔT の積算降雨場を $Z(u), u \in \Omega$ とすれば,観測によって得られる地上雨量 $G(u_i)$ とレーダ雨量 $R(u_j)$ は次のように書くことができる。

$$G(\boldsymbol{u}_i) = Z(\boldsymbol{u}_i) + \boldsymbol{\varepsilon}_{G_{\boldsymbol{u}_i}}, \quad i = 1, 2, \dots, N$$
(3.1)

$$R(\boldsymbol{u}_{j}) = \frac{1}{|A_{j}|} \int_{A_{j}} Z(\boldsymbol{u}) \, dA + \boldsymbol{\varepsilon}_{\boldsymbol{R}} \boldsymbol{u}_{j}, \quad j = 1, 2, \dots, M$$
(3.2)

ここで, ε_{Gu_i} は地上雨量の観測誤差, ε_{Ru_j} はレーダ雨量の観測誤差, A_j はj番目のグリッドセルの領域,N, Mはそれぞれ対象領域 Ω 内の地上雨量観測点の数とレーダ雨量の観測グリッドセルの数である。推定対象地点 u_0 における地上・レーダ合成雨量の推定値 $V^*(u_0)$ は近隣の数地点で



図 3.1: co-sGs, ダイナミックウィンドウ法, Cokriging法による地上・レーダ雨量合成の概略図

観測された地上雨量 $G(u_i)$ (i = 1, ..., n),推定対象地点を含むレーダ雨量 $R(u_j)$ (j = 0, ..., m),ならびにこの推定アルゴリズムによって順次推定される近隣数地点の地上・レーダ合成雨量 $V(u_j)$ (j = 1, ..., m)の線形代数和で求まるものと仮定する。

$$V^{*}(\boldsymbol{u}_{0}) = \sum_{i=1}^{n} \lambda_{G} \boldsymbol{u}_{i} G(\boldsymbol{u}_{i}) + \sum_{j=0}^{m} \lambda_{R} \boldsymbol{u}_{j} R(\boldsymbol{u}_{j}) + \sum_{j=1}^{m} \lambda_{V} \boldsymbol{u}_{j} V(\boldsymbol{u}_{j})$$
(3.3)

ここで, $\lambda_{G_{\boldsymbol{u}_i}}$, $\lambda_{R_{\boldsymbol{u}_j}}$, $\lambda_{V_{\boldsymbol{u}_j}}$ はそれぞれ地上雨量,レーダ雨量,地上・レーダ合成雨量にかかる係数であり,共変量クリギングの問題はこれらの係数を求める問題である。

推定に採用する地上雨量のグリッドセルiの位置については,図3.1 の co-sGs に示すように,ま ず推定する地点 u₀ (図中 V(u)の) を当該時間ステップでまだ推定の終了していないグリッドセ ルからランダムに選択し,その近隣から n 地点の地上雨量観測点(図中 G(u)の) をとる。また, 推定に採用するレーダ雨量,地上・レーダ合成雨量のグリッドセル j については,推定点 u₀ の近隣 から当該時間ステップで既に推定の終了しているグリッドセル(図中 V(u)の灰色のグリッドセル) を m 地点(図中 R(u)の格子をかけたグリッドセル,図中 V(u)の格子をかけたグリッドセル)とる。 なお,レーダ雨量に関しては,推定地点のレーダ雨量 R(u₀)が既知であるので,その値を変数の ひとつとして加える。一方,地上雨量,地上・レーダ合成雨量に関しては,推定地点の値は未知で あり,変数として加えることが出来ないことに注意する。

各グリッドセルの地上・レーダ雨量の合成値は,式(3.3)で求まるV*にノイズを加えた値とする。 その際,ノイズは共変量クリギングの実行過程で求まる推定値の誤差分散を分散にもつ正規分布 からランダムに発生させたものとする。このノイズを加えて得た地上・レーダ合成雨量がV(u)に 新たに加えられ,推定の終了していないグリッドセルの合成雨量の推定に用いられる。

3.2.2 co-sGs による推定手法と他の手法との比較

co-sGs が, このような方法で地上雨量, レーダ雨量, 地上・レーダ合成雨量を推定に用いることの利点を, これまでに提案された他の手法と比較しながら以下に述べる。比較の対象として, 国 土交通省レーダのキャリブレーションに実務レベルで用いられているダイナミックウィンドウ法⁵⁾ とコクリギング法¹⁰⁾による地上・レーダ雨量の合成法を取り上げる。図 3.1 には上述の co-sGs の 他, ダイナミックウィンドウ法, コクリギング法のそれぞれの手法がどの位置の地上雨量, レーダ 雨量を推定に用いるかを図示している。

ダイナミックウィンドウ法は地上雨量(図中*G(u)*の)とその観測地点を覆うグリッドセルの レーダ雨量(図中*R(u)*の格子をかけたグリッドセル)との比を計算し,この地上・レーダ雨量比を 重み付きで内挿して,推定するグリッドセル(図中*V(u)*の)のレーダ雨量にかけあわせる。内 挿に用いる地上・レーダ雨量比の地点数は降雨強度によって変化し,降雨強度が大きいときほど, より少ない地点,すなわちより推定点から近い点で得られる地上・レーダ雨量比を内挿に用いる。 この手法では,常に特定のグリッドセルで観測されたレーダ雨量,すなわち地上雨量計の位置する グリッドセルにおけるレーダ雨量,および推定対象グリッドセルで観測されたレーダ雨量とが合成 に用いられる。また,推定の不確実性は考慮しない。

コクリギング法はまず地上雨量(図中G(u)の)のみを用いて通常クリギングを行い,全てのグ リッドセルの地上推定雨量を求める。次に推定の対象となるグリッドセル,およびその上下左右の 計5ヶ所のグリッドセルにおける地上推定雨量(図中G(u)の格子をかけたグリッドセル)とレーダ 雨量(図中R(u)の格子をかけたグリッドセル)をそれぞれ主変数,副変数に取り共変量クリギング を実行する。この手法では各グリッドセルの推定値が統計的根拠にもとづいて求められるが,変数 として採用する5ヶ所のグリッドセル間のレーダ雨量にばらつきが小さい場合はレーダ雨量を副変 数として用いる効果が小さく,結果として通常クリギングによって求まる地上推定雨量に類似した 降雨場が得られる。また,ダイナミックウィンドウ法と同様,推定の不確実性は考慮していない。 co-sGsの特長を,これらの二つの方法と比較して,以下にまとめる。

- 1. ノイズを加えて得た既推定の地上・レーダ合成雨量の値 (図中 V(u)の灰色のグリッドセル) を共変量クリギングの主変数として用いることにより,観測によって得られた降雨場の空間 分布特性を保持するように地上・レーダ雨量を合成することができる。
- 既に推定の終了しているグリッドセル (図中 V(u)の灰色のグリッドセル)の中から近隣のグ リッドセル (図中 V(u)の格子をかけたグリッドセル)を選び出し、その地点におけるレーダ 雨量 (図中 R(u)の格子をかけたグリッドセル)を変数として採用することにより、特定のグ リッドセルにおけるレーダ雨量を常に推定に用いることを避ける。これにより特定のグリッ ドセルに含まれるレーダ雨量の誤差が近隣に伝播することを防ぐ。

3.2.3 co-sGs による推定アルゴリズム

式 (3.3) で得られる推定値は推定誤差 $\varepsilon_{V_{\mu}}$ 。

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{V\boldsymbol{u}_{0}} = V^{*}\left(\boldsymbol{u}_{0}\right) - V\left(\boldsymbol{u}_{0}\right) \tag{3.4}$$

を含む。係数 $\lambda_{G} u_i$, $\lambda_{R} u_j$, $\lambda_{V} u_j$ は,推定誤差 $\varepsilon_{V} u_0$ の平均値が0(不偏推定量の仮定),分散が最小になるように決定する。

$$E[\boldsymbol{\varepsilon}_{V\boldsymbol{u}_{0}}] = 0 \tag{3.5}$$

$$Var[\boldsymbol{\varepsilon}_{V\boldsymbol{u}_0}] \rightarrow \min$$
 (3.6)

式 (3.4) の V* (u0) に式 (3.3) の右辺を代入し,式 (3.5) で表される不偏推定量の仮定より,

$$E\left[\sum_{i=1}^{n} \lambda_{G} \boldsymbol{u}_{i} G\left(\boldsymbol{u}_{i}\right) + \sum_{j=0}^{m} \lambda_{R} \boldsymbol{u}_{j} R\left(\boldsymbol{u}_{j}\right) + \sum_{j=1}^{m} \lambda_{V} \boldsymbol{u}_{j} V\left(\boldsymbol{u}_{j}\right) - V\left(\boldsymbol{u}_{0}\right)\right] = 0$$

$$(3.7)$$

を得る。ここで,地点 u_i における降雨の対象期間内の時間的な期待値は対象領域 Ω 内で一定(const.)であるという定常性の仮定をおく。

$$E[Z(\boldsymbol{u}_i)] = const. \qquad (\boldsymbol{u}_i \in \Omega)$$
(3.8)

また,地上雨量の時間的な期待値は地上・レーダ合成雨量の時間的な期待値と一致することを前提 とし,

$$E[G(\boldsymbol{u}_i)] = E[V(\boldsymbol{u}_j)]$$
(3.9)

かつ,地上雨量の観測誤差にはバイアスがかからないこと

$$E\left[\boldsymbol{\varepsilon}_{G}\boldsymbol{u}_{i}\right]=0\tag{3.10}$$

を仮定すれば,式(3.7)を以下のように書き換えることができる。

$$E\left[G\left(\boldsymbol{u}_{i}\right)\right]\left(\sum_{i=1}^{n}\lambda_{G}\boldsymbol{u}_{i}+\sum_{j=1}^{m}\lambda_{V}\boldsymbol{u}_{j}-1\right)+E\left[R\left(\boldsymbol{u}_{j}\right)\right]\sum_{j=0}^{m}\lambda_{R}\boldsymbol{u}_{j}=0$$
(3.11)

ここで,式(3.8)の定常性の仮定とは,降雨場を長時間にわたり時間積算した場合に,その積算降 雨場が空間一様に近づくことを意味しており,各時刻の観測降雨場が空間的に一様になることを 仮定したものではない。なお,式(3.11)を導出する過程で,レーダ雨量の誤差にはバイアスがかか ることを考慮し,

$$E\left[\boldsymbol{\varepsilon}_{R\boldsymbol{u}_{i}}\right]\neq0\tag{3.12}$$

地上・レーダ合成雨量の時間的な期待値はレーダ雨量の時間的な期待値と一致することを前提と していないことに注意する。

$$E[R(\boldsymbol{u})] \neq E[V(\boldsymbol{u})]$$
(3.13)

これは, co-sGs がレーダ雨量の定量的な誤差を前提としたうえで,レーダ雨量の空間分布特性を保持しつつ地上雨量と定量的に整合性のとれた降雨場を生成することを目的としているためである。 式 (3.11)を満足する条件のひとつとして,

$$\sum_{i=1}^{n} \lambda_G \boldsymbol{u}_i + \sum_{j=1}^{m} \lambda_V \boldsymbol{u}_i = 1$$
(3.14)

$$\sum_{j=0}^{m} \lambda_{R} \boldsymbol{u}_{i} = 0 \tag{3.15}$$

を得る。これにより, co-sGsの問題は式 (3.14) と式 (3.15) で示された条件付きの最小化問題 (式 (3.6)) に帰着する。ラグランジュ未定乗数 2µ1, 2µ2 を導入し,式 (3.3) と式 (3.4) を式 (3.6) に代入すること により推定値の誤差分散を次のように書きなおす。

$$Var\left[\varepsilon_{V\boldsymbol{u}_{0}}\right] = E\left[\left(\sum_{i=1}^{n}\lambda_{G\boldsymbol{u}_{i}}G\left(\boldsymbol{u}_{i}\right) + \sum_{j=0}^{m}\lambda_{R\boldsymbol{u}_{j}}R\left(\boldsymbol{u}_{j}\right) + \sum_{j=1}^{m}\lambda_{V\boldsymbol{u}_{j}}V\left(\boldsymbol{u}_{j}\right) - V\left(\boldsymbol{u}_{0}\right)\right)^{2}\right] + 2\mu_{1}\left(\sum_{i=1}^{n}\lambda_{G\boldsymbol{u}_{i}} + \sum_{j=1}^{m}\lambda_{V\boldsymbol{u}_{j}}-1\right) + 2\mu_{2}\left(\sum_{j=0}^{m}\lambda_{R\boldsymbol{u}_{j}}\right) \\ = \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\lambda_{G\boldsymbol{u}_{i}}\lambda_{G\boldsymbol{u}_{k}}Cov\left[G\left(\boldsymbol{u}_{i}\right),G\left(\boldsymbol{u}_{k}\right)\right] + \sum_{j=0}^{m}\sum_{k=0}^{m}\lambda_{R\boldsymbol{u}_{j}}\lambda_{R\boldsymbol{u}_{k}}Cov\left[R\left(\boldsymbol{u}_{j}\right),R\left(\boldsymbol{u}_{k}\right)\right] \\ + \sum_{j=1}^{m}\sum_{k=1}^{m}\lambda_{V\boldsymbol{u}_{j}}\lambda_{V\boldsymbol{u}_{k}}Cov\left[V\left(\boldsymbol{u}_{j}\right),V\left(\boldsymbol{u}_{k}\right)\right] + 2\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=0}^{m}\lambda_{G\boldsymbol{u}_{i}}\lambda_{R\boldsymbol{u}_{j}}Cov\left[G\left(\boldsymbol{u}_{i}\right),R\left(\boldsymbol{u}_{j}\right)\right] \\ + 2\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m}\lambda_{G\boldsymbol{u}_{i}}\lambda_{V\boldsymbol{u}_{j}}Cov\left[G\left(\boldsymbol{u}_{i}\right),V\left(\boldsymbol{u}_{j}\right)\right] + 2\sum_{j=0}^{m}\sum_{k=1}^{m}\lambda_{R\boldsymbol{u}_{j}}\lambda_{V\boldsymbol{u}_{k}}Cov\left[R\left(\boldsymbol{u}_{j}\right),V\left(\boldsymbol{u}_{k}\right)\right] \\ - 2\sum_{i=1}^{n}\lambda_{G\boldsymbol{u}_{i}}Cov\left[G\left(\boldsymbol{u}_{i}\right),V\left(\boldsymbol{u}_{0}\right)\right] - 2\sum_{j=0}^{m}\lambda_{R\boldsymbol{u}_{j}}Cov\left[R\left(\boldsymbol{u}_{j}\right),V\left(\boldsymbol{u}_{0}\right)\right] \\ - 2\sum_{j=1}^{m}\lambda_{U\boldsymbol{u}_{j}}Cov\left[V\left(\boldsymbol{u}_{j}\right),V\left(\boldsymbol{u}_{0}\right)\right] + Cov\left[V\left(\boldsymbol{u}_{0}\right),V\left(\boldsymbol{u}_{0}\right)\right] \\ + 2\mu_{1}\left(\sum_{i=1}^{n}\lambda_{G\boldsymbol{u}_{i}} + \sum_{j=1}^{m}\lambda_{V\boldsymbol{u}_{j}} - 1\right) + 2\mu_{2}\left(\sum_{j=0}^{m}\lambda_{R\boldsymbol{u}_{j}}\right)$$
(3.16)

ここで, *Cov* [*G*(*u*), *G*(*u*)], *Cov* [*R*(*u*), *R*(*u*)] は 2 地点間の地上雨量,レーダ雨量の共分散を, *Cov* [*V*(*u*), *V*(*u*)] はそれぞれ地上・レーダ合成雨量の共分散を表している。また,*Cov* [*G*(*u*), *R*(*u*)] や *Cov* [*G*(*u*), *V*(*u*)] などは地上雨量,レーダ雨量,地上・レーダ合成雨量のいずれかの組み合わせ の相互共分散を表している。

推定値の誤差分散を最小化する $\lambda_{G_{u_i}}$, $\lambda_{R_{u_j}}$, $\lambda_{V_{u_j}}$ を求めるために,式 (3.16)の右辺を $\lambda_{G_{u_i}}$ (i = 1, ..., n), $\lambda_{R_{u_j}}$ (j = 0, ..., m), $\lambda_{V_{u_j}}$ (j = 1, ..., n), μ_1 , μ_2 でそれぞれ偏微分して 0 とおく ことにより,式 (3.17) に示すクリギング方程式を得る。

3.2.4 クリギング方程式とその解

式 (3.17) は上記の手順で得られたクリギング方程式を行列表示したものである。

$$\begin{pmatrix} Cov_{GG} & Cov_{GR} & Cov_{GV} & 1 & 0 \\ Cov_{RG} & Cov_{RR} & Cov_{RV} & 0 & 1 \\ Cov_{VG} & Cov_{VR} & Cov_{VV} & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lambda_G \\ \lambda_R \\ \lambda_V \\ \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Cov_{G0} \\ Cov_{R0} \\ Cov_{V0} \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix}$$
(3.17)

ここで, Cov_{GG} , Cov_{GR} ,…, Cov_{VV} は分散・共分散行列であり,以下にその例として Cov_{GG} と Cov_{GR} を示す。

$$\boldsymbol{Cov}_{GG} = \begin{pmatrix} Cov \left[G(\boldsymbol{u}_1), G(\boldsymbol{u}_1) \right] & \cdots & Cov \left[G(\boldsymbol{u}_1), G(\boldsymbol{u}_n) \right] \\ \vdots & \vdots \\ Cov \left[G(\boldsymbol{u}_n), G(\boldsymbol{u}_1) \right] & \cdots & Cov \left[G(\boldsymbol{u}_n), G(\boldsymbol{u}_n) \right] \end{pmatrix}$$

$$\boldsymbol{Cov}_{GR} = \begin{pmatrix} Cov \left[G(\boldsymbol{u}_1), R(\boldsymbol{u}_1) \right] \cdots Cov \left[G(\boldsymbol{u}_1), R(\boldsymbol{u}_m) \right] \\ \vdots \\ Cov \left[G(\boldsymbol{u}_n), R(\boldsymbol{u}_1) \right] \cdots Cov \left[G(\boldsymbol{u}_n), R(\boldsymbol{u}_m) \right] \end{pmatrix}$$

また, λ_G , λ_R , λ_V は未知数である λ の行列, Cov_{G0} , Cov_{R0} , Cov_{V0} は推定対象地点と観測地点 における降雨の共分散行列であり,それぞれ,以下のように書くことができる。

$$\lambda_{G} = \left(\lambda_{G\boldsymbol{u}_{1}}, \cdots, \lambda_{G\boldsymbol{u}_{n}}\right)^{T}$$

$$\lambda_{R} = \left(\lambda_{R\boldsymbol{u}_{0}}, \cdots, \lambda_{R\boldsymbol{u}_{m}}\right)^{T}$$

$$\lambda_{V} = \left(\lambda_{V\boldsymbol{u}_{1}}, \cdots, \lambda_{V\boldsymbol{u}_{m}}\right)^{T}$$

$$Cov_{G0} = \left(Cov\left[G(\boldsymbol{u}_{1}), V(\boldsymbol{u}_{0})\right] \cdots Cov\left[G(\boldsymbol{u}_{n}), V(\boldsymbol{u}_{0})\right]\right)^{T}$$

$$Cov_{R0} = \left(Cov\left[R(\boldsymbol{u}_{0}), V(\boldsymbol{u}_{0})\right] \cdots Cov\left[R(\boldsymbol{u}_{m}), V(\boldsymbol{u}_{0})\right]\right)^{T}$$

$$Cov_{V0} = \left(Cov\left[V(\boldsymbol{u}_{1}), V(\boldsymbol{u}_{0})\right] \cdots Cov\left[V(\boldsymbol{u}_{m}), V(\boldsymbol{u}_{0})\right]\right)^{T}$$

式 (3.17)の連立方程式から λ_G , λ_R , λ_V を求めて式 (3.3) に代入すれば, u_0 における推定値 $V^*(u_0)$ を得ることができる。

推定値の誤差分散は,式(3.16)において,式(3.17)の左辺に該当する項を式(3.17)の右辺の項に 置き換えることにより求められる。例えば,式(3.17)の行列の1行目はn行の式から構成されてお り,両辺に $\lambda_{G_{u_i}}$ を掛けて全ての行を足し合わせれば,式(3.18)ように書きなおすことができる。

$$\sum_{i=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} \lambda_{G} \boldsymbol{u}_{i} \lambda_{G} \boldsymbol{u}_{k} \operatorname{Cov} \left[G(\boldsymbol{u}_{i}), G(\boldsymbol{u}_{k}) \right] + \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=0}^{m} \lambda_{G} \boldsymbol{u}_{i} \lambda_{R} \boldsymbol{u}_{j} \operatorname{Cov} \left[G(\boldsymbol{u}_{i}), R(\boldsymbol{u}_{j}) \right] \\ + \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{m} \lambda_{G} \boldsymbol{u}_{i} \lambda_{V} \boldsymbol{u}_{j} \operatorname{Cov} \left[G(\boldsymbol{u}_{i}), V(\boldsymbol{u}_{j}) \right] + \mu_{1} \sum_{i=1}^{n} \lambda_{G} \boldsymbol{u}_{i} = \sum_{i=1}^{n} \lambda_{G} \boldsymbol{u}_{i} \operatorname{Cov} \left[G(\boldsymbol{u}_{i}), V(\boldsymbol{u}_{0}) \right]$$
(3.18)

式 (3.18)の左辺の項は式 (3.16)の左辺の項の一部であることがわかる。同様にして得られる式を式 (3.16)の左辺に代入することにより,推定値の誤差分散は式 (3.19)のように求められる。

$$Var\left[\varepsilon_{V\boldsymbol{u}_{0}}\right] = Cov\left[V(\boldsymbol{u}_{0}), V(\boldsymbol{u}_{0})\right]$$

$$- \sum_{i=1}^{n} \lambda_{G\boldsymbol{u}_{i}} Cov\left[G(\boldsymbol{u}_{i}), V(\boldsymbol{u}_{0})\right]$$

$$- \sum_{j=0}^{m} \lambda_{R\boldsymbol{u}_{j}} Cov\left[R(\boldsymbol{u}_{j}), V(\boldsymbol{u}_{0})\right]$$

$$- \sum_{j=1}^{m} \lambda_{V\boldsymbol{u}_{j}} Cov\left[V(\boldsymbol{u}_{j}), V(\boldsymbol{u}_{0})\right] - \mu_{1}$$

$$(3.19)$$

この誤差分散の値を用いて平均値ゼロの正規乱数を発生させる。その値を*V**(*u*₀)に加えた値が最 終的な地上・レーダ合成雨量となる。ただし,正規乱数を加えた値が負となる場合は当該グリッド セルの地上・レーダ合成雨量はゼロとした。

3.2.5 共分散関数

これまでの議論で用いてきた *Cov* は,上述のとおり2地点間の降雨の共分散,相互共分散を表している。ただし,実際には領域Ω内のあらゆる2地点間で共分散や相互共分散を求めることは難しく,クリギング問題では通常,確率場*Z*(*u*)の二次定常性と等方性を仮定し,共分散・相互共分散を対象とする2地点間の距離の関数で表す¹⁶⁾。ここで,二次定常性の仮定とは,ある確率場の期待値と分散値がともに移動不変であるとし,上述の式(3.8)と以下に示す式(3.20)が共に成立する仮定である。

$$Cov\left[Z\left(\boldsymbol{u}_{0}+\boldsymbol{h}\right), Z\left(\boldsymbol{u}_{0}\right)\right] = C(\boldsymbol{h})$$

$$(3.20)$$

ここで, *h* は任意の方向,長さを持つベクトルであり, *C*(*h*) は共分散,相互共分散を距離の関数 として表す共分散関数である。ここでは,ある距離までの降雨分布の空間相関が指数関数でよく 表現できることから^{17),18)},式(3.21)に示す指数型共分散関数を仮定し,後述する方法で観測値か らパラメタ*a*,*b*を推定する。

$$C(\mathbf{h}) = b \exp\left(-\frac{|\mathbf{h}|}{a}\right)$$
(3.21)

図 3.2 にレーダ雨量の共分散に指数型共分散関数をあてはめた例を示す。これは,後述する適用 例において計算開始時刻より19時間後から20時間後の1時間積算したレーダ雨量を用いて求めた 結果である。共分散を求める離間距離の間隔を1.5 km とし,全ての雨量の組み合わせから共分散 を求めている。図 3.2 より,離間距離が20km以内では指数型共分散関数が観測値によく適合する ことがわかる。一方,離間距離がそれ以上長くなると,観測により求めた共分散の値は0に近づ き,共分散関数が適合しなくなる。同様の傾向は地上雨量の共分散,地上雨量とレーダ雨量との 相互共分散でも見受けられた。



図 3.2: レーダ雨量の共分散に指数型共分散関数をあてはめた例

3.3 地上・レーダ雨量の具体的な合成アルゴリズム

co-sGsにより地上雨量とレーダ雨量とを合成するアルゴリズムを述べる。本章で用いた地上雨 量とレーダ雨量の時間ステップは、それぞれ1時間と5分であり、5分毎の地上・レーダ合成雨量を 推定することを目的とする。なお、本章の適用例はオフラインでの合成例であるが、オンライン で地上・レーダ雨量を合成する際は、地上雨量を入手した時点で以下に示す合成アルゴリズムを実 行する。

3.3.1 共分散関数のパラメタ推定

地上雨量が1時間毎に得られるため,共分散関数のパラメタは1時間毎に推定することとする。 そのため,まずレーダ雨量を1時間積算し,地上雨量の時間間隔とあわせる。次に以下の手順を1 時間毎に行う。

- レーダ雨量のグリッドセルと一致するように地上雨量を通常クリギングを用いて内挿する。
 この際の共分散関数は式(3.21)で表される指数型共分散関数を用い,そのパラメタa,bは当
 該時刻の観測地上雨量より最小二乗法で推定する。
- 通常クリギングによって内挿した地上推定雨量の降雨場と1時間積算したレーダ雨量の降雨場 を用いて,各時間ステップで対象領域内全てのグリッドセルの組み合わせから地上雨量,レー ダ雨量のそれぞれの共分散,および,地上雨量とレーダ雨量との相互共分散を計算する。こ の際,レーダが雨量を観測していないグリッドセルは計算から除外する。これは,後述する 合成雨量の推定においてレーダ雨量がゼロを観測しているグリッドセルは推定から除外し, 先験的にゼロとするためである。
- 3. 地上雨量とレーダ雨量の共分散,および,地上・レーダ雨量の相互共分散について,それぞれ 式(3.21)に示した指数形の共分散関数をあてはめ最小二乗法でパラメタa,bを推定する。な お,対象領域内で雨量がほとんど観測されていない時間帯は,信頼性の高い共分散関数のパ

ラメタを推定することが難しいため,共変量クリギングの精度も低くなる。本章の適用例で は降雨を観測した雨量計が10地点以内の時間帯は,地上・レーダ雨量の合成は行わず,レー ダ雨量の値をそのまま合成値とみなしている。

3.3.2 降雨場の推定

地上・レーダ雨量の合成は5分毎に行う。そのため,まず地上雨量をレーダ雨量と同じ5分間隔 に時間内挿する。この際,1時間間隔の地上雨量をいかに5分間隔に変換するかが問題となるが, ここでは対象とする地上雨量の位置するグリッドセルにおけるレーダ雨量の1時間内の時間分布 を調べ,地上雨量をその分布に比例配分する。時間内挿して得られた5分毎の地上雨量とレーダ雨 量を用いて,以下に示す手順で地上・レーダ雨量の合成を行う。以下に示す手順は5分毎に行う。

- 1. 対象領域内のグリッドセルのうち,レーダが雨を観測していないグリッドセルはその地上・ レーダ合成雨量をあらかじめゼロと置く。
- 2. 対象領域内のグリッドセルから推定の対象となる点 u₀ をランダムに選択する。
- 3. 推定対象点 u_0 から近隣の地点を優先的に,それぞれ地上雨量観測点 $(u_{G_i}: i = 1, \dots, n)$ と既に推定した点 $(u_{V_j}: j = 1, \dots, m)$ を探索する。なお,本章の適用例では $n \in 4$, m の最大値を 5とし,推定対象点から相関関係がある 20 km 以内の点のみを採用することにした。 $n \ge m$ の 個数については,計算時間と精度とのトレードオフの関係から現実的な値として決めた。な お,推定点の周辺に既推定点が存在しない場合は,共変量クリギングにおいて既推定値V(u)とレーダ雨量R(u)は変数に含まず,地上雨量のみを用いる。
- 4. 3. で選択した地上雨量観測点 $(u_{G_i}: i = 1, \dots, n)$ における地上雨量,および既推定点 $(u_{V_j}: j = 1, \dots, m)$ における既推定量 (地上・レーダ合成雨量) とレーダ雨量,さらに,推定対象地点 u_0 におけるレーダ雨量を用いて,3.2 で示した方法に従って共変量クリギングを実行し, u_0 における推定値 $V^*(u_0)$ を求める。
- 5. 推定値の誤差の分散 $Var\left[\varepsilon_{Vu_{0}}\right]$ を式 (3.19) によって計算し,この値を分散にもつ正規分布か らランダムにノイズを発生させ,推定値 $V^{*}(u_{0})$ に加える。この値を当該グリッドセルにおけ る地上・レーダ雨量の合成値とする。上述の通り,co-sGs では推定の終了した地上・レーダ合 成雨量を順次推定の変数として用いるが,その場合の地上・レーダ合成雨量はノイズを加え た合成値であることに注意する。
- 6. 2. から 5. までの手順を対象領域の推定が全て終了するまで繰り返すことにより,各時間ステップの地上・レーダ合成雨量の降雨場を生成する。さらに,これを対象時間内の全ての時間ステップで実行し,地上・レーダ合成雨量の時空間分布を得る。



図 3.3: co-sGs とダイナミックウィンドウ法による地上・レーダ雨量の合成結果:1段目は co-sGs に よる合成結果,2段目はダイナミックウィンドウ法による合成結果,3段目と4段目は入力情報であ るレーダ雨量と地上雨量の最近隣分布を表している。



図 3.4: 対象領域の雨量時系列: co-sGs による地上・レーダ雨量結果

3.4 降雨場推定の結果と考察

3.4.1 計算条件

1990年9月19日0時から21日0時までの48時間に観測された台風22号の降雨を対象に co-sGs とダイナミックウィンドウ法を用いて地上・レーダ雨量を合成する。対象とする領域は近畿地方の 淀川流域(枚方上流)であり,流域面積は7,281 km²である。合成に用いた降雨データは対象流域内 58地点で観測された地上雨量と国土交通省深山レーダによって観測されたレーダ雨量であり,時 間分解能は地上雨量が1時間,レーダ雨量が5分,深山レーダの空間分解能は1990年当時3 km×3 kmである。深山レーダの位置は図 3.3 の星印で示したように淀川流域の西側に位置している。ま た,雨滴定数の $B \ge \beta$ はそれぞれ当時の運用値である 190 と 1.7 を用い,式(3.22)によりレーダ反 射因子(Z)を降雨強度(R)に変換した。なお,深山レーダは仰角可変の3次元レーダであるが,こ こでは最低仰角(0.8°)で観測されたデータのみを使用した。

$$Z = BR^{\beta} \tag{3.22}$$

3.4.2 地上・レーダ雨量合成結果

図 3.3 は計算開始時刻から 10 時間後,15 時間後,20 時間後,25 時間後の5 分平均の降雨強度分 布を表した図であり,上段から co-sGs による合成結果,ダイナミックウィンドウ法による合成結果, 入力情報であるレーダ雨量の降雨分布,同じく入力情報である地上雨量の最近隣分布を表してい る。また,図 3.4 と図 3.5 は両者の合成法によって得られた流域平均降雨強度の時系列を示してい る。なお,図 3.4 と図 3.5 には地上雨量とレーダ雨量の時系列も併記している。

まず,図 3.4 または図 3.5 をもとに入力情報である地上雨量とレーダ雨量とを比較すると,計 算開始時刻から15時間後ぐらいまでは地上雨量とレーダ雨量は流域平均雨量が比較的よく適合し ているのに対し,20時間後から25時間後ぐらいまではレーダ雨量は地上雨量に比べて過小評価し



図 3.5: 対象領域の雨量時系列:ダイナミックウィンドウ法による地上・レーダ雨量結果

ていることがわかる。このことは,図 3.3 における 20 h や 25 h のレーダ雨量 (Radar) と地上雨量 (Gauge) とを比較しても明らかである。レーダ雨量はより詳細な空間分布特性を表現しているが, 定量的には地上雨量と比べて観測誤差が大きいと考え,ダイナミックウィンドウ法と co-sGs がいか にレーダ雨量の空間分布特性を保持しつつ,定量的に地上雨量と整合性のある合成雨量を生成で きるか,という観点で考察を行う。

計算開始時刻から 10 時間,15 時間後のダイナミックウィンドウ法の結果は,図 3.3 (Dynamic Window: 10 h, 15 h) に示すように,レーダ雨量の降雨分布パターンよりも地上雨量を最近隣分布 させた降雨パターンに近いことがわかる。また,降雨強度が 200 mm/h を超えるようなきわめて大 きな値がいくつかのグリッドセルで推定されている。一方,co-sGsの結果は,図 3.3 (co-sGs: 10 h, 15 h) に示すように,降雨の空間分布がレーダ雨量のそれに近いものになっている。15 時間後の図 では流域の中心あたりから東側にかけて若干レーダ雨量が地上雨量に比べて小さくなっているが, この部分は定量的に地上雨量と整合性がとれるよう上方修正できている。

計算開始時刻から20時間後,25時間後のダイナミックウィンドウ法による結果は,図3.3 (Dynamic Window: 20 h, 25 h) に示すように,より鮮明に地上雨量の最近隣区分による降雨強度パターンが現れている。これは,ダイナミックウィンドウ法が降雨強度が大きくなればなるほどより少ない地点の地上・レーダ雨量比を内挿に用いるという性質をもつためである。この適用例のように降雨強度が40 mm/hを超えるような激しい雨のときには,遠距離の地上・レーダ雨量比を利用しないという特性があり,1地点または2地点において観測された地上・レーダ雨量比を内挿するため,不連続面が発生したり精度が低下することになる。さらに,図3.5 より,ダイナミックウィンドウ法は降雨強度の大きい時間帯において,合成結果が地上雨量に比べて大きくなることがわかる。これは同法がより降雨強度の大きい地点の地上・レーダ雨量比に,より大きな重みを設定して内挿を行うためであり,適用例のように降雨強度が大きい地点ほど地上・レーダ雨量比が大きくなるケースでは,結果として内挿する地上・レーダ雨量比が大きくなり,そのためダイナミックウィンドウ法法は降雨強度が大きいほど過大評価する傾向を持つ。

同時刻の co-sGs の結果は,図 3.3 (co-sGs: 20 h, 25 h) に示すように,レーダ雨量の空間分布を



図 3.6: 交差検証の概念図:推定に用いる地上雨量をひとつ減らして地上・レーダ雨量を合成し,除 いた地上雨量とその位置での推定された合成雨量とを比較する。この作業を全ての地上雨量観測 地点で実施する。

保持しつつ,地上雨量と定量的に整合性を保つような降雨場となっている。このことは図 3.4 にお いて, co-sGsによる合成降雨量と地上雨量との流域平均雨量がよく一致していることからも明ら かである。ただし,20時間後の流域中央部のようにレーダ雨量の分布と完全に一致しない領域が ある。これは推定時に加える誤差成分によるものであり,このように,co-sGsの結果は条件付きで ランダムに降雨場を生成した際のひとつの実現値のあることに注意する。

3.4.3 交差検証

co-sGs とダイナミックウインドウ法による地上・レーダ合成雨量の精度を検証するため,以下に 示す方法で交差検証を行った。図 3.6 はその交差検証の概念図である。以下に交差検証の手順を述 べる。

- 1. 図中の "Exclude a raingauge" に示すように,推定に用いる地上雨量をひとつ減らして地上・ レーダ雨量の合成を実行する。
- 2. 図中の "Compare the estimation with the excluded raingauge" に示すように,除いた地上雨量 $G(u_i)$ とその位置で推定された合成雨量 $V_i^*(u_0)$ から誤差 (*ERR*) を計算する。

$$ERR_{i} = V_{i}^{*}(\boldsymbol{u}_{i}) - G(\boldsymbol{u}_{i})$$

$$(3.23)$$

3. 本章では58ヶ所の観測地点における地上雨量を推定に用いている (N = 58) ので, (a), (b) の 作業を全ての地上雨量観測地点で実行し,平均誤差 (ME) と平方根平均平方誤差 (RMSE) を 計算する。なお,全ての指標は時間雨量を対象として計算し,降雨量の多い計算開始時刻20 時間後から25時間後までの平均の ERR, ME, RMSE を求めた。

$$ME = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} ERR_i \tag{3.24}$$



図 3.7: co-sGs とダイナミックウィンドウ法の誤差の比較

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} ERR_i^2}$$
(3.25)

図 3.7 は co-sGs とダイナミックウィンドウ法の交差検証の結果をまとめた図である。縦軸は各地 上雨量観測地点で計算された ERR [mm/h] であり, これがゼロに近いほうが望ましい。図中の横 方向の並び方は, ダイナミックウィンドウ法の ERR が小さい地上観測点の順であり, 同じ観測地 点における co-sGs とダイナミックウィンドウ法の結果を縦方向に一列に示している。ランダム成分 が加わる co-sGs はその都度実現値が異なるので交差検証を5回実行し,全ての結果をプロットして いる。なお, ME や RMSE はその5回の平均値とした。以下に交差検証の結果をまとめる。

- co-sGsの方がダイナミックウィンドウ法よりも MEやRMSEの値が小さく,バイアスが少ない(表 3.1 を参照)。ただし,推定値にノイズを加えているため,合成雨量のそれぞれの実現値と地上雨量とを比較した場合,その誤差が大きくなることもある。
- 2. co-sGs による 5 回の実現値どうしの値のばらつきはそれほど大きくなく,推定降雨強度の最 大値と最小値の差の平均は 3.5 [mm/h] である。
- 3. 同地点におけるダイナミックウィンドウ法と co-sGs の誤差はその符号や大きさなど同じ傾向 を示す.
- ダイナミックウィンドウ法が +5 [mm/h] 以上の正の誤差を示す地点において, co-sGs は誤差 がそれより小さくなる傾向が見られるが, -5 [mm/h] 以下の負の誤差を示す地点においては, co-sGs はさらに小さく見積もる, つまり誤差が大きくなる傾向がある。

(d) に関して, 交差検証において負の誤差が生じている地点は, 地上雨量がまわりの地点に比べて 大きな点であると考えられる。co-sGs のようなクリギングを用いる手法は, 推定に利用する地上 雨量の最大値が地上・レーダ合成雨量の最大値となる(ただし, co-sGs はランダム成分が加わるの で必ずしもこの限りではない。)ので, 交差検証で想定しているように, 降雨場の最大値, あるい は極大値を示す地点での交差検証は, 合成雨量が地上観測雨量を下回ることになる。



表 3.1: 交差検証による ME と RMSE の結果 (単位: [mm/h])



図 3.8: 加茂地点の流出計算結果

3.4.4 推定降雨場の不確実性が流出予測に与える影響

地上・レーダ雨量を用いて推定した降雨場の不確実性が流出量にどのように伝播するか,そし て,その流出量の不確実性は流域面積に応じてどう変化するのかを調べる。上述の適用例と同じ 期間の地上・レーダ雨量を用いて co-sGs で 10 パターンの合成降雨場を生成し,これらを入力降雨 とする流出計算を行った。対象流域は淀川流域支流の木津川に位置する加茂上流域とした。流出モ デルの構成については第5章でその詳細を述べる。ただし,流域内に存在するダムの影響は,ダム 流況制御モデルを用いて計算するのではなく,観測流入量と観測放流量との差をダムの地点で計 算流量から差し引くことによって考慮した。図 3.8,図 3.9,図 3.10 は流出計算の結果であり,下 流の加茂地点(1469 km²)のほか,その上流に位置する青蓮寺ダム地点(102 km²),さらにその上 流に位置する伊賀見地点(65 km²)における計算結果を表している。また,これらの図には比較の 対象としてダイナミックウィンドウ法による合成雨量,最近隣法で空間分布させた地上雨量,およ びレーダ雨量を入力した場合の流出計算結果を併記している。co-sGsの結果に幅があるように見 えるのは10パターンの降雨に対する流出計算の結果を同色の線で描いているためである。

まず, co-sGs による流出結果の幅に着目すると,より上流に位置する伊賀見(図 3.10)において その不確実性の幅はピーク流量に対して相対的に大きく,下流に行くに従ってそれが小さくなるこ とがわかる。伊賀見上流(図 3.10)や青蓮寺上流(図 3.9)のような100km²程度の流域では流域内 部の降雨の分布の違いはそれほど結果に影響を及ぼさないというのがこれまでの知見であるので ¹⁹⁾,このような不確実性は主には雨の総量に起因するものと考えられる。とくに,ここでの計算





図 3.9: 青蓮寺ダム地点の流出計算結果

図 3.10: 伊賀見地点の流出計算結果

例では伊賀見の上流域には1箇所の地上雨量観測点しか存在しないので,その地点で観測された 雨量と周囲の数ヶ所で観測された地上雨量との内挿には,たとえレーダの情報を用いたとしても, さまざまなパターンが可能性としてあり,それが流量推定の不確実性となる。一方,図 3.8 に示す ように,加茂の上流には20地点以上の地上雨量観測所があるので,それら全ての情報を用いて生 成した地上・レーダ合成雨量の不確実性は小さくなる。

co-sGsによる合成雨量を入力した場合と地上雨量を入力した場合の流出結果とを比較すると,と くに流域面積の小さい青蓮寺と伊賀見の地点で合成雨量を用いたほうがハイドログラフの立ち上 がりが早くなることがわかる。これは合成雨量のほうが地上雨量に比べて時空間分解能が小さい ために,流出の分布が時空間的に集中し,その結果山腹斜面の水位が部分的に高くなって流出が早 くなることによる。また,いずれの地点においてもダイナミックウィンドウ法による結果はco-sGs よりも流出量が大きい。上述の通りダイナミックウィンドウ法は降雨強度のより大きな地点の地 上・レーダ雨量比により大きな重みをつけてそれを内挿するために co-sGs と比較して降雨量が多 くなり,その結果として流出量が大きく見積もられるためである。

3.5 まとめ

本章では,不確実性を加味した降雨場推定法として,共変量クリギング型逐次ガウシアンシミュ レーションによる地上・レーダ雨量の合成法を提案した。また,この方法で生成した複数の降雨場 を分布型流出モデルに入力して,降雨場推定の不確実性に伴う流出予測の不確実性について検討 した。以下に,提案した合成手法の特徴をまとめる。

 既推定点を共変量クリギングの主変数のひとつとして加えることにより、観測降雨の空間分 布特性を保持しつつランダムなノイズを加えることができる。これにより、不確実性を加味 した降雨場を生成することを可能としている。加えるノイズは共変量クリギングの枠組みで 計算される推定値の誤差分散をもとに発生させるので、恣意的に誤差の大きさを決定する必 要はない。 推定するグリッドセルの順序をランダムに決定し、レーダ雨量を近隣の既に推定の終了した 点からとることで、特定のグリッドセルのレーダ雨量を常に推定に用いることを避け、レー ダ雨量に含まれる誤差の伝播を防ぐ。

提案した手法を90年の台風イベントに適用した結果,以下のことが明らかとなった。

- 1. レーダ雨量の空間分布を保ちつつ地上雨量と定量的に整合性のある降雨場を生成することが できる。
- 2. 推定誤差 (*ME*, *RMSE*) はダイナミックウィンドウ法よりも小さい。
- 3. 同じ観測条件で複数の降雨場を生成して流出計算を行うと,流域面積が小さいほど降雨の不 確実性による流出予測の不確実性は相対的に大きくなる。

co-sGsはより現実的な降雨場を地上・レーダ雨量から生成する手法であるとともに,流出予測の 不確実性を検討するための有効な手段となり得る。

参考文献

- 1) Krajewski, W. F. and Ciach, G. J. : Towards operational probabilistic quantitative precipitation estimation using weather radar, *Proc. of Sixth International Symposium on Hydrological Applications of Weather Radar*, Melbourne, Australia, 2004.
- 2) 佐山敬洋, 立川康人, 寶 馨: 不確実性を考慮する地上・レーダ雨量の合成法, 土木学会論文集, No. 803 / II - 73, pp. 1 - 11, 2005.
- Wilson, J. W. : Integration of radar and raingage data for improved rainfall measurement, J. Appl. Meteorol., Vol. 9, pp. 489 - 497, 1970.
- Brandes, E. A. : Optimizing rainfall estimates with the aid of radar, J. of Appl. Meteorol., Vol. 14, pp. 1339 - 1345, 1975.
- 5) 山口高志,北川明,小野寺直,高水勝也,幸弘美:レーダ雨量計の精度向上について,河川情報 研究, No. 1, pp. 91 – 104, 1993.
- 6) 深見親雄,新部明朗:全国合成レーダ雨量の精度検証,水文・水資源学会2004年研究発表会要 旨集, pp. 130 – 131, 2004.
- 7) 吉野文雄:レーダ水文学,森北出版,2002.
- Eddy, A. : Objective analysis of convective scale rainfall using gages and radar, J. Hydrol., Vol. 44, pp. 125 - 134, 1979.
- Crawford, K. C. : Considerations for the design of a hydrologic data network using multivariate sensors, Water Resourc. Res., Vol. 15, No. 6, pp. 1752 - 1762, 1979.

- Krajewski, W. F. : Cokriging radar-rainfall and rain gage data, J. Geophys. Res., Vol. 92, No. D8, pp. 9571 – 9580, 1987.
- Seo, D. J., Krajewski, W. F. and Bowles, D. S. : Stochastic interpolation of rainfall data from rain gages and radar using cokriging 1. Design of experiments, *Water Resourc. Res.*, Vol. 26, No. 3, pp. 469 – 477, 1990.
- 12) Seo, D. J., Krajewski, W. F., Zonooz, A. A. and Bowles, D. S. : Stochastic interpolation of rainfall data from rain gages and radar using cokriging 2. Results, *Water Resourc. Res.*, Vol. 26, No. 5, pp. 915 924, 1990.
- 13) Ahnert, P., Krajewski, W. F. and Johnson, E. : Kalman filter estimation of radar-rainfall field bias, Preprints of the 23rd Conference on Radar Meteorology, Amer. Meteor. Soc., pp. 33 – 37, 1986.
- 14) Fulton, R., Breidenbach, J., Seo, D. J., Miller, D. and O'Bannon, T. : The WSR-88D rainfall algorithm, Wea. Forecasting, Vol. 13, pp. 377 395, 1998.
- Deutsch, C. V. and Journel, A. G.: GSLIB Geostatistical Software Library and User's Guide, 2nd ed., Oxford University Press, New York, 1998.
- 16) Wackernagel, H.: 地球統計学, 地球統計学委員会訳編, 森北出版, 2003.
- Rodriguez-Iturbe, I. and Mejia, J. M. : The design of rainfall networks in time and space, Water Resourc. Res., Vol. 10, No. 4, pp. 713 – 728, 1974.
- 18) 宝 馨, 岡 明夫:回帰分析および kriging による確率雨量の地域総合化,土木学会論文集, No. 456
 / II 21, pp. 1 10, 1992.
- 19) 立川康人,永谷 言, 寶 馨: 分布型洪水流出モデルにおける空間分布入力情報の有効性の評価,京 都大学防災研究所年報,第46号, B, pp. 233 - 248, 2003.

第4章 流出モデルの空間スケールと予測の不確 実性に関する検討

4.1 はじめに

これまで,空間的に分布する水文量をどの程度の分解能で流出予測に反映する必要があるのか が必ずしも明らかにされないまま,分布型流出モデルの開発が進められてきた。一方,実務の場 面では,モデルの構築が比較的容易で,計算負荷も小さい集中型流出モデルを適当な大きさの部 分流域に適用して流量を予測することが多い。その際,ひとつの集中型流出モデルを適用する流 域の大きさは,雨量データの入手条件や流域の地形条件などに応じて経験的に決定しているのが 現状である。本来は,流出予測に反映する水文量の空間分解能と予測の不確実性との関係を明ら かにしたうえで,要求する精度に応じた流出モデリングを行うことが重要である。

高棹¹⁾は,流出モデルの構成に関して,分布定数システムを集中定数システム群に置きなおす際の基準となる大きさを基準面積と呼び,基準時間とともに,その定量的な評価が重要であると早 くから指摘している。

椎葉²⁾は,流域を基礎的な領域の集合体であると考え,その領域が流域内のどこに位置するか が,流域規模の現象を捉えるうえで重要となるとき,その流域内の水文量の分布を geometricallydistributed と呼んだ。一方,その領域内部では水文量がどこに位置するかが問題でなく,どのよう に分布しているかが問題である場合,その領域内部の水文量の分布を probability-distributed と呼ん だ。そして, geometrically-distributed と probability-distributed との境界をなすスケールを見出すこ とが重要であると指摘した。

Wood ら^{3),4),5)}は、どの程度の流域面積になると流出現象が平均的な挙動を示すかという問題に 対して、Representative Elementary Area (REA)という概念を示すとともに、その大きさを定量化し ている。17 km²の流域を対象に、各単位流域からの流出量をTOPMODELで計算し、1 km²以上 の領域で流出量を平均化した場合に、流出計算結果のばらつきが小さくなることを示した。そし て、1 km²以上では地形効果によるローカルな不均一性を陽に取り扱うことなく、流出量を計算で きることから、REA は1 km²であると結論付けた。

一方, Fan and Bras⁶⁾は,平均化のサンプリング数を増やすことによって流出量のばらつきが小 さくなるのは大数の法則でも説明できるとして,WoodらがREAを分析した手法を批判した。さ らに,流域面積が大きくなれば降雨の空間分布を一様に取り扱うことができなくなるためREAに は上限があり,その上限は降雨の空間分布に依存することを定性的に説明した。

本章で議論する基準面積は, Fan and Bras がいう REA の上限と同義である。降雨分布の統計的 性質を流出予測に反映する集中型流出モデルが存在するとすれば,基準面積はそうした集中型流 出モデルを流域全体に適用して,下端の流量を再現できる最大の流域面積である。また,流域面積 が基準面積より大きい場合は,基準面積に相当する部分流域にそれぞれ集中型流出モデルを適用 し,各部分流域がどこに位置するかということを陽に取り扱えば,流域下端の流量を再現できる。

近年,こうした流出モデルのスケールに関する研究は,分布型流出モデルの有効性評価⁷⁾という 観点から,また,降雨の空間分解能が及ぼす流出予測の不確実性評価^{8),9)}という観点から,ますま すその重要性を増している。例えば,空間分解能の大きな気象モデルによる降雨予測値を統計的に ダウンスケーリングし,分布型流出モデルに入力することを考える。その場合の降雨予測の空間 分解能はどの程度細かくなければならないか。流出モデルの基準面積を明らかにすることは,こ うした問いに答えることでもある。

例えば, 立川ら¹⁰⁾は211 km²の流域を対象に, レーダで観測された降雨を分布型流出モデルに そのまま入力した場合と, 降雨の位置をあえてランダムに入れ替えて入力した場合のそれぞれの ハイドログラフの計算結果がほぼ一致することに基づき, 降雨がどこに位置するかという情報は, 211 km²の対象流域全体からの流出量を予測するうえで, それほど重要でないことを示した。同様 の結論は, Obled ら¹¹⁾が71 km²の流域を対象に検討した結果や, Bell and Moore¹²⁾が135 km²の流 域を対象に検討した結果でも得られている。

分布型流出モデルに入力する降雨の空間分解能を変化させて,計算結果の違いを分析した研究 はこれまでも少なからず行われている。例えば,Zhangら¹³⁾は1,232 km²の流域を対象にサクラメ ントモデルを適用し,流域全体で集中化した場合と,流域を8個の部分流域に分割して部分的に 集中化した場合の流出ハイドログラフの結果を比較し,流域を分割することの有効性を示してい る。また,Liangら¹⁴⁾は同じ流域にVICモデルを適用し,降雨の空間分解能を変えて日流量を計算 した。その結果,降雨の空間分解能を1/8度以上に(流域を20分割より粗く集中化)した場合に計 算精度が低くなることを示している。こうした研究結果は,対象としている流域面積が基準面積 より大きく,その内部の降雨がどこに位置するかを陽に取り扱わなければならないことを示唆し ている。ただし,それぞれの研究は通常ひとつの流域を対象に分析しており,基準面積が流域面積 に関わらず絶対的な大きさで決まるのか,あるいは,流域面積に対して相対的な大きさで決まる のかは明らかでない。また,基準面積に影響を及ぼしている降雨や流域特性の空間分布,河道の 効果を考慮し,それらの要素の相互関係に基づいて基準面積が決まる実態を明らかにした研究は

こうした背景のもと,本章は流域面積の異なる7つの流域(156 km² から 6,558 km²)を対象に,分 布型流出モデルを用いた数値シミュレーションを行い,基準面積の決定方法について議論する。そ して,我が国の流域で洪水を予測する場合の流出モデルの基準面積を定量的に評価することを試 みる^{15),16)}。本章で議論する内容は以下の4点にまとめられる。

- 1. 降雨がどこに位置するかを陽に取り扱うことなく洪水流出を再現できる流域面積として,基準面積は存在するか。
- 2. 基準面積が存在するとすれば、その大きさは流域面積に関わらず絶対的な大きさで決まるか、 あるいは流域面積に応じて相対的な大きさで決まるか。
- 3. 降雨の分布,流域特性の分布,河道網の効果が,どのように相互に関連して基準面積を決定 付けているか。
- 4. 流出モデルの基準面積はどの程度の大きさか。

本章の構成は次の通りである。4.2 で基準面積の考え方と検討の方針を明らかにした後,4.3 で 具体的な分析方法を示す。4.4 では数値シミュレーションの結果にもとづいて基準面積について考 察し,4.5 で本論の結論を述べる。

4.2 基準面積の考え方と検討の方針

4.2.1 基準面積の定義

本章では流出モデルの基準面積を「空間分布する降雨がその内部でどこに位置するかを陽に取 り扱うことなく,下流端での洪水流出を再現できる最大の流域面積」と定義する。

流域全体で降雨がどこに位置するかを陽に取り扱っても,降雨の位置をランダムに入れ替えて も,両者の流出量の計算結果がほとんど同じであれば,対象とする流域の面積は流出モデルの基 準面積以下であると考える。

一方,対象流域の面積は基準面積以上であるが,流域を適当な大きさに分割し,その内部で降雨 の位置をランダムに入れ替えても,もとの観測降雨情報を入力した場合と流出計算結果がほとん ど同じであれば,その分割域の面積は流出モデルの基準面積以下であると考える。

4.2.2 分析の方針

基準面積の大きさで流域を分割して,流域全体の流出モデルを構成するためには,次の二つの 条件を満足する必要がある。

- 1. 分割した流域内部の降雨位置を陽に考慮することなく,流域下流端からの洪水流出を再現できる。
- 2. 降雨分布がもつ統計的性質を流出予測に反映する集中型流出モデルがある。

本章では (a) を満足する面積を基準面積と定義して議論の対象とする。(b) を満足するかどうか は流出モデルの集中化に関する問題であり, (a) が明らかになれば,モデルの集中化とそれに伴う 不確実性を評価すること¹⁷⁾に議論は帰着する。つまり,基準面積に集中型モデルを適用して流量 を正しく計算できるかどうかはここでは対象とせず,理想的な集中型のモデルを適用した場合に, 流量を正しく計算できる面積はどのように決まるかを議論の対象とする。

本章の分析には,空間分布する水文量を陽に取り扱うことができる分布型流出モデルを用いる。 分布型流出モデルを面積の異なる複数の流域に適用し,観測降雨を入力した場合と,降雨の分布 を流域内で一様にして入力した場合,降雨の位置を流域内でランダムに入れ替えて入力した場合 の流出計算結果を比較する。降雨の位置をランダムに入れ替えることを本章では,「雨をシャッフ ルする」と呼ぶことにする。雨をシャッフルすることは,流域内部で降雨の空間分布以外の分布特 性を保存しつつ,雨がどこに降ったかという位置情報をあえて失うことを意味する。つぎに,異な る面積に流域を分割し,その分割した内部で降雨の分布を一様にした場合,分割した内部で雨を シャッフルした場合の流出計算を行う。細かく流域を分割する場合は,粗く流域を分割する場合よ りも,もとの降雨分布の情報をより詳細に保存していることになる。

4.2.3 前提条件

基準面積の議論を進めるうえで本章が前提とする条件を以下に示す。

流出モデルの目的

流出モデルは水・物質循環を計算する手段として様々な目的で使用される。目的に応じてモデルの評価基準は異なり,それに伴って基準面積も変わるはずである。本章では流出モデルの使用目的 を洪水流出予測とし,以後の議論を進める。

流量推定の評価基準

観測降雨の空間分布を陽に取り扱う場合と降雨の位置をランダムに入れ替えた場合との推定流 量の比較をもとに基準面積を議論する。観測降雨を入力した場合の推定流量を真値と見なし,降 雨の位置を入れ替えることによって生じるピーク流量の差異をピーク相対誤差で評価する。また, ハイドログラフ全体の再現性を評価する指標として Nash-Sutcliffe 指標 (以降, Nash 指標と呼ぶ)を 用いる。

対象とする水文量

流域水循環に影響を及ぼす水文量には降雨量,蒸発散量,積雪量などがある。本章では,洪水予 測をモデルの目的とし,取り扱う水文量の空間分布は降雨量とする。数値シミュレーションの条件 については4.3.3 でその詳細を記述するが,入力降雨は淀川流域において1987年から1993年に観 測された降雨量の多い10パターンの降雨イベントとし,それらが代表的な出水時の降雨の空間分 布をカバーするものと考える。

降雨の時間分布

降雨量の時間分布は,降雨流出の空間分布と密接に関連する^{18),19)}。従って,流出モデルの時間 分解能をどの程度にとるかという基準時間¹⁾は基準面積にも関連する。ただし,基準面積と基準時 間をそれぞれ独立してまず明確にする必要があり,両者が明らかになって初めてその相互関係が明 らかになるものと著者は考える。そこで,本章の数値シミュレーションでは,現在の降雨レーダが 提供する最も細かい時間分解能である5分のデータを利用し,上述の10パターンの降雨イベント



図 4.1: 数値シミュレーションで対象とする淀川流域内の7流域の位置。括弧内は C1 流域から C7 流 域までの流域面積 (km²) を示す。

が代表的な出水時の時間分布をカバーするものと考える。

4.3 分析方法

4.3.1 分布型流出モデル

本章で利用するモデルは,不飽和・飽和中間流,表面流を考慮する分布型流出モデルであり,モデ ルの構成については第5章にその詳細を述べる。なお,本章の目的は降雨流出予測の空間スケール の問題を議論することであるので,ダムモデルはこの数値シミュレーションでは考慮していない。

パラメタの値は,1997年の台風9号 (7月25日0時から7月29日0時)の洪水イベントをもとに同定した値であり,国土数値情報の土地利用データをもとに流域全体を森林域,農地域,都市域に分割して,それぞれ異なる流出パラメタを使用した。森林域は $n = 0.6 \text{ m}^{-1/3}$ s,D = 1.0 m, $d_s = 0.2 \text{ m}$, $d_c = 0.1 \text{ m}$, $k_a = 0.015 \text{ m/s}$, $\beta = 8.0$,農地域は $n = 1.0 \text{ m}^{-1/3}$ s,都市域は $n = 0.3 \text{ m}^{-1/3}$ s である。なお,農地域と都市域は土層を考慮せず $d_c \ge d_s$ をゼロとした表面流モデルを用いた。また,河道のnは $0.03 \text{ m}^{-1/3}$ s とした。

4.3.2 対象流域

数値シミュレーションで対象とする流域は,淀川流域内に位置する7つの流域とする。図 4.1 に 各流域の位置と面積を示す。C1 は淀川流域全域であり,琵琶湖流域を含む。琵琶湖からの放流は

イベント	年	対象期間			降雨タイプ	雨量 * [mm]
R1	1987	$7/16 \ 0:00$	-	7/20 16:00	台風	108
R2	1988	$7/14 \ 0:00$	-	$7/16 \ 0:00$	梅雨前線	92
R3	1989	$8/26 \ 0:00$	-	8/28 21:00	台風	104
R4	1990	$9/19 \ 0.00$	-	$9/21 0{:}00$	台風	140
R5	1990	$11/29 \ 0:00$	-	$12/1 \ 12{:}00$	台風	115
R6	1991	$9/18\ 12{:}00$	-	9/20 12:00	台風	45
$\mathbf{R7}$	1991	$11/27 \ 12{:}00$	-	$11/30\ 0.00$	低気圧	80
R8	1992	8/18 0:00	-	8/20 22:00	台風	136
R9	1993	$6/19 \ 0.00$	-	$7/2 \ 0.00$	梅雨前線	114
R10	1993	9/8 0:00	-	9/11 0:00	台風	91

表 4.1: 10 期間の入力降雨イベント

*C1流域における期間中の総降雨量。

瀬田川洗堰で制御されるが,この数値シミュレーションでは,山地流域の自然流況をもとに流出モ デルの構成サイズを分析しようとしているので,琵琶湖に流入した流量が瞬時に下流の瀬田川か ら流出すると仮定した。また,湖沼への降雨は考慮しないものと仮定した。したがって C1 流域の 面積には琵琶湖の面積を含めない。C2 は淀川流域全体から琵琶湖と琵琶湖へ流入する地域を除い た流域であり,木津川流域,宇治川・瀬田川流域,桂川流域,淀川本川流域を含む。その他の5つ の流域は,降雨量が比較的多い木津川流域を中心に,面積が約 150 km² から 1,500 km² の間で選定 した。

4.3.3 入力降雨

数値シミュレーションで使用する入力降雨は,1987年から1993年に旧建設省深山レーダで観測 された降雨の時空間分布情報とし,淀川流域全域で流域平均雨量の大きいものを10降雨イベント を選んだ。レーダ雨量はそのままではバイアスが大きいので,第3章で提案した共変量クリギン グ型逐次ガウシアンシミュレーション法を用いて地上観測雨量をもとに補正を行った。なお,旧深 山レーダによって観測された降雨の空間分解能は3kmであり,補正後の空間分解能は1.5kmとな る。また,降雨の時間分解能は5分である。表4.1 に本章で用いた降雨イベントの詳細を示す。上 記の観測降雨イベントをもとに,以下の要領で「シャッフル降雨」と「一様降雨」を作成する。

シャッフル降雨

流域の内部で雨のグリッドセルの位置をランダムに入れ替えた降雨分布をシャッフル降雨と呼ぶ ことにする。ただし,各グリッドセルにおける降雨の時間分布は維持するため,シャッフルした降 雨グリッドセルの配置は降雨イベント中一定とする。なお,降雨の空間分解能(1.5 km)は流出モデ ルのそれ (250 m) より粗いため,上記の方法で雨の位置をシャッフルすると,流域の境界に位置した降雨のグリッドセルと流域内部に位置した降雨のグリッドセルを置き換えたときに流域平均雨量がわずかに変化する。そこで,観測降雨とシャッフル降雨の流域平均雨量が各時間ステップで完全に一致するように,シャッフル後の降雨場に係数を掛けて調節した。

一樣降雨

観測降雨分布を対象流域内で各時間ステップにおいて平均し,空間的に一様化したものを一様降 雨と呼ぶことにする。

4.4 数値シミュレーションの結果と考察

4.4.1 基準面積に関係する空間分布の三要素

分布型流出モデルを用いて数値シミュレーションを実行し,流出モデルの基準面積について考察 する。基準面積は「流域特性の空間分布」,降雨の空間分布」,河道網の効果」によって影響を受 けると考えられる。

一つ目の要素は流域特性の空間分布である。地形や土地利用は流域内部で空間的に分布しているので,降雨が空間一様であっても流出量は場所によって異なる。

二つ目の要素は降雨の空間分布である。本論で議論する基準面積は,その内部では降雨の位置 を陽に考慮しないが,降雨がどのように分布していたかという統計的な性質は流出計算に反映し てもよいことになる。ここでは降雨の統計的な性質を保存する場合の基準面積について検討する とともに,分割域内で一様降雨を入力する場合の基準面積ついても議論する。

三つ目の要素は河川が降雨流出の発生位置を流量に反映する効果である。流域の特性や降雨が 空間的に分布すれば降雨流出の発生位置も空間的に分布する。降雨流出発生の空間分布が流域下 流端の河川流量にどのように伝播するかは基準面積を考えるうえで重要である。たとえば,図4.2 はC3 流域(1,469 km²)を対象にR10の観測降雨(Original)を入力した場合とC3 流域全体で雨の位 置をシャッフルした降雨(Shuffle)を入力した場合の,C3 流域全体からの斜面流出量(Runoff)とC3 流域の下流端における河川流量(Discharge)を示している。ここで,斜面流出量とは河川に流入す る流量を意味し,各流域の下流端における河川流量と区別して議論する。なおシャッフル降雨につ いては,5回のシャッフルのパターンで繰り返し計算を行い,その全ての斜面流出量と河川流量を 図 4.2 に示している。斜面流出量に着目すると観測降雨によるものとシャッフル降雨によるもの との差は小さいが,河川流量に着目すると観測降雨によるものとシャッフル降雨によるもの との差は大きくなっている。つまり,降雨がどこに位置するかという情報を陽に考慮する場合と考慮し ない場合とでは流域全体からの斜面流出にはそれほど影響がなくても,流域下流端での河川流量 には影響する場合があることを示唆している。このように河川が流出の位置を流量に反映する効 果を河道の流出位置反映効果と呼ぶことにする。ちなみに,観測降雨・シャッフル降雨に関わらず Runoff からDischargeに変換される過程でピーク流量の生起時刻が遅れてピーク流量が低減してい



図 4.2: C3 流域 (1,469 km²) を対象に, R10 の観測降雨 (Original) とシャッフル降雨 (Shuffle) を入力した場合の C3 流域全体からの斜面流出量 (Runoff) と C3 流域下流端での河川流量 (Discharge)

る。これは河川の洪水低減効果であり,流出位置反映効果と同義ではない。

以降,これらの三要素が基準面積にどのように影響を及ぼしているかを明らかにしつつ基準面積の定量化を試みる。4.4.2と4.4.3では河川の影響を考慮せず斜面流出量に着目する。4.4.4から 4.4.7では河川の効果を考慮し,流域下流端の河川流量に着目して基準面積の定量化を試みる。

4.4.2 降雨の空間分布と斜面流出との関連

図 4.3 は C3 流域 (1,469 km²) と C7 流域 (156 km²) を対象に, R10 の観測降雨をそれぞれの流域内 部で一様化した降雨 (Uniform) を入力した場合の,同じ流域面積を持つ8つの分割域からの斜面流 出量を表している。一様降雨を入力した場合でも8つの分割域からの斜面流出量にばらつきが生 じるのは,山腹斜面の勾配や土地利用が空間的に分布していることに起因する。

図 4.4 は C3 流域と C7 流域を対象に,R10 の観測降雨を入力した場合のそれぞれ8 つの分割域か らの斜面流出量を表している。一様降雨を入力した場合に比べて,観測降雨を入力した場合は降 雨の空間分布の影響も受けるので,各部分流域からの斜面流出量のばらつきはさらに大きくなる。 流域面積の小さな C7 流域は,C3 流域に比べて,分割域毎の降雨のばらつきが小さいが,C7 流域 においても,最大のピーク流出量は最小のピーク流出量より約2 倍大きい。これは156 km²の流域 においても斜面流出の発生位置が空間的にばらついていることを示している。

図 4.5 は C3 流域全体 (1,469 km²)を対象に,R10の観測降雨とシャッフル降雨を入力した場合の 流域全体からの斜面流出量である。ここでは河道に入る全ての斜面流出量を足し合わせて表示し ている。シャッフル降雨は流域全体で 1.5×1.5 km² のグリッドセルの位置をランダムに入れ替えた 場合の降雨分布であり,シャッフルのパターンを変えて5回の繰り返し計算を行いその全ての結果 を示している。

図 4.4 より, C3 流域における斜面流出の発生位置は空間的にばらついていることが分かったが,



図 4.3: (a) C3 流域 (1,469 km²) と (b) C7 流域 (156 km²) を対象に, R10 の降雨分布をそれぞれの流域 で一様化 (上図, Rainfall(Uniform)) して入力した場合の 8 分割域からの斜面流出量 (下図, Runoff)



図 4.4: (a) C3 流域 (1,469 km²) と (b) C7 流域 (156 km²) を対象に, R10 の観測降雨 (上図, Rain-fall(Original)) を入力した場合の8分割域からの斜面流出量 (下図, Runoff)



図 4.5: C3 流域 (1,469 km²) を対象に, R10 の観 測降雨 (Original) とシャッフル降雨 (Shuffle) を入 力した場合の C3 流域全体からの斜面流出量



図 4.6: C1 流域 (6,558 km²) から C7 流域 (156 km²) の 7 流域を対象に,観測降雨を入力した場合と シャッフル降雨を入力した場合の流域全体から の斜面流出量のピーク相対誤差。C1,C2 流域 では,流域の土地利用を森林で一様と仮定した 結果を (Forest) として併記。

図 4.5 における観測降雨とシャッフル降雨の流出計算結果がほぼ重なっていることから,降雨の位置をランダムに移動させても流域全体の斜面流出量に与える影響は小さいことが分かる。つまり, この例では,1,469 km²の面積をもつ流域全体からの流出量を予測するうえで,降雨がどこに位置 するかという位置の情報はそれほど重要でないことになる。

このことは異なる面積を有する流域でも観察することができる。図 4.6 は C1 流域 (6,558 km²) か ら C7 流域 (156 km²) の7 流域を対象に,観測降雨をシャッフルすることによるピーク流量の差異を 示している。縦軸は,観測降雨によるピーク流量とシャッフル降雨によるピーク流量との差の絶対 値を,観測降雨によるピーク流量で除した値(以降,この指標をピーク相対誤差と呼ぶことにする) を示す。また,横軸は各流域の面積を示す。各流域でプロットが10 個づつあるのは,10 降雨イベン トでそれぞれの観測降雨とシャッフル降雨の斜面流出量のピーク相対誤差を計算したためである。 なお,各流域・各イベントに対し,それぞれ5 回の異なるシャッフルパターンで繰り返し計算を行 い,その平均値を一つのプロットとする。各プロットのピーク相対誤差の標準偏差は平均で0.008 であり,シャッフルのパターンによる計算結果の違いは小さい。また,C1 流域とC2 流域について は,流域の土地利用を森林で一様と仮定して計算した結果を併せて示している。

まず,流域面積が156 km²(C7)から1,469 km²(C3)の結果をみると,降雨の位置をシャッフルする ことによる流域全体からの斜面流出量推定のピーク相対誤差は約5%以下であり,その大きさは流 域面積に依存しないことが分かる。C1流域とC2流域については,誤差が大きくなるケースが見 受けられるが,これは,他の流域がほとんど森林に覆われているのに対し,この二つの流域は都 市域と農地域を比較的広く含むためであると考えられる。仮に,C1流域とC2流域の土地利用を 一様に森林と仮定すれば,ピーク相対誤差は約5%以下となる。つまり,斜面流出量の発生位置は 空間的に分布しているが,流域全体の斜面流出量を推定するうえでは,流域内部で降雨の位置を





図 4.7: C3 流域 (1,469 km²) を対象に, R10 の観 測降雨 (Original) と一様降雨 (Uniform) を入力し た場合の C3 流域全体からの斜面流出量



図 4.8: C1 流域 (6,558 km²) から C7流域 (156 km²) の 7 流域を対象に,観測降雨を入力した場合と 一様降雨を入力した場合の流域全体からの斜面 流出量のピーク相対誤差

シャッフルさせても流出量のピーク相対誤差は5%以内に収まる。

4.4.3 降雨の分布特性が斜面流出に与える影響

4.4.2の検討結果は、ピーク流量で5%の差異を許容するならば、流域全体からの斜面流出量を予 測するうえで降雨の位置を陽に考慮しなくてもよい可能性を示唆している。ただし、降雨をシャッ フルすることと降雨を流域内で平均化することとは違う。前者は観測降雨分布の統計的性質は保 存しつつ位置を保存していない。一方、後者は観測降雨の流域平均のみを保存し、それ以外の統 計的性質を保存していない。ここでは、降雨の分布を流域内で平均化することによる流出量推定 の誤差について考察する。

図 4.7 は C3 流域 (1,469 km²) を対象に,R10の観測降雨と流域一様の降雨を入力した場合の C3 流域全体からの斜面流出量を示している。一様降雨を入力した場合は,観測降雨やシャッフル降雨 を入力した場合に比べてピーク流量が低減している。これは,流量流積関係式が下に凸な関数で あることに関係しており,その場合は,分布降雨の方が一様降雨よりもハイドログラフの立ち上 がり部分で流量が大きくなる。このことを簡単に説明するために,二つの斜面で構成される流域 に,異なる強度の雨が降って,流積がそれぞれ $h_1 \ge h_2$ になっている状況を想定する。このときの 流量を $f(h_1) + f(h_2) \ge (h_1 + h_2)/2$ になっている状況を想定する。このときの 流量を $f(h_1) + f(h_2) \ge (h_1 + h_2)/2$ になっている状況を想定する。そのときの流量は $2f((h_1 + h_2)/2)$ となる。いま,流量流 積関係式のfが下凸関数であることから, $f(h_1) + f(h_2) \ge 2f((h_1 + h_2)/2)$ の関係がある。つまり, 降雨(流積)が分布している方が,それらが一様の場合よりも,流量が大きくなる。なお,降雨が一様であり,かつ斜面特性が同一である場合はピーク生起時刻が同じとなるため,一様降雨による ピーク流量が分布降雨によるピーク流量を上回ることがある²⁰⁾。しかし,実流域では斜面形状が 異なるため,一様降雨を入力したとしてもピーク生起時刻が同じにはならない。そのため,降雨



図 4.9: (a) C3 流域 (1,469 km²) と (b) C7 流域 (156 km²) を対象に,R10 の流域一様降雨 (Uniform) を 入力した場合の8分割域からの斜面流出量 (上図,Runoff) とそれぞれの分割域を起源とする C3 流 域とC7 流域の下流端における河川流量 (下図,Discharge)

が空間的に分布している方が,一般にピーク流量が大きくなる。

図 4.8 は C1 流域から C7 流域の7 流域を対象に,観測降雨を入力した場合と一様降雨を入力した 場合の流域全体からの斜面流出量のピーク相対誤差を示している。シャッフル降雨の場合とは対照 的に,156 km² から 1,469 km² にかけて,降雨を一様化することによるピーク相対誤差は流域面積 とともに大きくなっている。これは,流域面積が大きくなるほど観測降雨の空間的ばらつきがより 大きくなり,観測降雨を一様化することによる効果がより顕著に現れるためである。

4.4.4 降雨流出の発生位置が河川流量に与える影響

4.4.2 と 4.4.3 の検討結果より,流域全体からの斜面流出量を予測するうえで,降雨の統計的性 質を反映することは重要であるが,降雨の位置を陽に取り扱う効果はそれと比較して重要度が低 いことが分かった。ただし,図 4.4 の結果は流域内で斜面流出の発生位置が空間的にばらついてい ることを示しており,流出が河道のどこに流入するかという位置の情報を陽に取り扱わない場合 に,河川流量の予測にどの程度誤差が生じるのかを明らかにしておく必要がある。図 4.9 は C3 流 域 (1,469 km²) と C7 流域 (156 km²) を対象にして,R10 の流域一様降雨を入力した場合のそれぞれ 8 つの分割域からの斜面流出量と,C3 流域と C7 流域の下流端における各分割域を起源とした河川 流量を示している。流域下流端での河川流量は通常ひとつのハイドログラフで表現されるが,本 章では,第2章で提案したハイドログラフを流水の空間起源に応じて成分分離する手法を河道の



図 4.10: C1 流域 (6,558 km²) から C7 流域 (156 km²) の7 流域を対象に,観測降雨を入力した場合と シャッフル降雨を入力した場合の流域下流端での河川流量のピーク相対誤差

キネマティックウェーブモデルに適用して,各分割域を起源とする流域下流端での河川流量を計算 した。8つの分割域を起源とする流域下流端での河川流量を足し合わせると,C3流域またはC7流 域の下流端におけるハイドログラフと一致する。

流域面積が156 km²のC7 流域でも,分割域の場所に応じて河川流量のピーク生起時刻にずれが 生じる。流域面積が1,469 km²のC3 流域では,その傾向がさらに顕著であり,かつ,Runoff から Dischargeへのハイドログラフの変化が分割域ごとに大きく異なる。C3 流域においては,斜面流 出が河道のどこに流入するかということが,C7 流域よりもさらに顕著に河川流量に影響するとい える。

図 4.10 は C1 流域 (6,558 km²) から C7 流域 (156 km²) の7 流域を対象に,観測降雨を入力した場 合とシャッフル降雨を入力した場合のそれぞれの流域下流端での河川流量のピーク相対誤差を示 している。図 4.6 は河道モデルを考慮せず斜面流出量を対象にしているのに対し,図 4.10 は河道 モデルを考慮して河川流量を対象としている。各プロットは異なるシャッフルパターンで繰り返し 計算を行った場合の平均値であり,その5回のピーク相対誤差の標準偏差は平均で0.0076 と十分に 小さい。図 4.10 の結果は,C7 流域から C2 流域にかけて,流域面積が大きくなるほどピーク相対 誤差が大きくなる傾向を示している。図 4.6 で雨をシャッフルすることによる流域全体からの斜面 流出量のピーク相対誤差は約5%で,流域面積に依存しないことを示したが,河川流量を対象にし た図 4.10 の結果は,ピーク相対誤差の大きさは流域面積に依存している。これは,斜面流出が流 域内のどこで発生したかということが河川流量に影響し,その効果は流域面積に応じて大きくな ることを意味している。なお,C1 流域でピーク相対誤差が小さくなる傾向を示しているが,これ については 4.4.6 でその理由を考察する。



図 4.11: C3 流域 (1,469 km²) を 2 分割 (Div:1),4 分割 (Div:2),8 分割 (Div:3),16 分割 (Div:4), 32 分割 (Div:5) した例。括弧内は分割域の面積 (km²)。8 分割 (Div:3) した例で,3-1 から 3-8 は各 部分流域の番号を示している。

4.4.5 基準面積の大きさ

流域全体をひとつの構成要素として取り扱えない場合に,どの程度の大きさで流域を分割すべ きかを検討する。ここでは,流域を図 4.11 のように面積が等しくなるよう最大5段階まで分割し, その内部で雨をシャッフルした場合の流出計算結果をもとに議論を進める。まず分割する二つの面 積が等しくなるよう,東西方向(または南北方向)に区分線を引き流域を分割する。これを Div:1 と呼ぶことにする。2段階分割(Div:2)は,Div:1で分割された二つの領域をさらに面積が等し くなるよう南北方向(または東西方向)に区分線を引いたものである。このように,東西方向と南 北方向で交互に分割を繰り返し,流域を32分割する5段階分割まで行う。なお,これまでの議論で 示してきた流域全体で雨をシャッフルする場合は Div:0と呼ぶことにする。

図 4.12 は Div: 0 から Div: 5 までの分割域の面積(以降,分割面積と呼ぶことにする)とその内 部で雨をシャッフルすることによる流域下流端での河川流量のピーク相対誤差の関係を示す。同じ 分割面積に対してそれぞれ10個のプロットがあるが,これは10個の降雨イベントに対する計算結 果を示しているためである。なお,ひとつのプロットは同じ条件でシャッフルのパターンを変えて 5回の繰り返し計算を行い,その平均値を示している。各プロットでピーク相対誤差の標準偏差を 求めてその平均値を計算すると0.0063となり,標準偏差は分割域の面積に依存しないことを確認 している。同じ分割面積でもピーク相対誤差にばらつきが生じるのは,観測降雨イベントの時空 間分布によるものであり,ある流域でピーク相対誤差を最も大きくする降雨イベントと,他の流



図 4.12: 分割面積とピーク相対誤差の関係。流域分割した内部で降雨の位置をシャッフルした場合。

域でピーク相対誤差を最も大きくする降雨イベントは必ずしも同じではない。

図 4.12 より分割面積が小さくなるほどピーク相対誤差が小さくなることがわかる。また,C3流 域 (1,469 km²)では Div:0から Div:5まで5種類のプロットがあり,その上限値を包絡する線を 描ける。同様に,C4流域(1,184 km²)から C7流域(156 km²)に対しても包絡線を描くことができ る。そして,それぞれの包絡線は2%以下の幅で重なっている。つまり,流域面積が約150 km²か ら1,500 km²の範囲では,流域面積に関わらず,同様の包絡線を用いてピーク相対誤差の上限値を 表現することができる。この結果は,ある許容誤差を設定すれば,その内部で降雨の位置情報を 陽に取り扱う必要がない面積,すなわち基準面積を,対象とする流域面積に関わりなく決定でき ることを意味する。また,対象とする流域面積がその基準面積よりも小さい場合には,降雨分布 の統計的性質を反映する限りにおいて,流域全体で集中化することによって生じるピーク流量の 相対誤差はその許容誤差を越えないことを意味する。

図 4.12 のすべてのプロットに対する包絡線の式は

$$PE = 0.0055 \times MBU^{0.41} \tag{4.1}$$

となり、ピーク相対誤差 (*PE*) と基準面積 (Model Building Unit : *MBU* [km²]) の関係を得ることが できた。これにより、例えば、ピーク相対誤差の許容誤差を5 %とすると基準面積は約 200 km², 10 %とすると約 1,200 km² となる。

図 4.13 は分割域の内部で雨を平均化することによるピーク相対誤差と分割面積の関係を示して いる。図 4.12 に示したシャッフル降雨を入力する場合に比べてピーク相対誤差は全体的に大きく なるが,流域面積が150 km² から1,500 km² の範囲において,分割面積に応じてピーク相対誤差の



図 4.13: 分割面積とピーク相対誤差の関係。流域分割した内部で降雨を一様化した場合。

上限値をひとつの包絡線で表現できることは共通している。一様降雨を入力する場合の基準面積 を*MBU_U*(Model Building Unit for Uniform Rainfall)とすれば式 (4.2)を得る。

$$PE = 0.0060 \times MBU_U^{0.50} \tag{4.2}$$

これにより,例えば,ピーク相対誤差の許容誤差を5%とすると一様降雨を入力する場合の基準 面積は約70 km²,10%とすると約300 km²となり,統計的性質を反映する場合に比べてそのサイズ を小さくとらなければばならないことがわかる。

4.4.6 基準面積が絶対的な大きさで規定できなくなる理由

図 4.12 において横軸の分割面積が100 km² から1,000 km² の範囲に着目すると,C1 流域とC2 流 域を対象にした数値シミュレーションの結果を包絡する線は,式(4.1)で表されるすべてのプロッ トを包絡する線に比べて,縦軸の値(ピーク相対誤差)が約半分に小さくなっている。これは,C1 流域(6,558 km²)やC2 流域(3,527 km²)のように流域面積が1,500 km²を超える場合に,必ずしも式 (4.1)で計算される基準面積で流域を分割する必要はなく,それより大きな面積で分割してもよい ことを示唆している。大流域を対象とする場合には,集中化してもよい面積が流域面積に依存す るという結果はこれまでの研究⁹⁾でも得られており,本研究の検討から,流域面積が1,500 km² か ら 3,500 km² 程度の範囲で,基準面積が流域面積に依存するようになることが示唆された。

基準面積が絶対的な大きさで規定できなくなる理由を考察するため,C3流域(1,469 km²)とC1 流域(6,558 km²)を対象に,シャッフル降雨(Shuffle Div:0)を入力した場合の8つの分割域からの斜



図 4.14: (a) C3 流域 (1,469 km²) と (b) C1 流域 (6,558 km²) を対象に,シャッフル降雨 (Shuffle, Div: 0) を入力した場合の 8 つの分割域からの斜面流出量 (上図, Runoff) とそれぞれの分割域を起源と する河川流量 (下図, Discharge)



図 4.15: (a) C3 流域 (1,469 km²) と (b) C1 流域 (6,558 km²) を対象に,観測降雨 (Original) を入力した 場合の 8 つの分割域からの斜面流出量 (上図, Runoff) とそれぞれの分割域を起源とする河川流量 (下図, Discharge)



図 4.16: 分割面積と Nash 指標の関係

面流出量とそれぞれの分割域を起源とする各流域の下流端での河川流量を図 4.14 に示す。また, 図 4.15 には同じ流域を対象に,観測降雨を入力した場合の同様のハイドログラフを示す。

斜面流出量から河川流量へのハイドログラフの変化傾向に着目する。まず,1,469 km² の C3 流 域においては,シャッフル降雨を入力した場合には,ピーク流量の生起時刻が分割域ごとにずれ る (図 4.14 (a))。一方,観測降雨を入力した場合には,ピーク流量の生起時刻がより集中している (図 4.15 (a))。観測降雨を入力した場合にピーク生起時刻が集中するか分散するかは,降雨の時空 間分布に依存するが,いずれにしても降雨をシャッフルすることにより,ピーク流量が生起する時 刻を陽に考慮できなくなるため,河川流量の推定に差異が生じる。

一方,図4.14(b)と図4.15(b)に示す6,558km²のC1流域に着目すると,観測降雨・シャッフル降雨いずれの場合も,ピーク流量がC3流域の場合に比べてより平滑化されている。そのため,降雨の位置をシャッフルしてピーク流量の生起時刻がずれたとしても,その影響はC3の流域に比べると小さい。このことが,C1流域やC2流域において集中化してもよい面積を式(4.1)で定まる基準面積より大きくてもよい理由である。

4.4.7 ハイドログラフ全体の再現性について

ここまではピーク相対誤差を指標として基準面積の議論を進めてきた。これは,ピーク流量を 精度よく予測することが河川計画や洪水予測にとって最も重要であるからである。ただし,基準面 積内で入力情報を集中化した場合に,洪水の立ち上がりや低減部など,ハイドログラフ全体をど の程度の精度で再現できるかを確認しておくことも重要である。

図 4.16 は, C1 流域から C7 流域の7 流域を対象に,シャッフル降雨 (Shuffle, Div: 0 ~ Div: 5) を 入力した場合の Nash 指標の値を示している。横軸は分割面積,縦軸は Nash 指標をとり,10 洪水イ ベントで計算した結果である。各プロットは5回のシャッフルパターンの平均値であり,それぞれ の Nash 指標の標準偏差は平均で 0.0020 であった。流域面積が1,500 km² 以下の C3 流域から C7 流 域の場合,流域全体で雨の位置をシャッフルしても Nash 指標は 0.98 以上を保つことが分かる。流 域面積が 3,500 km² 以上の C1 と C2 の場合でも,分割面積を 1,500 km² 以下にすれば,数値シミュ レーションで用いたすべての降雨パターンで Nash 指標が 0.95 以上になる。これまでの議論で,流 域面積が 150 km² から 1,500 km² の範囲で基準面積が絶対的な大きさで規定できることを明らかに したが,その範囲では Nash 指標は 0.95 以上となることが分かった。

4.5 まとめ

空間分布する降雨がその内部でどこに位置するかという情報を陽に取り扱うことなく,洪水流 出を再現できる最大の流域面積として基準面積を定義し,数値シミュレーションによりその大きさ を定量化した。以下に本章の結論をまとめる。

- 1. 流域面積が150 km² から1,500 km² の範囲では,流域特性の空間分布,降雨の空間分布,河道 網の効果のうち,主に河道網の流出位置反映効果が基準面積の大きさを規定している。
- 2. 河道の効果を考慮せず流域全体からの斜面流出に着目した場合,観測降雨を入力した場合の ピーク流量と観測降雨の位置をシャッフルして入力した場合のピーク流量との差は約5%以 内に収まる。そして,この大きさは土地利用や土壌特性が同じであれば,流域面積には依存 しない。ただし,分割域内の降雨を一様とする場合には,分割域内で降雨の位置をシャッフル する場合に比べて,この差異は大きくなり,さらに流域面積が大きいほどこの差異は大きく なる。
- 河道の効果を考慮して流域下流端の河川流量に着目した場合,降雨分布の統計的な性質を保持して降雨の位置を陽に取り扱わないことによるピーク流量の差異 (*PE*) は分割面積 (*MBU* [km²])の関数として表現することができる。流域面積が 150 km² から 1,500 km² の範囲では流域面積に関わりなく *PE* = 0.0055 × *MBU*^{0.41}の関係がある。
- 4. 分割域内の降雨を空間一様に取り扱う場合には, $PE = 0.0060 \times MBU_U^{0.50}$ の関係があり, 統計的な性質を保持する (c) の場合より, 流域を細かく分割する必要がある。
- 5. 流域面積が1,500 km²よりも大きい場合で,流域下流端の河川流量のみに着目する場合,上 式で表される面積よりも,粗い面積で流域を分割してもよい。これは,流域面積が大きくな ると河道網の洪水流量低減効果がより顕著に発現し,基準面積を規定していた降雨流出位置 の反映効果を打ち消すためである。

本章の数値実験によって得た基準面積の式は,洪水予測の実務の場面で,要求する予測精度に応 じて流出モデルの基本構成要素の大きさを決定する際に利用できる。また,空間分解能の大きな 気象モデルによる降雨予測値をダウンスケールして流出モデルに入力する場合に,降雨の空間分 解能と流出予測の不確実性との関係を定量的に評価することができる。ただし,本章で実施した 数値実験はわが国の淀川流域における気象条件と流域条件を前提とするものであり,ここで得た 知見の普遍性については理論的な解釈を含めて今後さらなる検討を重ねる必要がある。

参考文献

- 1) 高棹琢馬:流出機構,水工学に関する夏期研修会講義集 (A 河川コース), 土木学会水理委員会, pp. 3-1 - 3-43, 1967.
- 2) 椎葉充晴:分布型流出モデルの現状と課題,京都大学防災研究所水資源研究センター研究報告, pp. 31 - 41, 1995.
- Wood, E. F., Sivapalan, M., Beven, K. and Band, L. : Effects of spatial valiability and scale with implications to hydrologic modeling, J. of Hydrol., Vol. 102, pp. 29 – 47, 1988.
- Wood, E. F., Sivapalan, M. and Beven, K. : Similarity and scale in catchment storm response, *Rev.* of *Geophysics*, Vol. 28, 1, pp. 1 – 18, 1990.
- Wood, E. F. : Scaling behaviour of hydrological fluxes and variables: empirical studies using a hydrological model and remote sensing data, *Hydrol. Process.*, Vol. 9, pp. 331 – 346, 1995.
- Fan, Y. and Bras, R. L. : On the concept of a representative elementary area in catchment runoff, Hydrol. Process., Vol. 9, pp. 821 – 832, 1995.
- 7) Reed, S., Koren, V., Smith, M., Zhang, Z., Moreda, F., Seo D-J and DMIP Participants : Overall distributed model intercomparison project results, J. of Hydrol., Vol. 298, pp. 27 60, 2004.
- 8) 市川温, 立川康人, 堀 智晴, 寶 馨, 椎葉充晴: 流出計算で考慮すべき降水空間分布スケールに関する基礎的研究, 水工学論文集, 第46巻, pp. 133 138, 2002.
- Shrestha, R., Tachikawa Y. and Takara, K. : Input data resolution analysis for distributed hydrological modeling, J. of Hydrol., Vol. 319, pp. 36 – 50, 2006.
- 10) 立川康人,永谷 言,寶 馨:分布型洪水流出モデルにおける空間分布入力情報の有効性の評価,京 都大学防災研究所年報,第46号,B,pp.233-248,2003.
- Obled, C., Wendling, J. and Beven, K. : The sensitivity of hydrological models to spatial rainfall patterns: an evaluation using observed data, J. of Hydrol., Vol. 159, pp. 305 – 333, 1994.
- 12) Bell, V. A. and Moore, R. J. : The sensitivity of catchment runoff models to rainfall data at different spatial scales, *Hydrol. and Earth System Sci.*, Vol. 4 (4), pp. 653 – 667, 2000.
- 13) Zhang, Z., Koren, V., Smith, M., Reed, S. and Wang D. : Use of next generation weather radar data and basin disaggregation to improve continuous hydrograph simulations, *J. of Hydrol. Eng.*, Vol. 9, No. 2, pp. 103 – 115, 2004.
- 14) Liang, X., Guo, J., and Leung, R. : Assessment of the effects of spatial resolutions on daily water flux simulations, J. of Hydrol., Vol. 298, pp. 287 – 310, 2004.
- 15) 佐山敬洋, 立川康人, 寶 馨:流出モデルの基準面積に関する研究, 土木学会論文集, 投稿中, 2006.

- 16) 佐山敬洋, 立川康人, 寶 馨: 流出モデルの基準面積に関する研究, 京都大学防災研究所年報, 第 49 号, B, pp. 27 - 43, 2006.
- 17) 高棹琢馬, 椎葉充晴:雨水流モデルの集中化に関する基礎的研究, 京都大学防災研究所年報, 第 28号 B-2, pp. 213 – 220, 1985.
- 18) 砂田憲吾,木村真章:水文量評価のための最適空間スケールに関する基礎的研究,水工学論文 集,第35巻,pp.675-678,1991.
- 19) Woods, R. and Sivapalan, M. : A synthesis of space-time variability in storm response: Rainfall, runoff generation, and routing, *Water Resourc. Res.*, Vol. 35, No. 8, pp. 2469 2485, 1999.
- 20) 椎葉充晴:流出系のモデル化と予測に関する基礎的研究,京都大学博士論文,1983.

第5章 広域分布型流出予測システムの開発

5.1 はじめに

流域の水循環は,本来,自然の摂理に従うものであるが,我々はそれを人工的に改変し,非常に 複雑な水循環システムを形成してきた。農業用水の確保を目的とした潅漑事業や,治水・利水を目 的とした多目的ダム群の開発,最近では生態系の多様性を回復することを目的としたダム操作な ど,流水制御の目的と方法は千差万別であり,それらの過程が複雑に影響しあって,実際の流域水 循環システムを形成している。

これまでの水循環に関する研究は,流水制御の影響が少ない流域を対象として水の挙動を物理 的に解明し,数理モデルを構築することに焦点を当ててきた。今後,流域管理に関する計画の策 定や意思決定を支援するためには,また多目的ダム群による流水制御の影響を強く受けたわが国 の実流域で洪水を予測するためには,こうした研究に加えて,現在行われている流水制御の効果 を考慮して流域水循環を予測する手法を確立していく必要がある。

そうした背景のもと,本章では,多目的ダム群によって高度に流水制御が行われているわが国の 主要な流域として,淀川全流域(枚方上流域,7,281 km²)を対象に,ダム群流水制御の効果を考慮 した広域分布型流出予測システムを開発する^{1),2)}。

このシステムの構成要素は,国土数値情報の河道網位置データを基本とする河道のモデル,全 流域を250mのグリッドセルで覆う落水線型の分布型流出モデル,湖沼の水収支を計算する湖沼の モデル,そして多目的ダム群の流水制御過程をモデル化するダムモデルである。従来,こうした 詳細な地形効果を考慮する分布型流出モデルは主に数百km²程度の流域を対象に開発が進められ てきた。一方,それより大きな数千km²から数万km²程度の流域を対象とする場合には,計算機 能力の制限と詳細な地理情報を入手することの難しさから,部分流域ごとに集中型モデルを構成 し,それを結合して流域全域のモデルとしてきた。もちろん流域下端の流出量を予測するために はこうした手法も有効ではあるが,中小河川における流量予測も可能な流域一体とした予測シス テムを実現するためには,数百mの空間分解能で流域地形を再現する必要がある。ここで開発す る流出予測システムは7,281 km²の淀川流域全域での流出予測をダム制御を含めて計算することを 可能としており,同様の枠組みはわが国のほとんどの流域で適用可能である。

多目的ダムの流水制御過程をモデル化する手法については,ダムの操作規定と意思決定を詳細 に再現し,ダムの放流量と水位を予測する手法が市川³⁾によって提案されている。この手法の特徴 は,予備放流や洪水調節などすべてのダムに共通する操作をあらかじめオブジェクト指向型の設 計手法でモデル化しておき,個々のダムのモデルは,このモデルを継承しつつ,各モデルで異なる 操作方法を付け加えることで実現するという点にある。ここでは,このダムモデルを基本として,



図 5.1: 淀川全流域 (枚方上流)の河道網と主要8ダム・主要流量観測所の位置

淀川流域内の主要8基のダムの流況制御過程を,ダム群としての連携操作を考慮しながらモデル 化し,淀川流域全域(枚方地点上流:7,281 km²)の分布型流出モデルに統合する。

以下,5.2で淀川流域の概要を示したのち,5.3でオブジェクト指向の水文モデリングシステム⁴⁾ を利用した広域分布型流出予測システムの構成について述べる。5.4では,ダムの流況制御過程の モデル化手法について述べ,5.5で洪水シミュレーションによる予測システムの検証を行う。最後 に5.6において,広域分布型流出予測システムを実時間で運用し,6時間先までの河川流量を予測 するシステム^{5),6)}の構成について述べる。

5.2 淀川流域の概要

淀川流域 (8,240km²) は,大阪,京都,兵庫,奈良,滋賀,三重の近畿2府4県に広がり,国内最大の琵 琶湖(湖面面積:670km²) が流域内に存在する。流域は琵琶湖流域(3,848km²),木津川流域(1,596km²), 宇治川流域(506km²),桂川流域(1,100km²),淀川下流流域(807km²),猪名川流域(383km²)の6つの 流域で構成される。琵琶湖からの流水は宇治川を通って,淀の地点で木津川,桂川と合流する。こ



図 5.2: 広域分布型流出予測システムの構成

の地点を三川合流と呼び,その下流が淀川本川となる。本章で開発する流出予測システムは,下 流端を淀川本川に位置する枚方地点(7,281km²)に設定する(図 5.1)。

淀川流域は高度に流水制御が行われており,高山ダム,青蓮寺ダム,布目ダム,室生ダム,比奈 知ダムなど主要なダムは主に木津川流域に存在する。また,琵琶湖からの流出は瀬田洗堰で制御 され,さらに下流の天ヶ瀬ダムで制御される。桂川流域には日吉ダムが存在し,これらのダムの操 作は河川法で定められた各ダムの操作規定にもとづいて行われる。

5.3 広域分布型流出予測システムの構成

5.3.1 流出予測システムの全体構成

従来,数百 km² 程度の中小流域に適用されてきた詳細な地形情報にもとづく分布型流出モデル ⁷⁾を,7,000 km²を超える淀川流域に適用する。そのために,本研究では,オブジェクト指向の水文 モデリングシステム (Object-oriented Hydrological Modeling System : OHyMoS)⁴⁾を利用し,全体の 流出予測システムを以下に示す要素モデルの集合として構成する。

- 河道要素モデル
- 部分流域要素モデル
- 湖沼要素モデル
- ダム要素モデル

以下に,流出予測システム構築の手順を示す。図 5.2 はその流れを図示したものである。

- 1. 国土数値情報の河道データと湖沼データを接続することにより湖岸線を含む河道網データを 作成する。
- 2. 河道網を約3 km 毎に分割して河道区分データセットを作成する。
- 3. 河道区分にキネマティックウェーブモデルを適用して河道要素モデルを構築する。
- 4. 標高データから落水方向を決定し,約3kmごとに分割した河道区分に流入する部分流域を抽 出する。
- 5. 部分流域のデータセットは勾配,落水方向,面積の情報をもつ矩形斜面の集合であり,それ ぞれの矩形斜面に不飽和・飽和中間流,表面流モデル⁹⁾を適用して,分布型の部分流域要素モ デルを構築する。
- 流入量,降雨量,放流量から琵琶湖の水位変化を算定する湖沼要素モデルを構築する。なお, 琵琶湖からの放流量は,ダム流況制御モデルを瀬田川洗堰に適用した瀬田川洗堰のダム要素 モデルによって算定する。
- 7. 淀川流域内の主要8基のダムを対象に,ダム流況制御モデルを適用し,ダム要素モデルを構 築する。
- 8. これらすべての要素モデルを接続して,流域全体の流出予測システムを構築する。

なお,ダム要素モデルの基本モデルとなるダム流況制御モデルについては5.4でその詳細を述べることとし,ここでは,各要素モデルの構築手法とその接続手法について述べる。

5.3.2 河道要素モデル

国土数値情報の河道データ(W15-52L)と湖沼(面)データ(W09-50A)を接続し,琵琶湖の湖岸線 を含む河道網データ(図 5.1)を作成する。合流点,流量観測所地点,ダム地点で河道網を分割し, さらに3km以上の河道があれば,その長さが約3kmになるように分割する。また,琵琶湖の湖岸 線も同様,河川の流入点で分割し,さらに3km以上の湖岸線があれば,その長さが約3kmになる ように分割する。ここでは,これらを河道区分,湖岸線区分と呼ぶことにする。

河道,湖岸線を約3kmに分割する理由は,一つの部分流域の大きさを約3km×3kmにするため である。この大きさは,国土交通省旧深山レーダの空間分解能に対応している。ここで構築する 部分流域の要素モデルは,空間分解能250mの落水線型の分布型流出モデルであるが,この部分 流域の要素モデルを集中化し,計算効率のよい流出予測システムも併せて開発している。その際, 降雨の空間分布情報を失わず,かつ効率のよいモデルを構築するためには,部分流域の大きさを 約3km×3kmにしておくと都合がよい。

河道幅に関しては,淀川流域内の木津川流域,琵琶湖流域,桂川流域において22地点の河道幅 (起底流量時の河道幅)と集水面積の関係から式(5.1)に示す回帰式を作成し,すべての河道区分に



図 5.3: 河道網を約 3km 毎に分割した河道区分データセット (実線) と各河道区分に流入する部分流 域データセットの一例:部分流域は 250 m 分解能の標高データをもとにする斜面の集合で構成さ れる

対する河道幅を算出する。

$$W = 0.024A^{0.39} \tag{5.1}$$

ここに,W:河道幅[m],A:集水面積[m²]である。ただし,淀川本川,瀬田川・宇治川については 上流に琵琶湖が存在し,回帰式が適合しないので,それぞれ数地点の河道幅を平均し,淀川本川, 瀬田川・宇治川の河道幅をそれぞれ262m,116mをとした。

それぞれの河道区分にキネマティックウェーブモデルを適用し,河道要素モデルを構築する。このモデルの単位幅流量 q [m²/s] と水深 h [m]の関係は式 (5.2) で表され,式 (5.3)の連続式と組み合わせて河道流量を計算する。

$$q = \alpha h^m \tag{5.2}$$

$$\frac{\partial h}{\partial t} + \frac{\partial q}{\partial x} = q_L \tag{5.3}$$

ここに, α : パラメタ ($\alpha = \sqrt{I}/n$, I: 勾配 [rad], n: Manning の粗度係数 [m^{-1/3}s]), m: 無次元の 流量流積パラメタ (= 5/3), q_L : 単位長さあたりの側方流入量 [m/s] である。

5.3.3 部分流域要素モデル

国土数値情報の標高データ(空間分解能: 250 m)をもとに最急勾配法で落水方向を決定し,各河 道区分に流入する部分流域を抽出する⁸⁾。図 5.3 は河道区分と部分流域の例を示している。色分け されている部分が一つの部分流域に対応している。また,河川に流入せずに直接琵琶湖に流入す る流域については,湖岸線区分に流入する部分流域として抽出する。図 5.4 は琵琶湖付近の河道 区分,湖岸線区分とそこに流入する部分流域の例を示している。

部分流域は勾配,落水方向,面積の情報をもつ矩形斜面の集合であり,それぞれの矩形斜面に不 飽和・飽和中間流,表面流モデル⁹⁾を適用し,分布型の部分流域要素モデルを構築する。図 5.5 (a)



図 5.4: 琵琶湖付近の河道区分 (実線)・湖岸線区分 (破線) とその部分流域データセットの一例。湖岸 に近隣する斜面要素は河道ではなく, 琵琶湖に直接流入する

はこの流出モデルが想定する土層を図示したものである。このモデルでは,土壌中のマトリクス 部を流れる不飽和流,土壌中の大空隙部を重力水として流れる飽和中間流,そして地表を流れる 表面流の三種類の流れを考え,土層厚をD [m],マトリクス部の最大水分量に対応する水位を d_c [m],土壌中の最大水分量に対応する水位を d_s [m]とする。また, k_c をマトリクス部の飽和透水係 数 [m/s], k_a を大空隙の飽和透水係数 [m/s]とし, v_c [m/s]をマトリクス部を流れる水の飽和時の流 速 ($v_c = k_c I$), v_a [m/s]を大空隙部を流れる水の流速 ($v_a = k_a I$)とすれば,単位幅流量q [m²/s]と水 位 h [m]の関係は

$$q = \begin{cases} v_c d_c \left(\frac{h}{d_c}\right)^{\beta}, & (0 \le h \le d_c) \\ v_c d_c + v_a (h - d_c), & (d_c < h \le d_s) \\ v_c d_c + v_a (h - d_c) + \alpha (h - d_s)^m, & (d_s < h) \end{cases}$$
(5.4)

のように表される。ここに, β は無次元のパラメタでありマトリクス部の含水率が減少した際に透水係数が減少する程度を表現する。マトリクス部と大空隙部の流量流積関係の連続性から $\beta = k_a/k_c$ となる⁹⁾。この式で表される $q \ge h$ の関係を図 5.5 (b) に示す。また,伝播速度 c [m/s] は,

$$c = \frac{\partial q}{\partial h} = \begin{cases} \beta v_c \left(\frac{h}{d_c}\right)^{\beta-1}, & (0 \le h \le d_c) \\ v_a, & (d_c < h \le d_s) \\ m\alpha(h-d_s)^{m-1} + v_a, & (d_s < h) \end{cases}$$
(5.5)

となる。これらの関係式と連続式

$$\frac{\partial h}{\partial t} + \frac{\partial q}{\partial x} = r(t) \tag{5.6}$$

とを組み合わせて矩形斜面からの降雨流出を計算する。なお,式 (5.6) において r(t) は降雨強度 [m/s]である。



図 5.5: 不飽和・飽和中間流,表面流モデルの概念図 (a) とその流量流積関係 (b)

5.3.4 湖沼要素モデル

琵琶湖への流入量 q_{in} [m³/s],瀬田川洗堰からの放流量 q_{out} [m³/s],湖沼上の降雨強度 r_l [m/s] から琵琶湖水位 h_l [m] の変化を算定する湖沼要素モデルを構築する。水面は水平であると仮定し,連続式が成立するとして h_l を算定する。

$$\frac{dh_l}{dt} = \frac{1}{A_l} \left(q_{in} - q_{out} \right) + r_l \tag{5.7}$$

ここに, A_l : 琵琶湖の面積 (= $670 \times 10^6 \text{ m}^2$) である。

5.3.5 ダム要素モデル

淀川流域内の主要な8基のダム(表 5.1) にダム流況制御モデルを適用してダム要素モデルを構築 する。5.4 にその詳細を示す

5.3.6 要素モデルの接続

淀川流域全体の流出予測システムは,複数の河道要素モデル(1707個),部分流域要素モデル(1707個), 個),湖沼要素モデル(1個),およびダム要素モデル(8個)によって構成される。

流域全体のシステムを要素モデルの組み合わせとして取り扱う方法は,高棹ら⁴⁾よって開発され た構造的モデリングシステムによって実現する。このシステムでは,要素モデルの実行制御やデー タの授受など,計算機シミュレーションを行う上で基本的な機能はあらかじめオブジェクト指向言 語で記述しており,ユーザーは要素モデルを構築し,その接続関係を構造定義ファイル¹⁰⁾のフォー マットに従って記述すればよい。

ただし,本研究が対象とする淀川流域の流出予測システムは3000個以上の要素モデルが全体の システムを構成しており,その接続関係を手作業で指定することは現実的ではない。そこで,河道 区分データセットをもとに部分流域要素モデルと河道要素モデル,および河道要素モデル間の接

ダム	運用	集水	総貯水	洪水調節	洪水調節	予備
	開始年	面積	容量	容量*	方式	予備
		$[\mathrm{km}^2]$	$[\times~10^6~{\rm m}^3]$	$[\times~10^6~{\rm m}^3]$		
瀬田川洗堰	1905 **	3848	-	2221 ***	一定量	なし
天ヶ瀬ダム	1964	4200	26.3	20.0	一定量	あり
高山ダム	1969	615	56.8	35.4	一定量一定率	なし ****
青蓮寺ダム	1970	100	27.2	8.4	一定量	あり
室生ダム	1974	169	16.9	7.8	一定量	あり
布目ダム	1992	75	17.3	6.4	一定量一定率	なし
日吉ダム	1998	290	66.0	42.0	一定量	なし
比奈知ダム	1999	76	20.8	9.0	一定量	なし

表 5.1: 淀川流域主要 8 ダムの諸元

*制限水位からサーチャージ水位まで貯水容量。

** 1905年:南郷洗堰が完成,1961:現在の瀬田川洗堰が完成。

*** 基準水位 (-0.30 m) から計画高水位 (1.40 m) までの琵琶湖貯水量。

**** 非洪水期間は予備放流あり。

続関係を構造定義ファイルのフォーマットで記述するプログラムを開発した。これにより,下流端の河道区分を指定すると,その上流のみを含む流域全体の流出予測システムを自動的に構築する ことが可能となった。

5.4 ダム流況制御モデルの構築

ダムの操作規定と意思決定を定式化することにより,ダムによる流況制御の過程をモデル化す る。ここで構築するモデルは,ダムへの流入量,ダム上流域の平均降雨量,および,連携操作の対 象となるダムの操作過程を入力情報とし,ダムからの放流量とダム貯水池の水位を予測するモデ ルである。

本論で対象とする淀川流域の主要な8基のダムは,すべて洪水制御をその目的の一つとする多 目的ダムである。それぞれは異なった操作規定に従って運用されているが,以下に示す6段階の操 作過程は洪水制御を目的としたダムに共通した操作過程であり,一般化することができる³⁾。

- 通常時の操作
- 洪水警戒体制中の操作
- 予備放流操作
- 洪水調節操作

5.4. ダム流況制御モデルの構築



図 5.6: ダム流況制御モデルで考慮する六段階の操作過程と操作過程の基準となる水位

- ただし書き操作
- 洪水調節後の操作

ダム流況制御モデルで考慮する操作過程は常に上の6段階の操作過程のいずれかにあり,各操作 過程にある場合の操作方法と,ある操作過程から別の操作過程に移行する条件をif-then 形式で定 式化する。図 5.6 はダム流況制御モデルの操作過程と移行の順序,および操作規定で定められた 水位を示している。表 5.1 に示すように,一部のダムは予備放流を行わないが,その場合は予備放 流操作過程に入らないようダム流況制御モデルに条件を加える。以後,操作規定に明記される各 操作過程の操作方針とそのモデル化手法,およびその過程へ移行する条件のモデル化手法につい て詳しく述べる。なお,ここでは,ダム施設管理規定,ダム操作細則,各種操作要領をまとめて操 作規定と呼ぶことにする。

5.4.1 通常時の操作

- 操作方針:通常時(洪水警戒体制中でない時)はダムの水位を目標とする水位に保つための操作を 行う。一般に一年を洪水期間と非洪水期間に分け,洪水期間は制限水位に,非洪水期間は常 時満水位に水位を保つことを目標とする。例えば,青蓮寺ダムでは6月16日から10月15日 までを洪水期間,10月16日から翌年6月15日までを非洪水期間としている。
- 通常時の操作過程のモデル化:洪水期間,非洪水期間,制限水位,常時満水位をそれぞれモデル パラメタとし,洪水期間は常時満水位に,非洪水期間は制限水位に水位を保つよう放流量を 決定する。なお,洪水期間から非洪水期間への移行期間は放流実績をもとに決定し,15日間 とした。また,非洪水期間から洪水期間への移行期間も同様に15日間とした。
- 通常時の操作過程への移行条件:上述のとおり洪水警戒体制中でなければ通常時の操作を行う。 言い換えば,洪水警戒体制を解除して通常操作にもどる条件が通常操作に移行する条件であ る。洪水警戒体制を解除する条件はその開始条件とあわせて 5.4.2 に示す。

第5章 広域分布型流出予測システムの開発

5.4.2 洪水警戒体制中の操作

- 操作方針:一般に近接する気象台から降雨に関する注意報や警報が発令された場合は洪水警戒体 制に入り,関係機関との連絡を密にするなど情報収集を行うとともに,予備放流や洪水調節 の計画を立てる。水位は洪水警戒体制に入った時点の水位より高くならないように維持する。
- 洪水警戒体制中の操作過程のモデル化:洪水警戒体制に入った時点の水位 (一般に洪水期間であれ ば制限水位,非洪水期間であれば常時満水位)を保つよう放流する。なお,予備放流や洪水調 節を行っている間も洪水警戒体制を敷いているので,厳密には洪水警戒態勢中の操作といえ るが,本章では,予備放流あるいは洪水調節に入る前のダムの操作を洪水警戒体制中の操作 と呼ぶことにしている。
- 洪水警戒体制中の操作過程への移行条件:洪水警戒体制に入る条件は「近接する気象台から注意 報や警報が発令された場合やダム統合管理事務所から指示があった場合」などとされており, 施設管理規定には詳細な条件は明記されていない。ただし,ダムによってはその操作細則に 「流域内の平均累計雨量が数十 mm に達して,かつ降雨の継続が予想される場合に洪水警戒 体制に入る」などの記述があり,過去の降雨履歴と将来の降雨予測をもとに管理者による意 思決定がなされていることがわかる。従って,ダム流況制御モデルは洪水警戒体制に入る条 件を以下のように定義することによりダム管理者の意思決定を反映させることにする。
 - 現在時刻から将来 T_{wf}時間内の総降水量が R_{wf} [mm] 以上と予想された場合は洪水警戒 体制に入る。

ここに, *T_{wf}* と *R_{wf}* はパラメタであり,本論ではそれぞれ9時間以内,流域平均雨量50mm とした。ただし,モデル検証を目的とした5.5では計算に用いる入力降雨を将来時刻にわたっ て積算して予測値とみなしている。一方,6時間先までの降雨予測情報を実時間で入力する 5.6 では,*T_{wf}* を6時間として,予測降雨量の流域平均雨量が50mmを超える場合に洪水警戒 体制に入るものとした。

洪水警戒体制の解除の条件についても,施設管理規定には「洪水警戒体制を維持する必要 がなくなったと認める場合」などの記述があるのみで詳細な条件は明記されていない。そこ で,ダム流況制御モデルでは洪水警戒体制の解除の条件を以下のように定義することにより ダム管理者の意思決定を反映させる。

 現在時刻から過去 T_{wp}時間内の総降水量が R_{wp} [mm] 以下となった場合は洪水警戒体制 を解除する。

ここに, T_{wp} と R_{wp} はパラメタであり,本論ではそれぞれ 24 時間以内, 50 mm とした。

- 5.4.3 予備放流操作
- 操作方針:一般に予備放流を行うことによって洪水前の貯水容量を確保することが操作規定に定 められている。予備放流によって達成する目標の水位を予備放流水位と呼び,これは予測す

る洪水の規模に応じてその都度ダム管理者が決定する。予備放流量はその最大放流量が施設 管理規定に明記されているが,実際には事前放流指示要領に書かれている予備放流量の基準 値に従うことが多いようである。また,予備放流を実施する前には準備期間をとり,その間 に関係機関や下流域に対して通知・警告を出す。

予備放流操作過程のモデル化:上述のとおり予備放流水位は洪水規模に応じて決定される。本論では、予備放流によって下げることができる最低水位が操作規定に明記されている場合はその値を、明記されていない場合は操作実績から予備放流水位を推定し、モデルのパラメタとする。予備放流量に関しても、その基準値が事前放流指示要領に明記されている場合はその値を、明記されていない場合は観測値から予備放流量を推定し、モデルのパラメタとする。

予備放流操作はダムの水位が予備放流水位に達するまで予備放流量を放流し続ける。ただ し,短い時間で放流量を急増させないという操作方針を反映させるため,モデルパラメタと して時間あたりの最大放流増加量を決定し,その値を超過しないように放流量を増加させる。 また,予備放流を行うための準備期間としてその操作の実施を数時間遅らせる。この準備期 間はパラメタとして与え,本論では3時間とした。

- 予備放流操作過程への移行条件:予備放流に入る条件は「洪水調節を行う必要が生ずると認められ,水位が予備放流水位を超えている場合」などの記述があるだけで施設管理規定には詳細な条件は明記されていない。ただし、ダムによってはその事前放流指示要領に「台風が N25。以北にあり,近畿地方に接近または上流の恐れが24時間以内となったとき」や「台風の接近により、ダム流域内に実績降雨が観測されたとき」などの記述があり、管理者が過去の降雨履歴と将来の降雨予測をもとにして意思決定を行っていることがわかる。そこで、ダム流況制御モデルは予備放流に入る条件を、以下のように定義することによりダム管理者の意思決定を反映させることにする。
 - 現在時刻から過去 *T_{pp}* 時間内の総降水量が *R_{pp}* [mm] 以上となり,かつ,将来 *T_{pf}* 時間内の総降水量が *R_{pf}* [mm] 以上と予想された場合は予備放流操作に入る。

ここに, *T_{pp}*, *R_{pp}*, *T_{pf}*, *R_{pf}*はパラメタであり, それぞれ, 24 時間, 50mm, 24 時間, 200 mm (天ヶ瀬ダム:100 mm)とした。また,将来の予測降雨*R_{pf}*に関しては,洪水警戒体制の開始条 件と同様に, 5.5 では計算に用いる入力降雨を将来にわたって積算して予測値とみなし, 5.6 では実時間で得る6時間先までの予測降雨量を予備放流の判断に用いた。

5.4.4 洪水調節操作

操作方針:一般に流入量が操作規定で定められた洪水流量を超えると洪水調節を行う。洪水調節に はいくつかの方式があり,それぞれのダムで定められた操作規定にもとづいて洪水調節を行 う。なお,本論で対象とする淀川流域内の8基のダムは以下の二種類の洪水調節方式をとる。

- ー定量放流方式:流入量に関係なく放流量を一定に保つ。なお,この場合の一定の放流量は 操作規定で定められる洪水流量と同じ流量である。
- ー定率一定量放流方式: 流入量がピークに達するまでは流入量に対して一定の割合で放流 し,流入量がピークに達した後はそのときの放流量を保つ。

洪水調節操作過程のモデル化:

- ー定量放流方式 : 操作規定に定められる洪水流量をパラメタとし,洪水調節中の放流量はこの洪水流量とする。
- ー定率一定量放流方式:操作規定に定められている洪水調節をそのまま定式化する。例えば 高山ダムの場合は,流入量が1,300 m³/s に達する前は,(流入量 – 1,300) × 0.24 + 1,300 m³/s 放流し,流入量が最大に達した後は,(最大流入量 – 1,300) × 0.24 + 1,300 m³/s 放 流する。
- 洪水調節操作過程への移行条件:流入量が洪水流量を超えた場合は洪水調節に入る。これはたと え当該ダムが予備放流中であっても例外ではない。流入量が洪水流量よりも少なくなれば, 洪水調節を終了する。

5.4.5 ただし書き操作

- 操作方針:計画規模を超える洪水が発生した場合には,洪水調節を続けるとダムの水位が上昇し て危険な状態に陥る。従って,水位がただし書き操作開始水位を超え,かつ,今後サーチャー ジ水位を超えることが予想される場合には,水位がそれ以上上昇しないよう非常用ゲートを 開放する。
- ただし書き操作過程のモデル化:ダムへの流入量をそのまま放流することにより,水位の上昇を 防ぐ。ただし,一時間あたりの放流増加量は,水位がサーチャージ水位を超えない限りにお いて,パラメタで定める一時間あたりの最大放流量増加量以下にする。
- ただし書き操作過程への移行条件:水位がただし書き操作開始水位を超えた場合は当該操作に入る。そして,水位がただし書き操作開始水位よりも低くなった時点で当該操作を終了する。

5.4.6 洪水調節後の操作

- 操作方針:洪水調節を行った後に,水位が洪水期間にあっては制限水位,非洪水期間にあっては常 時満水位を超えているときは,速やかに水位を制限水位または常時満水位にまで低下させる。 この場合の放流量は操作規定に定められている洪水流量を最大値とする。
- 洪水調節後の操作過程のモデル化:流入量に関わらず操作規則で定められる洪水流量で放流を実施し,水位を制限水位または常時満水位にまで低下させる。

- 洪水調節後の操作過程への移行条件:洪水調節中,または,ただし書き操作中に流入量が洪水流 量を下回った時点で洪水調節を終了し,当該操作過程に入る。そして水位が制限水位または 常時満水位にまで低下した時点で当該操作を終了する。
- 5.4.7 ダム流況制御モデルのパラメタのまとめ

ダム流況制御モデルのパラメタを列挙する。

- 水位に関するパラメタ
 - 制限水位 常時満水位 予備放流水位 ただし書き操作開始水位 サーチャージ水位
- 流量に関するパラメタ
 - 洪水流量 最大予備放流量 一時間あたりの最大放流増加量
- 期間に関するパラメタ
 非洪水期間
 洪水期間
 予備放流準備期間
- 移行条件に関するパラメタ
 洪水警戒体制の開始終了条件:
 - T_{wf} , R_{wf} , T_{wp} , R_{wp}
 - 予備放流の開始条件:

 T_{pf} , R_{pf} , T_{pp} , R_{pp}

● 貯留量-水位関係

このうち,予備放流水位,一時間あたりの最大放流増加量,予備放流準備期間,洪水警戒体制の 開始終了条件,および,予備放流の開始条件は,操作規定に明記されていないか,明記されていて も直接パラメタとして用いることができないので,観測値等から推定する。

5.5 洪水流出シミュレーション

5.5.1 計算条件

対象降雨イベント

過去 30 年で近畿地方に最も大きな洪水被害をもたらした 1982 年の台風 10 号 (T8210)の降雨イベ ントを対象として, 淀川全流域(枚方上流)の流出計算を行った。計算期間は, T8210 が近畿地方を 通過した 8 月 1 日 0 時から 8 月 3 日 0 時までの 48 時間とした。モデルへの入力降雨は, 流域内の 58 地点で観測された時間雨量をもとに最近隣法を用いて作成した 1.5 km 格子の時空間分布雨量とす る。計算期間中の枚方上流の流域平均雨量は 2 日間で 203 mm であり, これは 1/15 の年超過確率に 相当する¹¹。

また,1997年の台風9号(T9709)の降雨イベントを対象にした流出計算も行う。計算期間は7月 25日0時から7月29日0時までの96時間とし,同じく地上観測雨量をもとに最近隣法で作成した 時空間分布雨量を入力降雨とした。計算期間中の枚方上流の流域平均雨量は4日間で149 mm で ある。

特に断らない限り,降雨規模の大きいT8210の計算結果について考察する。一部,ダム要素モデルの水位予測結果の検証を目的として,T9709の計算結果を考察する。

モデルパラメタ

国土数値情報の土地利用データをもとにして流域全体を森林域,農地域,都市域に分割し,それ ぞれ異なる流出パラメタを使用した。琵琶湖を除いた流域全体に対する面積率は,森林域が63%, 農地域が20%,都市域が17%であった(図 5.7)。使用したパラメタの値は,森林域において $n = 0.6 \text{ m}^{-1/3}\text{s}$,D = 1.0 m, $d_s = 0.15 \text{ m}$ (木津川,宇治川流域は0.25 m), $d_c = 0.1 \text{ m}$, $k_a = 0.015 \text{ m/s}$, $\beta = 8.0$,農地域において $n = 1.0 \text{ m}^{-1/3}\text{s}$,都市域において $n = 0.3 \text{ m}^{-1/3}\text{s}$ である。農地域と都市域 は土層を考慮せず式(5.4)の $d_c \ge d_s$ をゼロとした表面流モデルを用いた。河道のnは0.03 m^{-1/3}s とした。なお,T9709に対してはダムモデルがうまく作動するかどうかを確認するため,観測流量 をもとに森林域の d_s を調節し,0.2 m とした。

5.5.2 ダム流入量·放流量計算結果

1982年の台風10号 (T8210)の観測降雨を入力し, 淀川全域でシミュレーションを行った。各ダム における流入量および放流量の計算結果を示す。

天ヶ瀬ダム

図 5.9 は天ヶ瀬ダムにおける計算(図中: Simulated)および観測(図中: Observed)の流入量(図中: inflow)と放流量(図中: outflow)を示している。天ヶ瀬ダムは宇治川流域に位置し,琵琶湖からの流出を制御する瀬田川洗堰の下流に位置する(図 5.8)。ピーク流入量の計算結果は観測値のそ



図 5.7: 国土数値情報の土地利用データをもと に,森林域,農地域,都市域に三分類した淀川 全流域(枚方上流)の土地利用図

図 5.8: 淀川全流域 (枚方上流) における主要 8 ダ ムと流量観測所の位置関係概略図

れを若干大きく見積もっているが, ピークの立ち上がりや低減を含めて全体的な傾向はよく再現 できている。

放流量に関しては,操作規定に定められている洪水流量が840 m³/s であり,流入量が洪水流量 を越えた時点で一定量放流方式によって放流を行う。また,計算開始時刻より8時間後から予備放 流を開始し,18時間後ぐらいまで天ヶ瀬ダムは予備放流を継続していることが観測流量結果より わかる。ダムモデルはやや予備放流のタイミングが早いが,その予備放流操作を再現している。

青蓮寺ダム

図 5.10 は青蓮寺ダムにおける計算および観測の流入量と放流量を示している。青蓮寺ダムは木 津川上流域に位置する(図 5.8)。計算放流量は予備放流,洪水調節の傾向を再現している。ダムモ デルは予備放流によって水位をあらかじめ予備放流水位まで低下させるが,計算の予備放流時間 が観測のそれより短いのは,計算開始時刻から約10時間後までの計算流入量が観測流入量に比べ て小さいためであると考えられる。

ピーク時の放流量の計算結果は460 m³/s,観測値は約390 m³/sであり計算結果の方が大きい。ダムモデルが操作規定に定められた洪水流量460 m³/sを放流しているのに対し,実際の放流量がそれより少ないのは,管理者がダムの貯水容量と予測流入量にもとづいて次期の利水のために貯水量を確保するような操作時判断を行ったためであると考えられる。こういった操作判断は洪水規模が小さいほど積極的に行われる。例えば,図5.11 はT8210より規模の小さいT9709時の青蓮寺ダ





図 5.9: 天ヶ瀬ダムにおける T8210 時の計算およ び観測による流入量と放流量。1982 年 8 月 1 日 0 時を起点とする

図 5.10: 青蓮寺ダムにおける T8210 時の計算お よび観測による流入量と放流量。1982 年 8 月 1 日 0 時を起点とする



図 5.11: 青蓮寺ダムにおける T9709 時の計算お よび観測による流入量と放流量。1997年7月25 日0時を起点とする



図 5.12: 青蓮寺ダムにおける T9709 時の計算お よび観測による水位。1997年7月25日0時を起 点とする


図 5.13: 高山ダムにおける T8210 時の計算および観測による流入量と放流量。1982 年 8 月 1 日 0 時 を起点とする

ムにおける流入量と放流量を示しており、ピーク時の観測放流量は T8210 の場合よりさらに小さい 270 m³/s であることがわかる。

この観測放流量を洪水流量のパラメタ値として再現計算を行った。図 5.11 の計算放流量は実際 に洪水流量を操作規定に示されている 460 m³/s から 270 m³/s に変更して計算した結果である。予 備放流量についても,その基準値である 180 m³/s ではなく観測値をもとに 100 m³/s をパラメタの 値とした。なお,T9709時の観測水位を入手しており,図 5.12 に観測水位と計算水位を示してい る。予備放流で水位を低下させ,洪水調節中に水位が上昇するという傾向が再現できている。

このように,洪水規模が小さい場合は貯水量を確保する操作判断が行われるようであるが,治水 安全度の算定を目的とする場合など,取り扱う洪水の規模が大きい場合は,操作規定に定められた 洪水流量と予備放流量の基準値をパラメタの値として用いればよいと考えられる。なお,図 5.10, 図 5.11 において,計算開始時刻からそれぞれ48時間後,67時間後に計算放流量が一時的に増加 している。この時刻はモデル上で洪水警戒体制を解除した時点であり,このときに水位を制限水 位まで戻している。こうした一時的な放流量の増加は観測値には見られないため,洪水警戒体制 を解除する時の水位操作については,今後モデルの改良が必要である。

高山ダム

図 5.13 は高山ダムにおける計算および観測の流入量と放流量を示している。高山ダムは木津川 流域のダム群の下流に位置し,室生ダム,青蓮寺ダム,比奈知ダムからの放流が流入する(図 5.8)。 ただし,82年当時に運用を開始していない比奈知ダムはこの計算では考慮しない。計算流入量が 観測流入量をある程度の精度で再現していることから,室生ダム,青蓮寺ダムとその他の流域の 降雨流出が再現できていることがわかる。

高山ダムは,予備放流は行わず,一定量一定率方式で洪水調節を行う。計算結果は操作規定をそのまま反映しており,計算によるピーク流量は観測結果をよく再現しているものの,計算開始時





図 5.14: 瀬田川洗堰における T9709 時の計算お よび観測による放流量。1997 年 7月 25 日 0 時を 起点とする

図 5.15: 瀬田川洗堰における T9709 時の計算お よび観測による水位。1997年7月25日0時を起 点とする

刻より30時間後ぐらいから40時間後ぐらいまでは計算放流量の方が観測放流量よりも大きくなっている。ダムモデルはピークが終了した後に水位低下を積極的に行うのに対し,実際の操作では ピーク後数時間以内に別の洪水の危険性は差し迫っていないと判断し,放流量をできる限り少な くする操作を行っているものと考えられる。

瀬田川洗堰

図 5.14 は T9709 時の瀬田川洗堰における観測放流量と計算放流量を示している。瀬田川洗堰は 琵琶湖からの流出を制御する (図 5.8)。瀬田川洗堰のダム要素モデルは他のダム要素モデルとは異 なり,モデルの操作過程を以下のように分割する。

- 通常時の操作
- 流入量がピークに達する前の洪水警戒体制中の操作
- 流入量がピークに達した後の洪水警戒態勢中の操作
- ・琵琶湖の水位が危険水位(琵琶湖基準水位 + 50mm)以上の場合の操作

それぞれの操作過程に応じた放流量をパラメタとし,パラメタの値は観測値をもとに決定した。 T9709に対しては,上記の操作過程に対し,それぞれ150 m³/s,300 m³/s,500 m³/s,600 m³/s と した。さらに「天ヶ瀬ダムが予備放流中の場合は瀬田川洗堰からの放流量は200 m³/s以下とする」 という連携操作規定を反映させる。

図 5.14 の計算開始時刻 35 時間後ぐらいから 40 時間後ぐらいに着目すると, 観測値・計算結果と もに放流量を一時的に 200 m³/s まで低減していることがわかる。これは, 天ヶ瀬ダムが予備放流 の準備,または予備放流を実施している時間帯であり, ダムの要素モデルは連携操作の過程をよ く再現している。





図 5.16:加茂地点における T8210時の計算およ び観測流量結果:ダムを考慮した場合(実線)と しない場合(点線)。1982年8月1日0時を起点 とする

図 5.17: 槇尾山地点における T8210 時の計算お よび観測流量結果:ダムを考慮した場合(実線) としない場合(点線)。1982 年 8 月 1 日 0 時を起 点とする

図 5.15 は T9709 時の琵琶湖の水位の観測値と計算結果である。琵琶湖の標準基準水位を縦軸に とって図示している。計算開始時刻より 60 時間後以降は観測値と計算値に若干の差異が見られる が,それ以前の計算結果は観測値に非常に良く適合している。このことは,琵琶湖流域の流出計 算の妥当性を示している。

5.5.3 流域内主要地点における河川流量計算結果

図 5.16 ~ 図 5.19 に淀川流域内の各地点における計算流量と観測流量を示す。図中の実線はダム を考慮して計算した場合の結果であり,点線は瀬田川洗堰のみを考慮し,その他のダムを考慮せ ずに計算した場合の結果である。

図 5.16 に示す木津川流域の加茂地点では,1982年当時に加茂地点の上流で運用されていた3基のダム(高山ダム,青蓮寺ダム,室生ダム)の治水効果によりピーク流量が約1,000 m³/s 低減している。また,それらのダムを考慮した計算結果は観測値とよく適合している。

図 5.17 に示す宇治川流域の槇尾山地点では,天ヶ瀬ダムの治水効果によりピーク流量を約 600 m³/s 低減している。計算開始から 28 時間後のあたりで計算流量が 1,000 m³/s 程度まで一時的に上昇するのは,上流の天ヶ瀬ダムのモデルがその間ただし書き操作を行ったためである。

図 5.18 に示す桂川流域の新町地点では,82年当時は日吉ダムの建設が終了していなかったため, その上流に主要なダムが存在せず,この地点では,ダムの効果は入っていない。計算値は観測値と よく適合している。

図 5.19 に示す枚方地点は,上記の3地点を中下流にもつ木津川,宇治川,桂川が合流した淀川 本線に位置し,本論で対象とする淀川流域の最下流端である。82 年当時に建設が終了していたす べてのダムを考慮して計算した結果,それを考慮しない場合に比べてピーク流量を約2,000 m³/s 低減していたことが分かった。ダムを考慮した場合の計算結果は,観測流量よりも過大評価してい



図 5.18: 新町地点における T8210 時の計算およ び観測流量結果:ダムを考慮した場合(実線)と しない場合(点線)。1982 年 8 月 1 日 0 時を起点 とする 図 5.19: 枚方地点における T8210時の計算およ び観測流量結果:ダムを考慮した場合(実線)と しない場合(点線)。1982年8月1日0時を起点 とする

るが,三川合流地点上流の複数地点で計算結果が観測流量をよく再現していたことから,枚方地 点での観測流量が実際よりも過小であった可能性がある。

5.6 実時間流出予測システムへの展開

広域分布型流出予測システムをエンジンとして,6時間先までの河川流量を実時間で予測するシ ステムを開発した⁶⁾。このシステムの特徴は,ダム群の操作を考慮して,中小河川を含めた流域一 体での河川の流量を予測する点にある。入力する実況・予測の降雨データは,(財)日本気象協会によ るレーダーアメダス実況雨量,超短時間降水予測(3時間先予測値まで),および気象庁による降水 短時間予測(3時間から6時間先予測値)である。これらの予測降雨データを MICOS(Meteorological Information Comprehensive Online Service)システムを通してオンラインで取得し,広域分布型流出 予測システムに入力することにより,河川流量を予測計算する。以下に,使用した降雨データ,予 測計算の手順,および予測情報の表示システムについて述べる。

5.6.1 入力データ

現況の降雨データとして,レーダアメダス解析雨量を用いる。この降雨データの時間分解能は 10分,空間分解能は2.5kmである。3時間先までの予測降雨には,(財)日本気象協会による超短時 間降水予測を用いる。これは,画像処理技術と移流モデルを組み合わせた運動学的手法による降 水予測である。このデータの時間分解能は10分,空間分解能は2.5kmである。3時間先から6時 間先までの予測降雨には,気象庁による降水短時間予測を用いる。これはメソ数値予報モデルに よって予測された降雨量であり,配信されるデータの時空間分解能は1時間,空間分解能は5km



図 5.20: 実時間流出予測計算の手順

である。なお, MICOS システムでは 51 時間後までのメッシュ予測降雨を取得可能であるが, 現シ ステムではこのデータは計算に利用していない。

5.6.2 予測計算の手順

実時間流出予測計算の手順を図 5.20 に示す。各項目について以下に説明する。

- 降雨データの作成:上述の降雨データを取得して,1時間前から現在時刻までの現況降雨データ ファイルと,現在時刻から6時間先までの予測降雨データファイルを作成する。ただし,過去 1時間の現況降雨データが配信されるまでには数分要するため,時間的な余裕を持たせて毎 時15分にデータを取得する。また,降雨データの配信が遅れることも想定し,毎時15分に データ取得ができない場合には,35分,55分にも取得する機会を与える。ただし,既にデー タを取得している場合は,以降の作業は実施しないようにする。
- 現況流出計算:現況流出計算を1時間前から現在時刻まで実行する。例えば,現在時刻が14時で あれば,12時~13時の現況計算によって求めた13時の状態量を初期値とし,13時~14時に 観測されたレーダーアメダス解析雨量を入力して1時間分の流出計算を実行する。
- 予測流出計算:予測流出計算では,現況流出計算によって得られた現在時刻の状態量を初期値とし,そのうえで6時間後までの予測降雨データを入力して予測流出計算を行う。



図 5.21: 予測情報表示画面

- 計算結果のデータベースへの格納:予測計算によって得た結果をリレーショナルデータベースに 格納する。ここでは,格納用のデータベースとしてPostgreSQLを用いる。格納するデータ項 目は以下の通りである。
 - 流域内の主要29地点における流域平均観測雨量と流域平均予測雨量
 - 同上 29 地点における現況計算流量と予測計算流量
 - すべての河道区分 (1707 地点) での現況計算流量と予測計算流量
 - 8基のダムに関する現況計算流入量・放流量・水位と予測流入量・放流量・水位
 - 流域内主要19地点における観測流量
 - 8基のダムに関する観測流入量・放流量・水位

なお,観測データに関しては,国土交通省が管理する淀川流域の観測データベースにアクセスして必要なデータを自動取得している。現システムでは,これらの観測流量データは計算結果の比較にのみ用いており,フィルタリングによる初期状態量の更新は行っていない。

5.6.3 予測情報表示システム

予測結果をインターネット上で閲覧することを可能とする予測情報表示システムを(財)日本気 象協会の協力を得て開発した。観測結果および予測計算結果は上述のようにリレーショナルデー タベースに格納される。予測結果表示システムは,条件を設定しこのデータベースシステムにア クセスして予測結果をウェブブラウザ上に表示する(図 5.21)。現在の表示システムが用意してい る表示内容は下記の3種類である。

- 現況と予測の降雨および現況と予測の流量マップの動画表示
- 地点別の予測結果の時系列グラフ表示
- 地点別の予測結果検証用の時系列グラフ表示*

*対象地点ごとに,1時間先から6時間先予測流量までを任意に選択し,重ねてグラフ表示する。 あわせて流域平均雨量についても同様に表示する。

5.7 まとめ

本章では淀川流域全域を対象とした広域分布型流出予測システムを開発した。システムの開発 にあたっては,オブジェクト指向の水文モデリングシステム(OHyMoS)⁴⁾を利用し,四種類の要素 モデル(河道,部分流域,湖沼,ダム)を統合して全体のシステムを構成した。1/25,000の地形図に 記載される全ての河道について,河道要素モデルを適用しており,その任意の河道地点で流量を計 算することができる。ダム要素モデルは,流入量,予測雨量,ダム水位などの状態量を入力とし, 操作規則に基づいて放流量を決定するモデルである。淀川流域内の8基のダム群に対してダムモ デルを適用した。流出モデルとダムモデルとを統合することにより,瀬田洗堰と天ヶ瀬ダムの連携 操作も再現することができるようになった。

モデル検証の結果,降雨の規模があまり大きくなく,放流量が洪水流量以下になる場合は,ダム モデルによる放流量が大きく見積もられるが,降雨の規模が大きい場合には,流出モデル・ダムモ デルともに再現性の高さを示すことができた。

さらに,6時間先までの予測雨量をこのシステムに時々刻々入力し,実時間で河川流量を予測して,結果を配信するようシステムを発展させた。

参考文献

- 1) 佐山敬洋, 立川康人, 寶 馨, 市川 温: 広域分布型流出予測システムの開発とダム群治水効果の 評価, 土木学会論文集, No. 803 / II - 73, pp. 13 - 27, 2005.
- Sayama, T., Tachikawa, Y., Takara, K. and Ichikawa, Y. : Distributed rainfall-runoff analysis in a flow regulated basin having multiple multi-purpose dams, *IAHS Publ.*, No. 303, pp. 371 – 381, 2006.
- 3) 市川温:分布型流域流出系モデルの構成と集中化に関する研究,京都大学博士論文,2001.
- 4) 高棹琢馬, 椎葉充晴, 市川 温:構造的モデリングシステムを用いた流出シミュレーション, 水工 学論文集, 第 39 巻, pp. 141 - 146, 1995.

- 5) Sayama, T., Tachikawa, Y., Takara, K. and Ichikawa, Y. : Development of a real-time distributed flood prediction system in a flow regulated river basin, *Proc. of 3rd APHW conference on Wise Water Resources Management towards Sustainable Growth and Poverty Reduction*, CD-ROM, 2006.
- 6) 立川康人, 佐山敬洋, 可児良昭, 宝 馨, 松浦秀起, 山崎友也: 広域分布型洪水流出モデルを用いた 実時間流出予測システムの開発と淀川流域への適用, 京都大学防災研究所年報, 第49号 B, 2006.
- 7) 市川温,村上将道,立川康人,椎葉充晴:流域地形の新たな数理表現形式に基づく流域流出系シ ミュレーションシステムの開発,土木学会論文集, No. 691 / II – 57, pp. 42 – 52, 2001.
- 8) 椎葉充晴, 市川温, 柳原哲由, 立川康人: 河川流域地形の新しい数理表現形式, 土木学会論文集, No. 621 / II - 47, pp. 1 - 9, 1999.
- 9) 立川康人,永谷 言,宝 馨: 飽和・不飽和流れの機構を導入した流量流積関係式の開発,水工学論 文集,第48巻, pp. 7-12, 2004.
- 10) 金澤瑞樹:長期連続計算可能な集中化流出モデルの開発,京都大学修士論文,2001.
- 11) 建設省近畿地方建設局: 淀川百年史, 社団法人近畿建設協会, 1974.

第6章 広域分布型流出予測システムを用いたダ ム群の治水効果の分析

6.1 はじめに

2004年は新潟・福島豪雨,福井豪雨,台風23号による由良川,円山川の洪水など,中小河川に おける洪水災害が頻発した。一連の災害は,未だ河川の整備水準が低いことが要因のひとつでは あるが,計画で想定した自然外力を超える豪雨が発生したことも大きな要因である¹⁾。

これまでの河川整備は,計画規模に応じた基本高水を設定し,計画高水流量を決定して,その流 量を安全に流下できるように河道を整備するという方針で行ってきた。しかし,河川整備には費用 と時間がかかり,実際にはほとんどの河川が整備途上である。また,将来にわたって気象外力の発 生頻度が同一であるとはいえず,同じ治水施設であっても,最近数十年の気象条件と将来の気象条 件とではそれが同じ治水安全度を有するとはいえなくなってきている。こうした状況下では,既 存の治水施設の効果と現状の河道の整備状況に応じて河川が現在どの程度の治水安全度を有する のかを評価することが極めて重要であり,そういった情報に応じて対策を講じなければならない。 また,計画を超える自然外力に対して,既存の施設がどのように機能を発揮し,また機能を発揮 しなくなるのかを明らかにし,超過洪水対策を考える指針を与えなければならない。

水工施設の治水効果を分析する方法は,観測された流量データを解析する方法と,水工施設の 効果を陽に組み込んだ流出モデルを用いる方法とに大別できる。例えば,Batalla *et al.*²⁾はダム群 (潅漑用または発電用)が建設される前後の数十年の流量データを用いて洪水頻度解析を行い,年 超過確率がそれぞれ1/2と1/10のピーク流量について,ダム群がピーク流量を約30%低減させた ことを示している。ただし,このようなデータ解析にもとづく手法は,長期のデータが必要であ り,またこれまで経験したことの無いような大きな洪水に対する水工施設の治水効果を評価でき ないという問題がある。

一方, Montaldo et al.³⁾は発電用ダムによる放流過程のモデルと分布型流出モデルとを統合して, ダム群の治水効果を評価している。ダム貯留量の初期条件を変えてシミュレーションを行い,洪水 前の貯水容量がピーク低減に影響を及ぼすことを示している。流出モデルを用いる方法は,この ようにさまざまな条件で数値シミュレーションを実行できる点で優れている。ただし,既存の研究 で取り扱っているのは,貯水池ゲートの操作を伴わない発電用ダムなど放流量の算定が比較的容 易なダムが多く,わが国の多目的ダム群のような複雑な操作過程を詳細に再現し,これを分布型 流出モデルと統合して,ダム群が流域の治水安全度に及ぼす影響を分析した研究はほとんど行わ れていない。

ここでは,第5章で開発した広域分布型流出予測システムを用いて,淀川流域におけるダム群の

治水効果を以下の3つの視点で評価する。まず,6.2では流域下流端の枚方地点に着目して,ダム 群建設が治水安全度をどのように向上させてきたかを年代別に分析する^{4),5)}。6.3 では同じく枚方 地点に着目し,ダム単体がダム群として機能した場合に発揮する相乗効果について分析する^{4),5)}。 6.4 では,淀川流域内の桂川流域と木津川流域のダム群の配置と規模の違いに着目し,これらの違 いがダム群の治水効果に及ぼす影響を比較する⁶⁾。

6.2 年代別ダム群治水効果の分析

6.2.1 目的

淀川流域では1953年の洪水災害を継起に治水計画が見直され,1954年に淀川水系改修基本計画 が制定された。しかし,その後も1959年,1961年と大規模な出水が立て続けに起こったため,1965 年に淀川水系改修基本計画を見直し,淀川水系工事実施基本計画を制定した。現在淀川に敷設さ れている主要なダムはすべてこの改修基本計画または工事実施基本計画に盛り込まれたものであ り,1965年の天ヶ瀬ダムを皮切りに,1999年に比奈知ダムが完成するまでの30余年にわたりダム の建設が続いてきた^{7),8)}。

このようなダムの完成は淀川の治水安全度を向上させてきたと考えられているが,果たしてその治水効果はこれまでどの程度向上してきて,現在どの程度のレベルまで達しているのかという ことは必ずしも明らかでない。そこで,1960年から10年毎にみて淀川流域内のダム建設が下流枚 方地点の治水安全度をどのように向上させてきたかを分析する。

6.2.2 分析方法

1960年,1970年,1980年,1990年,2000年においてその年のはじめに完成しているダム(表 5.1 を参照)のみを考慮して流出計算を行い,同じ降雨イベントを入力した場合のピーク流量の違い を調べる。対象とする降雨イベントは1980年以降でもっとも淀川流域に大きな被害をもたらした 1982年の台風10号時の2日間(8月1日0時から8月3日0時,流域平均2日雨量:203 mm)の降雨分 布とする。この期間の流域平均雨量の降雨八イエトグラフを図 6.1 に,積算降雨分布を図 6.2 に示 す。ダムがどの程度の規模の洪水に対して有効なのかを調べるため,枚方上流における流域平均2 日雨量が年超過確率1/15,1/30,1/50,1/100,1/150,1/200,1/300に相当するように引き伸ばし て入力降雨とした。なお,枚方上流における流域平均2日雨量の年超過確率は文献⁹⁾を参考にして 求めた。流出モデルとダムモデルのパラメータ,およびそれらの初期値は5.5のモデル検証で使用 したものと同じとした。

6.2.3 結果と考察

図 6.3 に枚方地点におけるピーク流量の計算結果を示す。図の横軸は降雨のリターンピリオドで あり,縦軸は計算期間中の枚方地点でのピーク流量を表す。図中の折線はそれぞれの年のはじめに





図 6.1: ダム群治水効果の評価に用いた流域平均 の降雨ハイエトグラフ (1982 年 8 月 1 日 0 時から 3 日 0 時)

図 6.2: ダム群治水効果の評価に用いた積算降雨 分布 (1982 年 8 月 1 日 0 時から 3 日 0 時)

建設が終了しているダムのみをモデルに組み込んで計算した場合のピーク流量を結んでいる。な お,1980年代には流域内に新しいダムが建設されていないので,1980年と1990年の線は重なって いる。

まず,瀬田川洗堰のみが主要なダムとして存在していた1960年に着目すると,淀川の治水計画 が対象としている1/200の年超過確率に相当する降雨(以後「1/200の降雨」のように呼ぶことに する)を入力した場合,ピーク流量が約18,000 m³/sとなった。これは枚方地点の基本高水流量の ピーク流量17,000 m³/sと概ね符合している。また,同地点での計画高水流量は12,000 m³/sであ り,仮に上流で氾濫がなく,枚方地点の通水能力が1960年当時に12,000 m³/sであったと仮定すれ ば,1/30の降雨で計画高水流量に達することになる。

1960年代に天ケ瀬ダムと高山ダムが,1970年代に青蓮寺ダムと室生ダムが完成した。図 6.3 の 1970年の結果から,天瀬ダムと高山ダムは,1/15から1/50の降雨に対してピーク流量を1,000 m³/s 以上低減させることがわかる。また,1980年の結果から,青蓮寺ダムと室生ダムは天ヶ瀬ダム,高 山ダムと同時に機能することにより,1/100から1/150の降雨に対してピーク流量をさらに1000 m³/s 以上低減させることがわかる。このように,淀川流域の場合は,1960年代に完成したダムは 規模の小さい降雨に対してピーク低減効果を発揮するのに対し,1970年代に完成したダムは規模 の大きい降雨に対してピーク低減効果を発揮する。これは,高山ダムの上流に位置する青蓮寺ダ ムと室生ダムが高山ダムへの流入量を低減させることにより,1/100を超える規模の大きな降雨の 場合でも高山ダムがただし書き操作に入ることなく流量調節を行えるためである。なお,1/30よ り小さな規模の降雨に対しては,高山ダムのみで洪水調節が可能であるため,1960年と1970年の 1/30以下の結果は同じとなる。

2000年までに布目ダム,比奈知ダム,日吉ダムが完成した。ピーク流量の低減効果が降雨の規



図 6.3: 年代別治水効果の検討結果: 横軸にリターンピリオド, 縦軸に枚方地点でのピーク流量を取 り, 10 年毎にその年のはじめに運用しているダムを考慮して計算

模に関わらず現れており,特に,1/200から1/300の規模の大きな降雨に対してもそのピーク流量の低減効果が現れている。これらのダム群の完成により,現在では1/100の降雨で計画高水流量に 達する程度まで,枚方地点の治水安全度は向上したと考えられる。

6.3 ダム単体がダム群の中で発揮する治水効果

6.3.1 目的

6.2の検討から,1970年当時,高山ダムは1/50より規模の小さな降雨に対しては1,000 m³/s以上 のピーク低減効果を発揮するものの,1/150より規模の大きな降雨に対しては50 m³/s以下のピー ク低減効果しか発揮しないことがわかった。ダムが単体で存在する場合は,降雨規模が大きくなる につれてその機能を失ってしまうが,他のダムが建設されると,他のダム群とあわせてピーク低減 効果を発揮することになる。ダムを評価するうえでは,ダムが単体として発揮する効果に加えて, ダム群のひとつとして発揮する効果を評価する必要がある。ここでは,他のダムが建設された場 合に高山ダムが全体のダム群の中でどのような役割を果たすのかを定量的に示す。

6.3.2 分析方法

6.2 と同様,対象地点は枚方地点とし,対象降雨は1982年の台風10号を1/15から1/200まで引き伸ばした7種類とする。流出モデルとダムモデルのパラメータおよび初期値は5.5のモデル検証で使用したものを用い,すべての降雨に対して以下の条件で枚方地点のピーク流量を計算する。

1. ダムを全く考慮しない (瀬田川洗堰は考慮する) 場合のピーク流量 Q



図 6.4: 高山ダムが単体で存在する場合のピーク低減量 $(Q - Q_T)$ と高山ダムがダム群の中で発揮するピーク低減量 $(Q_A - Q_{A+T})$ の比較

2. 高山ダムのみを考慮する場合のピーク流量 Q_T

3. 高山ダムを除くすべてのダム群を考慮する場合のピーク流量 Q_A

4. 高山ダムを含むすべてのダム群を考慮する場合のピーク流量 Q_{A+T}

高山ダムが単体で存在する場合のピーク低減量を $(Q - Q_T)$ とし,高山ダムを含む淀川流域内の 全てのダムが建設された場合に高山ダムが発揮するピーク低減量を $(Q_A - Q_{A+T})$ と考える。

6.3.3 結果と考察

図 6.4 に計算結果を示す。横軸には降雨のリターンピリオドを,縦軸にはピーク低減量をとる。 各入力降雨に対して左側の棒グラフが高山ダムが単体で存在する場合のピーク低減量 (Q-Q_T)を, 右側の棒グラフが高山ダムがダム群の中で発揮するピーク低減量 (Q_A - Q_{A+T})を表す。

上述のとおり,高山ダム単体では1/150より規模の大きな降雨に対しては,ただし書き操作を行うため,そのピーク低減効果は小さい。一方,高山ダム以外のダムが存在する場合には,高山ダムは,計算した全てのリターンピリオドの降雨に対して600 m³/s以上のピーク低減効果を発揮する。 特にその効果がもっとも大きく現れるのは1/150の降雨の場合であり,そのピーク低減量は1360 m³/s となる。

すなわち,高山ダム建設当初の1970年には高山ダムは年超過確率が1/150以下の降雨に対して その治水効果を発揮しなかったが,現時点ではそうした大きな降雨に対しても高山ダムはその効 果を発揮していることがわかる。分布型流出予測システムを用いてダム群の治水効果を評価をす ることにより,ダムが単体で存在する場合に果たす役割に加えて,ダム単体がダム群のひとつと して果たす役割を定量的に評価することができた。

6.4 ダム群の治水効果に関する流域間の比較

6.4.1 目的

本節では木津川流域の加茂地点と桂川流域の桂地点に着目し,それぞれの上流に位置するダム の配置や規模が治水効果に及ぼす影響を分析する。6.2 と6.3 の分析では,1982年の台風10号で観 測されたひとつの降雨分布を引き伸ばして入力したが,ここでは複数の降雨分布を引き伸ばして 入力降雨とした。

加茂地点と桂地点の上流ダムの配置と規模の違いは以下のようである。高山ダムは木津川流域 に位置し,3,540万m³の洪水調節容量を持つ。流入量が1,300m³/sを超えた時点で洪水調節を開 始し,流入量に応じて1,800m³/s以下で放流量を制限しながら一定量一定率方式で洪水調節を行 う。高山ダムの上流には比較的規模の小さい青蓮寺ダム,室生ダム,比奈知ダムが存在する。高山 ダムの集水面積は615 km²であり,加茂上流域における高山ダム流域の占める割合は42%である。 一方,日吉ダムは桂川流域に位置し,4,200万m³の洪水調節容量を持つ。流入量が150m³/sを超 えると一定量方式で洪水調節を行う。日吉ダムの上流には主要なダムは存在しない。日吉ダムの 集水面積は290 km²であり,桂上流域における日吉ダム流域の占める割合は35%である。

6.4.2 分析方法

図 6.5 の左上に示すように,より長期間の観測データが得られる日雨量を用いて評価対象地点 の上流域における確率雨量を求める。つぎに,図 6.5 の右上に示すように,過去 20 年間に観測さ れた時間雨量の中から評価対象地点の上流域で 48 時間雨量の多い順に10 パターンの降雨分布を得 る。この降雨分布を複数の確率雨量に相当するように引き伸ばして入力降雨とする。

確率雨量の計算には,過去99年間(1900年~1998年)に淀川流域内で観測された旧建設省,気象 台,アメダスの日雨量データを用いる。まず淀川流域を覆う領域に空間分解能1.5kmのグリッド を設定し,最近隣法を用いて地点雨量から空間分布雨量を作成する。作成した空間分布雨量から 対象流域ごとに面積雨量を計算し,99年間分の流域平均日雨量系列を得る。つぎに,この系列を もとに年最大二日雨量を計算し,以下に示す方法で水文頻度解析を実行する。ここでは流域平均 二日雨量を基準に確率雨量を計算するが,これは淀川水系工事実施基本計画において枚方,加茂, 羽束師,天ヶ瀬の地点がいずれも計画雨量の継続時間を二日間としていることによる。

水文頻度解析には(財)国土技術研究センターで開発された水文統計ユーティリティー¹⁰⁾を用い た。極値理論に基づくGumbel分布とGEV分布を基本的な水文頻度解析モデルとし,両方のモデ ルがともにSLSC 0.03 以下,相関係数 0.99 以上の場合にはより適合度の高い方を,どちらか一方の モデルがこの基準を満たしている場合はより適合度の高いモデルを選択した。もし,Gumbel分布 とGEV分布の両方がこの基準を満たしていなければその他の分布で最も適合度の高いモデルを選 択する。なお,プロッティングポジション公式にはカナンの式を用いた¹¹⁾。この基準で水文頻度解 析を実行した結果,評価の対象とする6地点の上流域のうち,桂上流域以外ではGumbel分布を, 桂上流域ではGEV分布を採用することとなった。



図 6.5: 治水安全度評価の流れ

治水安全度評価を行うための入力降雨は,過去20年間(1982年~2001年)に淀川流域内で観測さ れた時間雨量をもとに作成した。まず,国土交通省(旧建設省),気象台,アメダスの時間雨量デー タを最近隣法で空間分布させ,空間分解能1.5 km,時間分解能1時間の降雨分布を淀川流域全域 で作成する。つぎに各対象地点上流域の流域平均雨量の時系列を計算し,それぞれの年で流域平 均雨量が最大となる48時間を抽出する。その中から48時間雨量の多い順に10降雨イベントを抽 出し,これを引き伸ばすもとの降雨分布とする。ここで,上位10イベントを採用した理由は,10 イベントでおおよその時空間パターンをカバーできること,それ以上選択すると引き伸ばし率が 3を超え非現実的な入力降雨を作成することになるためである。対象地点ごとに選択した10種類 の降雨イベントを流域平均二日雨量のリターンピリオドが50年,100年,150年,200年に相当す るように引き伸ばして入力降雨とした。このようにして得た,評価対象地点上流域における40種 類(10イベントをそれぞれを4つの確率雨量に対応して引き伸ばした降雨群)の降雨分布を,ダム の操作過程を考慮する広域分布型流出予測システムに入力する。

6.4.3 結果と考察

図 6.3 と同様に平均二日雨量を横軸にとった結果の整理をすると,入力降雨の時空間分布に応じ て自然ピーク流量と制御ピーク流量が大きくばらつくことが分かった。とくに図 6.6 に示した加茂 地点のように上流域の面積が比較的小さい場合には,ピーク流量が二日間より短期間の降雨量に 依存するため,その傾向が顕著である。従って,流域面積が数千 km² 以下の地点で治水安全度の評 価を行うためには,二日雨量の生起確率を基準にするのは妥当では無いと考え,計算期間中の 24 時間雨量の最大値を基準にして結果を整理し直した。



図 6.6: 加茂地点 (流域面積: 1,469 km²) における流域平均二日雨量と自然ピーク流量・制御ピーク 流量との関係

図 6.7 は横軸に24時間雨量を,縦軸にピーク流量をとり,木津川流域の加茂地点(流域面積: 1,469 km²)を対象とした場合の自然ピーク流量(図中の)と制御ピーク流量(図中の)を示して いる。また,図中のの印は上流のダムがただし書き操作を行ったことを意味する。図中の上横軸 には加茂地点上流域の流域平均24時間雨量のリターンピリオドを示しいる。

図 6.7 の結果から,加茂の上流域において24時間に250 mm以上の雨が降る場合にダムはシミュ レーション上でただし書き操作を行うケースが現れ,その結果,計画高水流量6,100 m³/s(図中の点 線)を超過することがわかる。一方,それ以下の場合では概ね現状の流下能力である3,395 m³/s程 度(図中の実線)まで制御流量は低減している。

24時間雨量が180 mmから220 mmの間で制御流量が4,000 m³/sを超過するケースが4つ見られる。この4つは1986年の降雨イベントを引き伸ばして入力した流出計算結果である。降雨のピークが二日間にわたって二回現れるイベントであるため,24時間雨量はその他のイベントと比べて大きくないが,二回目の降雨のピークにともなって自然流量,制御流量ともに4,000 m³/sを超過した。1986年のケースを除外して評価すれば,加茂上流域の24時間雨量が250 mm以上となる場合に洪水流量は現状の流下能力を超えることが多く,この雨量のリターンピリオドは100年に相当することから,加茂の現状の治水安全度は100年程度であると考えることができる。

図 6.8 は同様の検討を桂川流域の桂地点 (流域面積:833 km²) で行った結果である。桂の上流域 において 24 時間に約 230 mm 以上の雨が降る場合に制御流量のピークは流下能力を超過すること が多く,この雨量のリターンピリオドが 50 年に相当することから,桂地点の現状の治水安全度は 50 年程度と推定できる。



図 6.7: 加茂地点 (流域面積: 1,469 km²) における流域平均 24 時間雨量と自然ピーク流量・制御ピー ク流量との関係



図 6.8: 桂地点 (流域面積: 833 km²) における流域平均 24 時間雨量と自然ピーク流量・制御ピーク 流量との関係



図 6.9: 加茂地点 (流域面積: 1,469 km²) におけるダムの治水効果: 自然ピーク流量と制御ピーク流 量との比較

次に,自然ピーク流量と制御ピーク流量とを比較することにより,ダム群の治水効果を分析す る。図 6.9 は,横軸に自然ピーク流量を,縦軸に制御ピーク流量をとり,加茂地点の計算結果を示 したものである。図中に示した傾き1の直線上から下側にプロットがずれる場合に,その差分だけ ダムによるピーク流量低減効果があることになる。この図からわかることを以下に示す。

- ダム群による治水効果が有効に機能する自然ピーク流量の範囲が存在する。加茂の地点では 自然ピーク流量が約7,000 m³/s から9,000 m³/s の範囲で最も有効にピーク流量の低減効果が 現れる。
- 2. 上記の範囲の自然ピーク流量は,ほぼ計画高水流量6,100 m³/sにまで低減される。
- 3. 上記の範囲を超える自然ピーク流量に対しては,ダムはピーク流量低減効果を発揮しない場 合がある。

図 6.10 は桂地点における同様の分析結果である。日吉ダムがシミュレーション上でただし書き 操作を行った1992年や1996年の場合を除いては,ほぼ一様に1,000 m³/s 程度ピーク流量が低減し ており,加茂の地点とはピーク低減効果の傾向が異なる。以下にその理由を考察する。

高山ダムは集水面積が日吉ダムに比べて大きく、ダムへの流入量は本論の数値実験では約2,000 m³/s から 6,000 m³/s の範囲にある。高山ダムへの流入量の変動幅が大きいのは集水面積が大きい ことに加え、上流に存在する3つのダムが流入量を制御していることに依存しており、流入量が約 6,000 m³/s となる場合には上流域のダムはシミュレーション上ただし書き操作を行っている。高山 ダムは流入量が1,300 m³/s を超えると洪水調節を開始し、流入量に応じて1,800 m³ を上限として



図 6.10: 桂地点 (流域面積: 833 km²) におけるダムの治水効果:自然ピーク流量と制御ピーク流量 との比較

放流を行うので流入量が 4,000 m³/s 程度 (加茂地点の自然流量が 9000 m³/s 程度) に達する場合に 2,000 m³/s 以上のピーク低減効果を発揮する。しかし,ダムへの流入量がそれより大きい場合はた だし書き操作を行うため低減量は小さくなる。高山ダムが治水効果を有効に発揮する自然流量の 範囲が存在するのはそのためである。一方,日吉ダムは集水面積が小さく上流にダムが存在しな いため,高山ダムに比べて流入量の変動幅が小さく,本論の数値実験では,1982 年のケースで流 入量のピークが 2,000 m³/s を超えた以外は,流入量のピークが 1,500 m³/s 程度であった。日吉ダム は 150 m³/s で一定放流を行うので,桂地点の自然流量に関わらずほぼ 1,000 m³/s 程度のピーク低 減効果を発揮する。

図 6.11 は加茂の地点を対象に 1997年の降雨イベントを年超過確率 1/100 の規模まで引き伸ば して入力した結果であり,自然流量と制御流量,および高山ダムの流入量と放流量を示している。 図 6.12 は桂の地点を対象に 1999年の降雨イベントを 1/100まで引き伸ばして入力した結果であり, 日吉ダムの流入量と放流量をあわせて示している。

加茂地点では,高山ダムへの流入量が上流ダムのただし書き操作に伴って増大し,高山ダムがた だし書き操作を行うことにより,加茂地点での制御流量が計画高水流量6,100 m³/s を超える。ただ し,洪水流量の増大を3時間程度遅らせる効果が現れている。一方,桂地点では日吉ダムは洪水イ ベントがほぼ終了する43時間目まではただし書き操作を行わず1,660 m³/s から150 m³/s までピー ク流量を低減している。しかし,残流域からの流入量が大きいために計画高水流量を超過してお り,洪水立ち上がり時の流量低減効果が小さい。これらの違いは,高山ダムの流域面積が大きく, かつ上流に複数のダムを擁することによる。

こうした超過洪水に対し,高山ダムは操作ルールを変更することにより,異なる治水効果を期待



図 6.11:加茂地点の自然流量・制御流量と高山ダムの流入量と放流量ハイドログラフ (1997年の降雨イベントを二日雨量が100年確率に相当するよう引き伸ばして入力)

できる。例えば,洪水調節を開始する流量を大きくし放流量を増加する比率を小さくすれば,洪 水の立ち上がりを遅らせる効果は小さくなるが,加茂地点でのピーク流量をさらに低減すること はできる。一方,日吉ダムは,流域面積が小さい割には洪水調節容量が大きいため,現在でも150 m³/sに放流量を制限できており,操作ルール変更に伴う効果はあまり期待できない。これらの分 析の結果から,高山ダムは目的に応じて操作ルールを変更することにより流量制御の方法を改善で きる可能性があるが,日吉ダムは現状でも効果が発揮されており,改善の余地が少ないといえる。

6.5 まとめ

広域分布型流出予測システムを用いて,淀川流域におけるダム群の治水効果を分析するととも に,流域のいくつかの地点で治水安全度の評価を行った。以下にそれぞれの分析で得た結果をまと める。

- 1960年代から10年毎にみて枚方地点の治水安全度がどのように向上してきたかを分析した 結果,最初の10年に建設されたダムは年超過確率が1/50程度の比較的小規模の降雨に対し て治水効果を発揮するのに対して,それ以降に建設されたダムは1/100や1/150といった比較 的大規模の降雨に対して治水効果を発揮することが分かった。また,1960年当時は約1/30の 降雨で枚方地点の計画高水流量を超過していたのに対し,2000年までに1/100の降雨に対応 するまで枚方地点の安全度が向上していることが分かった。
- ダム単体が他のダム群とあわせて機能した場合の効果を分析した結果,高山ダムが単体で存在する場合には,年超過確率が1/150以下の規模の大きな降雨に対して,ピーク低減効果を 発揮しないのに対し,他のダムが建設された場合には,高山ダムは1/150より規模の大きな 降雨に対してもそのピーク低減効果を示す.ダムが単体で機能する場合に加え,ダム群のひ とつとして機能する場合の役割を明らかにした.



図 6.12: 桂地点の自然流量・制御流量と日吉ダムの流入量と放流量ハイドログラフ (1999年の降雨 イベントを二日雨量が100年確率に相当するよう引き伸ばして入力)

3. 淀川流域内の桂川流域と木津川流域のダムの配置と規模の違いが治水効果に及ぼす影響を比較分析した結果,流入量が上流のダムで制御されていて,集水面積が比較的大きい高山ダムは,治水効果を発揮する自然流量の範囲が明確に現れるのに対し,上流にダムが無く,集水面積が比較的小さい日吉ダムは,自然流量に関わらずほぼ一定の治水効果を発揮することが分かった。また,高山ダムは目的に応じて操作ルールを変更することにより流量制御の方法を改善できる可能性があるが,日吉ダムは現状でも効果が発揮されており,改善の余地が少ないことが分かった。

参考文献

- 社会資本整備審議会河川分科会豪雨災害対策総合政策委員会:総合的な豪雨災害対策の推進 について(提言), http://www.mlit.go.jp/river/index.html/, 2005.
- Batalla, R. J., Cómez, C. M. and Kondolf, G. M. : Reservoir induced hydrological changes in the Ebro River basin (NE Spain), J. of Hydrol., Vol. 290, pp. 117 – 136, 2004.
- Montaldo, N., Mancini, M. and Rosso, R. : Flood hydrograph attenuation induced by a reservoir system: analysis with a distributed rainfall-runoff model, *Hydrol. Process.*, Vol. 18, pp. 545 – 563, 2004.
- 4) 佐山敬洋, 立川康人, 寶 馨, 市川 温: 広域分布型流出予測システムの開発とダム群治水効果の 評価, 土木学会論文集, No. 803 / II - 73, pp. 13 - 27, 2005.
- 5) Sayama, T., Tachikawa, Y., Takara, K. and Ichikawa, Y. : Distributed rainfall-runoff analysis in a flow regulated basin having multiple multi-purpose dams, *IAHS Publ.*, No. 303, pp. 371 381, 2006.

第6章 広域分布型流出予測システムを用いたダム群の治水効果の分析

- 6) 佐山敬洋, 菅野浩樹, 立川康人, 寶 馨:ダム操作過程を導入した広域分布型流出予測システムによる淀川流域の治水安全度評価,水工学論文集,第50巻, pp. 601 606, 2006.
- 7) 建設省近畿地方建設局: 淀川百年史, 社団法人近畿建設協会, 1974.
- 8) 大町利勝:計画洪水流量決定手法に関する一考察,水文・水資源学会誌, Vol. 17, No. 2, pp. 170 - 179, 2004.
- 9) 望月邦夫: 淀川の治水計画とそのシステム工学的研究, 京都大学博士論文, 1970.
- 10) 笠崎伸一郎:水文統計ユーティリティの開発, http://www.apptec.co.jp/technical/ pdf/treport_vol_12-08.pdf.
- 11) 寶 馨:水文頻度解析の進歩と将来展望,水文·水資源学会誌, Vol. 11, No. 7, pp. 740 756, 1998.

結論

本論文の主題は,降雨流出系を流域スケールでモデル化し予測するというものであり,洪水災 害で毎年多くの命が失われるわが国においては,その実現に対する社会的要請が極めて高い研究 課題である。それゆえに,これまでにも数多くの研究がなされてきた分野でもあり,本論文で使用 した流出モデルの基本的な構成は,従来の研究成果に基づくものが多い。そのうえで,本論文は, 分布型モデルによる流出予測において,予測の不確実性が十分に評価されてこなかったこと,ダム 操作をはじめとする人間活動の影響が十分に考慮されてこなかったことの問題点を指摘し,予測 の不確実性を,モデルパラメタ,モデル構造,入力降雨,降雨の空間スケールの成因別に評価する とともに,ダム操作の影響を組み込んだ淀川全流域の流出予測システムの開発とその応用につい て論じてきた。

まず第1章では,流出モデルのパラメタ選択過程をモンテカルロシミュレーションで再現するこ とにより,パラメタ同定の不確実性とそれに伴う予測の不確実性を評価する方法を提案した。こ の方法を,流量データが得られない場合,中小洪水時の流量データしか得られない場合,大洪水 時の流量データが得られる場合のそれぞれで,予測の不確実性がどのように変化するのかを,複 雑さの異なる3種類の流出モデルを用いて分析した。その結果,観測が不十分な流域でもより物理 性を有したモデルを用いるべきであること,流量観測データが得られることによって予測の不確 実性が確実に減少することを定量的に示すことができた。また,単純な構造を持つ地表流モデル では,パラメタ同定と予測対象洪水の規模が異なる場合に,予測結果に大きなバイアスがかかる ことを明らかにした。

第2章では、モデル構造を評価するための方法として、流出の時空間起源に応じてハイドログラ フを成分分離する方法を提案した。この方法の特徴は、時空間起源構成比マトリクスという仮想 的な値をトレーサに見立ててモデル上で追跡する点にあり、分布型流出モデルで計算されるハイ ドログラフを流出の時空間起源に応じて分離することができる。この方法を不飽和・飽和中間流、 表面流を考慮する分布型流出モデルに適用し、短期流出ハイドログラフを時間起源に応じて分離 した結果、同モデルで計算される洪水流出の大部分は、降雨イベント中の雨水によってもたらされ ていることが明らかになった。また、短期流出ハイドログラフを空間起源に応じて分離した結果、 上記のモデルと地表流のみを考慮するモデルとでは、流出の空間起源に大きな違いがあり、前者の モデルでは勾配の緩やかな河道付近が、後者のモデルでは勾配の大きな上流側の斜面がピーク流 出時の主要な空間起源になっていることがわかった。さらに、不飽和・飽和中間流、表面流モデル による長期流出計算にこの方法を適用して、平均滞留時間を計算した結果、無降雨時の平均滞留時 間は約70日、降雨時のそれは約20日になることがわかった。今後こうした分析結果と観測結果と を比較することにより、モデル構造やパラメタの妥当性を分析できる可能性を示すことができた。 結論

第3章では,降雨推定の不確実性を評価する方法として,共変量クリギング型逐次ガウシアンン シミュレーション法を提案した。流出予測の不確実性を定量化するためには,降雨の不確実性を明 らかにすることが不可欠である。とくに分布型流出モデルを対象とする場合,推定した降雨分布 に含まれる誤差の空間構造をどう表現するかがこれまでの課題であった。提案した方法は,地上観 測雨量とレーダ観測雨量とを共変量クリギングで合成する際に,推定値の誤差分散が理論的に求 まることを応用し,それをもとに降雨の推定値にノイズを加えるというものであった。この方法 を台風イベントに適用して,誤差を含めた降雨分布を10パターン生成し,分布型流出モデルに入 力した結果,流域面積が小さいほど降雨の不確実性による流出予測の不確実性が相対的に大きく なることが明らかになった。ただし,今回は地上観測雨量には定量的な誤差を含まないことを前 提に議論を進めてきた。今後,不確実性を含む推定降雨分布をより現実的なものにするためには, 地上観測雨量の誤差を考慮し,これをノイズとして加えた後に,提案した合成法を適用すること を検討していきたい。

第4章では、入力降雨を空間的に集約することによる流出予測の不確実性を分析した。降雨がどこに位置するかを陽に取り扱うことなく流域下流端での洪水流出を再現できる最大の流域面積を基準面積と定義し、分布型流出モデルを用いた基準面積の定量化を試みた。基準面積が、対象流域の面積に関わらず絶対的な大きさで決まるのか、あるいは相対的な大きさで決まるのかは、これまでの研究では必ずしも明らかにされてこなかったが、本論文の分析の結果、流域面積が150 km² から1,500 km²の範囲では基準面積は絶対的な大きさで決まり、主として河道網の効果が基準面積の大きさを規定していることがわかった。そして、淀川流域における洪水予測の例では、降雨分布の位置を陽に取り扱わないことによるピーク流量の差異 (*PE*) は分割面積 (*MBU* [km²])の関数として表現することができ、*PE* = 0.0055 × *MBU*^{0.41}の関係があることを明らかにした。さらに、分割域内の降雨を空間一様に取り扱う場合には、*PE* = 0.0060 × *MBU*^{0.50}の関係があり、統計的な性質を保持する場合より、流域をさらに細かく分割する必要があることがわかった。これらの式は、降雨の空間分解能と流出予測の不確実性との関係を定量的に表現したものであり、洪水予測の実務の場面で、要求する予測精度に応じて流出モデルの構成単位の大きさを決定する際に利用できる。

第5章では,第1章から第4章までの不確実性評価に用いた分布型流出モデルを用いて,淀川流 域全域を対象とする広域分布型流出予測システムを開発した。このシステムの特徴は,流域内7基 の多目的ダム群と琵琶湖からの流出を制御する瀬田洗堰の操作をダム流況制御モデルで表現して いる点にある。また,流域の地形を250mの空間分解能で詳細に表現し,河道網を流域斜面と区別 して取り扱うことで,上流域の中小河川でも高い精度で流量を予測することができる。出水時の 降雨分布を入力して流出計算を実行した結果,このシステムは,予備放流やピークカットなどダム の操作過程を再現しつつ,流域内の複数の地点における流量を高い精度で再現できることを確認 した。さらに,開発した広域分布型流出予測システムに6時間先までの予測降雨分布を時々刻々入 力し,実時間で河川流量を予測・配信するシステムを実現した。今後このシステムによる予測結果 を蓄積し,上流域の中小河川を含めて,予測の精度を評価する必要がある。さらに,流域内の複数 の地点で得られる観測流量を用いた広域分布型流出予測のフィルタリング手法についても検討す る予定である。 第6章では,第5章で開発した広域分布型流出予測システムを用いて淀川流域におけるダム群 の治水効果を分析した。淀川流域下流の枚方地点を対象にして分析した結果,1960年代に建設さ れたダムは年超過確率が1/50程度の比較的小規模の降雨に対して治水効果を示すのに対して,そ れ以降に建設されたダムは1/100から1/150といった比較的大規模の降雨に対して治水効果を示す ことがわかった。また,ダムが単体で存在する場合よりも,他のダムとあわせてダム群として機能 する場合の方が,より大きな降雨に対して治水効果を発揮することがわかった。さらに,木津川流 域と桂川流域を対象にして,上流域のダムの配置と規模が治水効果に及ぼす影響を比較した結果, 木津川流域下流では上流のダム群が有効にピーク低減効果を発揮する自然流量の範囲が存在する のに対し,桂川流域では自然流量に関わらず上流ダムがほぼ一定のピーク低減効果を発揮するこ とがわかった。こうした分析は現状の操作規則にもとづいてダムを操作した場合の結果であり,今 後は,降雨流出予測とその不確実性をいかにダム操作・操作規則に反映できるかを検討する。

以上を要するに、筆者は本論文において、流出予測の不確実性を定量化することの重要性を説 き,それを実現するための方法をいくつか提案した。ここで示した方法は,いずれも不確実性を 成因別に分析する方法であった。つまり,対象とする不確実性の成因とその大きさを決定し,それ 以外の計算は正しいと仮定したうえで、不確実性の成因が予測結果に及ぼす影響を分析するとい う研究手法をとった。予測精度の定量化という目標を達成するためには、この研究手法は一見遠回 りのようにも思える。成因別に分析するよりも,予測結果と観測結果とを直接比較した方が,不 確実性を包括的に取り扱えるため近道のようにも思える。事実,広域分布型流出予測システムを 実時間で運用したのは、そうした研究の基盤を構築する意味合いもあった。その一方で、不確実性 を成因別に分析する研究手法に筆者がこだわったのは、不確実性の評価そのものが、予測精度を定 量化するための手段であると同時に,流出予測を科学的に理解するための重要なプロセスだと考 えたからである。例えば,本論文の第1章から第4章ではそれぞれ次のような課題を設定して流 出予測の不確実性に関連した議論を進めてきた。1)限られた観測情報の中で予測の不確実性を低 減するためにはどのような流出モデルを利用すべきか。2)流出モデルの構造に含む不確実性を評 価するうえで流量以外の情報を抽出・比較するためにはどうすべきか。3) 観測情報から推定した 降雨分布にはどの程度の不確実性を含みそれが流出予測にどう影響するか。4)要求する精度で流 出を予測するためにはどの程度の分解能で空間分布する水文量を流出予測に反映すべきか。こう した課題に解答していくことが,流出予測を科学的に解明するプロセスそのものであり,この知 見の蓄積が不確実性の把握,ひいては不確実性を低減するための予測手法を実現することになる と認識しているのである。本論文の研究成果がその科学的進展に少しでも貢献できることを期待 する。ただし,本論文で取り扱ったのはその一部に過ぎず,例えば,初期状態の不確実性が流出予 測に及ぼす影響や,入力降雨の時間分解能が流出予測の不確実性に及ぼす影響など,本論文で触 れることができなかった内容も多い。また,成因別に分析した不確実性をいかに統合するかにつ いては,これまで十分な研究がなされておらず,これからその合理的な方法を見出す必要がある。 こうした問題を一歩一歩解決し、予測の不確実性が治水計画や洪水予測に応用できる段階に達す るまで,筆者はこの重要かつ興味深い研究課題に取り組んでいきたいと考えている。

最後に,本論文が水文学の進展と水災害の軽減に一助をなすことを祈念して本論文の結びとする。

謝 辞

本研究を遂行するにあたり,京都大学防災研究所寶 馨教授には終始懇切なるご指導を賜ります とともに,研究に打ち込むことができる最高の環境をご提供頂きました。私が学部学生のときか ら現在に至るまで,先生には,研究や学問のことはもとより,その枠をこえて,まさにあらゆる面 でご教授頂きました。言葉で申し尽くせるものではございませんが,ここに深甚なる感謝の意を 表しますとともに,深くお礼申し上げます。

京都大学防災研究所立川康人助教授には,本論文で取りまとめた研究の全般について,課題の 形成から方法論に至るまで,数多くの議論をさせて頂きました。昼夜を問わず浅学な私の意見を お聞き頂き,本質を捉えた的確なご助言をあらゆる局面で頂戴しました。また,日常の研究活動 を通して,研究に取り組む姿勢やその進め方など先生から多くのことを学びました。ここに衷心 より感謝申し上げます。

京都大学工学研究科椎葉充晴教授には,水文学の諸問題についてさまざまなご教示を賜るとと もに,先生の長年にわたるご研究の成果である水文モデル構築システムの利用をご快諾頂きまし た。また,京都大学防災研究所池淵周一教授には,研究会などで示唆に富むご助言を賜るととも に,暖かい激励を頂戴しました。京都大学防災研究所中北英一教授には折に触れて幅広い角度か ら研究に対するご指導,ご助言を頂きました。また,京都大学防災研究所小尻利治教授,戸田圭一 教授,竹門康弘助教授,京都大学工学研究科堀 智晴助教授には,様々な形でご指導とご助力を頂 戴しました。ここに重ねてお礼申し上げます。

京都大学防災研究所中川 一教授,藤田正治教授,京都大学農学研究科里深好文助教授,山梨大 学医学工学総合研究部大石 哲助教授,京都大学防災研究所武藤裕則助手には,インドネシアでの 共同研究を通して,現場に密着した研究の進め方など,数多くのことをご教示頂きました。現地 観測で得た経験は今後の研究活動を進めるうえで大きな糧となりました。厚くお礼申し上げます。

岐阜大学流域圏科学研究センター児島利治助教授,京都大学防災研究所田中賢治助教授,浜口 俊雄助手には,水文学・水資源工学に関する将来の展望を含めて非常に有意義な議論をさせて頂き ました。京都大学工学研究科市川温助手には,流出モデリングなどに関して細部からその本質的 な考え方に至るまで,示唆に富むアドバイスを数多く頂戴するとともに,さまざま議論や相談を させて頂きました。本論文で示した分布型流出モデリングの構築においては,先生が丹念に作り 込まれたプログラムを少なからず利用させて頂きました。ここに深謝の意を申し上げます。

本研究で使用した気象・水文データ等は国土交通省近畿地方整備局よりご提供頂きました。また,実時間流出予測システムの表示部開発においては,(財)日本気象協会山路昭彦氏,道広有理氏からご支援頂きました。さらに,同システムのネットワーク構築においては,京都大学防災研究所 松浦秀起技術員,山崎友也技術員からご支援頂きました。重ねてお礼申し上げます。

本研究を行ううえで京都大学防災研究所社会防災研究部門,旧水災害研究部門の先生方,神崎 景子秘書をはじめとするスタッフの皆様方,学生諸兄には多大なるご支援を頂きました。ここに全 ての方々を挙げさせていただくわけには参りませんが,心より厚くお礼申し上げます。

最後になりましたが,いつも私を支援してくれた両親に感謝いたします。