

極端気象による洪水災害の  
統合的シミュレーションとリスク分析

小林健一郎



# 目次

第 1 章	序論	13
1.1	研究の背景と目的	13
1.2	本論文の構成	15
第 2 章	気候変動と降雨変動	17
2.1	Mann-Kendall 検定	17
2.2	全国 51 気象官署の年最大日雨量時系列のトレンド解析	18
2.3	気候変動影響評価実験出力を用いた将来の降雨変動予測	21
2.3.1	全球 20kmGCM の概要	22
2.3.2	A1 シナリオ	22
2.3.3	Mann-Kendall 検定による定常水文頻度解析妥当性の検討	23
2.3.4	一般化極値分布	29
2.3.5	時系列データの長短に伴う 100 年確率日雨量推定値の違い	29
2.3.6	一般化極値分布による現在・近未来・将来の確率日降水量マップ	29
2.3.7	結語	39
第 3 章	洪水流出・追跡・氾濫の統合シミュレーションモデルの開発	45
3.1	分布型流出モデル	45
3.1.1	流域地形モデル	45
3.1.2	分布型降雨流出モデル	46
	斜面流の追跡	46
	河道流の追跡	48
3.1.3	ダムモデル	48
3.2	京都府由良川流域分布型降雨流出モデルのパラメタ同定	49
3.2.1	分布型流出モデルのパラメタ推定について	50
3.2.2	最適化アルゴリズム	53
	Levenberg-Marquardt (LM) 法	53

	最適化モデルと流出モデルの連結 . . . . .	54
	合成パラメタ感度 . . . . .	55
	合成観測感度 . . . . .	55
	パラメタ相関分析 . . . . .	56
3.2.3	パラメタ推定の結果 . . . . .	56
3.3	滋賀県日野川流域の分布型降雨流出モデリング . . . . .	60
3.3.1	滋賀県日野川流域と竜王町の概要 . . . . .	60
3.3.2	日野川流域分布型降雨流出モデルの同定・検証 . . . . .	60
3.4	滋賀県竜王町の洪水・内水氾濫, 排水モデル . . . . .	62
3.4.1	河川網の1次元不定流解析 . . . . .	65
3.4.2	氾濫原での2次元洪水氾濫解析 . . . . .	65
3.5	雨域の移動方向が降雨流出・洪水氾濫過程に及ぼす影響 . . . . .	65
3.5.1	既往の研究 . . . . .	66
3.5.2	降雨の決定 . . . . .	67
3.5.3	雨域の移動による降雨流出過程の違い . . . . .	68
3.5.4	雨域の移動による氾濫過程の違い . . . . .	70
3.5.5	結語 . . . . .	71
第4章	洪水リスク分析としての経済被害推定手法の開発 . . . . .	75
4.1	リスクとハザード . . . . .	75
4.2	詳細な洪水経済被害推定手法の提案 . . . . .	77
4.2.1	ベクトル型データの有用性 . . . . .	77
4.2.2	ラスタ型浸水深情報のベクトル型構造物・田畑データへの移行 . . . . .	77
4.2.3	被害率推定 . . . . .	78
4.2.4	経済被害推定 . . . . .	82
4.2.5	結語 . . . . .	83
第5章	気候モデル出力を用いた極端気象と洪水災害リスクの分析 . . . . .	87
5.1	100年確率日雨量推定のための水文頻度解析手順 . . . . .	87
5.2	リサンプリング法 . . . . .	88
5.2.1	ジャックナイフ (Jackknife) 法 . . . . .	89
5.2.2	ブートストラップ (bootstrap) 法 . . . . .	89
5.3	気候変動による将来洪水変動予測 . . . . .	90
5.3.1	100年確率日雨量の推定 . . . . .	90
5.3.2	滋賀県竜王町の気候変動による将来洪水変動予測 . . . . .	95

---

5.3.3	結語	111
第 6 章	極端気象を含む長期の降水量系列の頻度解析	113
6.1	ノンパラメトリック手法	113
6.2	パラメトリックな従来型の手法による水文統計解析	114
6.3	ノンパラメトリック法による 100 年確率日降水量の推定	114
6.4	結語	121
第 7 章	結論	123
	参考文献	127
	謝辞	131



# 目次

2.1	伏木の年最大日降水量時系列 (1901-2006 年)	20
2.2	境の年最大日降水量時系列 (1901-2006 年)	20
2.3	熊本の年最大日降水量時系列 (1901-2006 年)	20
2.4	秋田の年最大日降水量時系列 (1901-2006 年)	20
2.5	全球 20kmGCM により計算された 25 年間の年最大日雨量時系列に Mann-Kendall 検定を行った結果：現在気候 (1979-2003 年)	24
2.6	全球 20kmGCM により計算された 25 年間の年最大日雨量時系列に Mann-Kendall 検定を行った結果：近未来気候 (2015-2039 年)	25
2.7	全球 20kmGCM により計算された 25 年間の年最大日雨量時系列に Mann-Kendall 検定を行った結果：将来気候 (2075-2099 年)	25
2.8	最大・最小の Z 値を示した出力点の年最大日雨量時系列：現在気候 (1979-2003 年)	26
2.9	最大・最小の Z 値を示した出力点の年最大日雨量時系列：近未来気候 (2015-2039 年)	26
2.10	最大・最小の Z 値を示した出力点の年最大日雨量時系列：近未来気候 (2075-2099 年)	27
2.11	GCM により計算された各 25 年間の年最大日雨量時系列の Mann- Kendall 傾斜：現在気候 (1979-2003 年)	27
2.12	GCM により計算された各 25 年間の年最大日雨量時系列の Mann- Kendall 傾斜：近未来気候 (2015-2039 年)	28
2.13	GCM により計算された各 25 年間の年最大日雨量時系列の Mann- Kendall 傾斜：将来気候 (2075-2099 年)	28
2.14	(a) 51 気象官署地上雨量 (1979-2003 年)	30
2.15	(b) GCM 現在気候 (1979-2003 年)	30
2.16	(c) GCM 近未来気候 (2015-2039 年)	31
2.17	(d) GCM の将来気候 (2075-2099 年)	31

2.18	(e) GCM 近未来気候 (2015-2039 年) と GCM 現在気候 (1979-2003 年) の差 : (c) と (b) の差 . . . . .	32
2.19	(f) GCM 将来気候 (2015-2039 年) と GCM 現在気候 (1979-2003 年) の差 : (d) と (b) の差 . . . . .	32
2.20	51 気象官署データ (1979-2003) と GCM 現在気候 (1979-2003) により計算された 100 年確率日雨量の値の比較 . . . . .	34
2.21	気象官署 (浜田) と同地点に最近隣の GCM 出力点における 1979~2003 年の 25 年間の年最大日雨量時系列の比較 . . . . .	34
2.22	気象官署 (鹿児島) と同地点に最近隣の GCM 出力点における 1979~2003 年の 25 年間の年最大日雨量時系列の比較 . . . . .	35
2.23	気象官署 (大阪) と同地点に最近隣の GCM 出力点における 1979~2003 年の 25 年間の年最大日雨量時系列の比較 . . . . .	35
2.24	気象官署 (彦根) と同地点に最近隣の GCM 出力点における 1979~2003 年の 25 年間の年最大日雨量時系列の比較 . . . . .	36
2.25	GEV 分布のパラメタ k の空間分布 : 現在気候 (1979-2003 年) . . . . .	39
2.26	GEV 分布のパラメタ k の空間分布 : 近未来気候 (2015-2039 年) . . . . .	40
2.27	GEV 分布のパラメタ k の空間分布 : 将来気候 (2075-2099 年) . . . . .	40
2.28	GEV 分布のパラメタ a の空間分布 : 現在気候 (1979-2003 年) . . . . .	41
2.29	GEV 分布のパラメタ a の空間分布 : 近未来気候 (2015-2039 年) . . . . .	41
2.30	GEV 分布のパラメタ a の空間分布 : 将来気候 (2075-2099 年) . . . . .	42
2.31	GEV 分布のパラメタ c の空間分布 : 現在気候 (1979-2003 年) . . . . .	42
2.32	GEV 分布のパラメタ c の空間分布 : 近未来気候 (2015-2039 年) . . . . .	43
2.33	GEV 分布のパラメタ c の空間分布 : 将来気候 (2075-2099 年) . . . . .	43
3.1	由良川流域の流域地形モデル . . . . .	46
3.2	日野川流域の流域地形モデル . . . . .	47
3.3	流量流積関係概念図 . . . . .	48
3.4	パラメタ推定の考え方 (その 1) . . . . .	51
3.5	パラメタ推定の考え方 (その 2) . . . . .	51
3.6	パラメタ推定の手順 . . . . .	55
3.7	由良川河道網 (実線) およびレーダ・アメダス格子点 . . . . .	56
3.8	流域平均雨量 (2004 年洪水 : 福知山観測所上流域) . . . . .	57
3.9	2004 年洪水の観測ハイドログラフと最適ハイドログラフ . . . . .	58
3.10	合成観測感度 (COS) . . . . .	59
3.11	淀川流域と日野川流域 . . . . .	61



3.12	日野川流域 . . . . .	62
3.13	竜王町拡大図 . . . . .	63
3.14	1990年9月19~20日の台風19号時の降雨波形, 計算・実測流入量, 計算・実測放流量 . . . . .	64
3.15	1990年9月19~20日の台風19号時の計算流入・放流量と計算・実測水位	64
3.16	降雨流出計算のためにモデル化された河道網(実線)と5km間隔の降雨入力点(+印) . . . . .	67
3.17	日野川流域模式図 . . . . .	68
3.18	流域平均時間雨量時系列 . . . . .	69
3.19	流量ハイドログラフ(日野川・法教寺川合流点) . . . . .	69
3.20	雨域が南から北に移動する場合の浸水深(8.4時間後:溢水終了時刻) . . . . .	72
3.21	雨域が北から南に移動する場合の浸水深(11.1時間後:溢水終了時刻) . . . . .	72
3.22	雨域が西から東へ移動する場合の浸水深(10.9時間後:溢水終了時刻) . . . . .	73
3.23	雨域が東から西へ移動する場合の浸水深(8.4時間後:溢水途中) . . . . .	73
4.1	詳細なベクトル型家屋・田畑デジタルデータの例 . . . . .	77
4.2	図4.1のベクトル型データに正方形構造格子で実施した浸水深シミュレーション結果を重ねあわせた例 . . . . .	78
4.3	図4.2のメッシュデータ浸水深情報をベクトル型データの各ポリゴンに属性情報として付与した例 . . . . .	79
4.4	浸水深と家屋被害率の関係(国土交通省治水経済調査マニュアルより引用) . . . . .	79
4.5	浸水深と作物被害率の関係(国土交通省治水経済調査マニュアルより引用) . . . . .	80
4.6	推定手順に従い計算された家屋被害率:5%, 38.2%, 68.1%, 88.8%の被害率が見られる . . . . .	81
4.7	推定手順に従い計算された作物被害率:21%, 24%, 37%の被害率が見られる . . . . .	82
4.8	経済被害推定結果:太枠で囲まれた構造物は郵便局を示している.この郵便局の洪水による経済被害は117000万円と推定された . . . . .	83
4.9	経済被害推定結果:太枠で囲まれた地域はある農地を示している.この農地の洪水による経済被害は19万2000円と推定された . . . . .	84
5.1	日野川流域のGCMデータによる流域平均時間雨量時系列(1979-2003年) . . . . .	90

5.2	日野川流域の GCM データによる流域平均時間雨量時系列 (2015-2039 年) . . . . .	90
5.3	日野川流域の GCM データによる流域平均時間雨量時系列 (2975-2099 年) . . . . .	91
5.4	GCM データによる日野川流域の年最大流域平均日雨量時系列 (1979-2003 年) . . . . .	91
5.5	GCM データによる日野川流域の年最大流域平均日雨量時系列 (2015-2039 年) . . . . .	92
5.6	GCM データによる日野川流域の年最大流域平均日雨量時系列 (2075-2099 年) . . . . .	92
5.7	現在の 100 年確率日雨量, GCM により推定した将来の 100 年確率日雨量相当まで GCM の 1987 年 5 月 20 日の降雨イベントデータを引き伸ばし, 降雨流出解析を行って計算した日野川・法教寺川合流部での流量ハイドログラフ . . . . .	96
5.8	現在の 100 年確率日雨量, GCM により推定した将来の 100 年確率日雨量相当まで GCM の 2027 年 10 月 24 日の降雨イベントデータを引き伸ばし, 降雨流出解析を行って計算した日野川・法教寺川合流部での流量ハイドログラフ . . . . .	96
5.9	1987 年降雨イベントを現在の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の最大浸水深を推定した結果 . . . . .	99
5.10	1987 年降雨イベントを将来の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の最大浸水深を推定した結果 . . . . .	99
5.11	2027 年降雨イベントを現在の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の最大浸水深を推定した結果 . . . . .	100
5.12	2027 年降雨イベントを将来の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の最大浸水深を推定した結果 . . . . .	100
5.13	1987 年降雨イベントを現在の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の最大浸水深を推定した結果 . . . . .	101
5.14	1987 年降雨イベントを将来の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の最大浸水深を推定した結果 . . . . .	101
5.15	2027 年降雨イベントを現在の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の最大浸水深を推定した結果 . . . . .	102
5.16	2027 年降雨イベントを将来の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の最大浸水深を推定した結果 . . . . .	102

---

5.17	1987年降雨イベントを現在の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の被害率を推定した結果	103
5.18	1987年降雨イベントを将来の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の被害率を推定した結果	103
5.19	2027年降雨イベントを現在の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の被害率を推定した結果	104
5.20	2027年降雨イベントを将来の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の被害率を推定した結果	104
5.21	1987年降雨イベントを現在の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の被害率を推定した結果	105
5.22	1987年降雨イベントを将来の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の被害率を推定した結果	105
5.23	2027年降雨イベントを現在の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の被害率を推定した結果	106
5.24	2027年降雨イベントを将来の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の被害率を推定した結果	106
5.25	1987年降雨イベントを現在の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各戸の被害額を推定した結果	107
5.26	1987年降雨イベントを将来の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各戸の被害額を推定した結果	107
5.27	2027年降雨イベントを現在の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各戸の被害額を推定した結果	108
5.28	2027年降雨イベントを将来の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各戸の被害額を推定した結果	108
5.29	1987年降雨イベントを現在の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各農地の被害額を推定した結果	109
5.30	1987年降雨イベントを将来の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各農地の被害額を推定した結果	109
5.31	2027年降雨イベントを現在の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各農地の被害額を推定した結果	110
5.32	2027年降雨イベントを将来の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各農地の被害額を推定した結果	110
6.1	姉川流域年最大2日雨量の極値確率紙へのプロット	115
6.2	普通目盛にプロットした経験分布	116

- 
- 6.3 図 6.2 において非超過確率 0.90 以上の部分を拡大表示 . . . . . 117
- 6.4 ブートストラップ標本の数とそれに応じて得られる 100 年確率雨量の変動 (赤線 (上): ワイブル公式を使った場合, 青線 (下): カナン公式を使った場合; 両者とも移動平均をとって平滑化した値も併記してある) . 118
- 6.5 豊川流域年最大日雨量の極値確率紙へのプロット . . . . . 119

# 表目次

1.1	近年の水害における人的・物的被害 . . . . .	14
2.1	全国 51 気象官署年最大日雨量時系列( 1901 ~ 2006 年 ) に Mann-Kendall 検定を行った結果 . . . . .	19
2.2	全国 51 気象官署年最大日雨量時系列と GEV 分布により推定した 100 年確率日雨量 : ( a ) 1979-2003 年の 25 年間のデータによる推定値 , ( b ) 1901-2006 年の 106 年間のデータによる推定値 . . . . .	38
3.1	推定後の諸指標 . . . . .	57
3.2	相関係数行列 . . . . .	57
3.3	溢水時間と浸水面積 . . . . .	70
5.1	現在期間 ( 1979-2003 年 ) GCM データを用いて推定した 100 年確率日雨量	94
5.2	近未来期間 ( 2015-2039 年 ) GCM データを用いて推定した 100 年確率日雨量 . . . . .	94
5.3	将来期間 ( 2075-2099 年 ) GCM データを用いて推定した 100 年確率日雨量	94
5.4	各計算条件による浸水家屋数 . . . . .	97
5.5	各計算条件による浸水田畑区画数 . . . . .	97
5.6	各計算条件による被害額推定結果 . . . . .	97
6.1	従来型のパラメトリックな手法による 100 年確率日雨量 ( mm ) [ 姉川のみ 2 日雨量 ] . . . . .	116
6.2	ノンパラメトリックな手法による 100 年確率日雨量 ( mm ) [ 姉川のみ 2 日雨量 ] . . . . .	117
6.3	全国 51 気象官署 ( 1901 ~ 2006 年 ) データにノンパラメトリック法を適用した結果 . . . . .	120



# 第 1 章

## 序論

### 1.1 研究の背景と目的

近年，1999 年 6 月福岡水害，2000 年 9 月東海豪雨，2004 年 7 月新潟・福島豪雨災害，福井豪雨災害，2004 年 10 月台風 23 号による京都府由良川，兵庫県円山川の災害，2008 年 8 月愛知県岡崎市水害，2009 年 7 月山口豪雨災害，2009 年 8 月台風 9 号による兵庫県佐用町水害など豪雨による水害が多発している．表 1.1 にはこれらの豪雨災害による死傷者数，負傷者数，全壊建物数，半壊建物数，床上浸水，床下浸水などの統計値をまとめた [1]．

1999 年 6 月 21 日の福岡水害では，福岡市内で死者 1 名（地下階での死亡），半壊 2 棟，床上浸水 708 棟，床下浸水 703 棟の被害が発生した．この水害では JR 博多駅付近が冠水し，地下街に氾濫流が流れ込んで被害が生じた．集中豪雨による地下街浸水の危険性はある程度認識されていたが，この福岡水害により顕在化した．

2000 年 9 月 11～12 日にかけての東海豪雨により，死者 10 名，負傷者 115 名，全壊 31 棟，半壊 172 棟，床上浸水 22894 棟，床下浸水 46943 棟の被害が生じた．この水害は人的犠牲者を出したのみならず，物的被害の 96.4% が一般資産被害（家屋・家庭用品 43.6%，事務所資産 42.4%，営業停止 9.6%，農林水産業 0.8%）であったことが特徴的であった．建設省（現国土交通省）は東海豪雨により愛知県だけで約 8500 億円の被害が生じたと試算している．なお，この年の全国水害統計によると水害による被害の半数が公共土木施設災（48.0%）である [2]．

これら福岡水害，東海豪雨を契機に都市型水害の問題がクローズアップされ，2001 年 6 月には水防法の改正が行われた．この改正においては，従来気象庁と協議し国土交通大臣が行ってきた洪水予報河川の指定及び洪水予報を，都道府県知事も共同で実施することが定められた．また浸水想定区域の指定・公表を国土交通大臣または都道府県知事が行う事が定められた．

表 1.1 近年の水害における人的・物的被害

事象	生起年月	死者数 (行方不明)	負傷者数	全壊	半壊	一部損壊	床上浸水	床下浸水
福岡水害(福岡市)	1999年6月	1			2		708	703
東海豪雨(総数)	2000年9月	10	115	31	172		22894	46943
新潟豪雨災害(三条市)	2004年7月	9	80	1	5281	1	515	1649
台風0423(豊岡市)	2004年10月	7	51	333	3733	292	545	3326
台風0423(京都府)	2004年10月	15	202	26	328	3151	2726	4376
愛知県水害(岡崎市)	2008年8月	2		6	3		1100	2255
山口豪雨災害(防府市)	2008年7月	14	34	30	62		112	1012
台風0909(佐用町)	2009年8月	18(2)	1	140	780		155	742

しかしながら、法改正など新たな試みにも関わらず 2004 年には再び水害により多くの犠牲者が生じることとなる。2004 年 7 月 12～13 日の梅雨前線による豪雨により新潟・福島豪雨災害が生じた。これにより新潟県三条市においては、死者 9 名、重傷者 1 名、軽傷者 79 名の人的被害が発生した。住家被害では全壊が 1、半壊が 5281、一部損壊が 1、床上浸水が 515、床下浸水が 1649、また公共施設 30、その他(倉庫等) 3458 の物的被害が生じた。

2004 年 10 月 20～21 日の台風 23 号による水害では、兵庫県豊岡市で、死者 7 名、重傷者 23 名、軽傷者 28 名、建物は全壊が 333 棟、大規模半壊 1082 棟、半壊 2651 棟、一部損壊 292 棟、床上浸水 372 棟(被害 10～19%)、173 棟(被害 9%以下)、床下浸水 3326 棟の被害が生じた。またこの台風により、京都府内で死者 15 名、重傷者 14 名、軽傷者 188 名、住家全壊 26 棟、半壊 328 棟、一部損壊 3151 棟の被害が生じている。

こうした 2004 年の全国的な水災害により、2005 年に水防法の一部が再び改正されることになる。この改正により水防法には、浸水想定区域指定対象の主要中小河川への拡大、主要中小河川の洪水情報伝達の充実、大河川における洪水予報の充実、水防協力団体制度の創設、地下施設での避難確保計画の作成、高齢者等が主に利用する施設への洪水予報等の伝達などが盛り込まれた。

このような絶え間ない尽力にも関わらず、以前水害は発生している。2008 年 8 月 29 日には愛知県岡崎市で水害が発生し、死者 2 名、全壊 6 棟、半壊 3 棟、床上浸水 1100 棟、床下浸水が 2255 棟の被害が生じた。また 2009 年 7 月 21 日の山口豪雨災害では死者 14 名、重傷者 12 名、軽傷者 22 名、家屋全壊 30 棟、家屋半壊 62 棟、床上浸水 112 棟、床下浸水 1012 棟の被害が、2009 年 8 月 8～11 日の台風 9 号による佐用町の被災では、死者 18 名、行方不明者 2 名、負傷者 1 名、建物被害は全壊 140 棟、大規模半壊 246 棟、半壊 534 棟、床上浸水 155 棟、床下浸水 742 棟の被害が生じた。

こうした極端豪雨の頻度と強度は気候変動により今後更に増加することが予測されており、堤防強化などのハード整備と、ハザードマップ、防災訓練、避難準備情報、避難勧告、避難指示の発令などソフト対策をより一層充実する必要がある。



翻って、我が国の水害対策及びそのための研究は水害を完全に防ぐことを主眼としたものが多かった。200年、100年の治水安全度で河川計画を策定し、これらの再現期間以下の豪雨や洪水に対しては水害を（例えば堤外地に）完全に封じ込めることを模索してきた。治水安全度を達成するために堤防の強化を図り、ダムを建設し、洪水防御施設の設置を進めてきた。しかしながら、昨今の経済不況も相まって河川整備が滞り、治水安全度よりも遥かに低い安全度しか持たない河川流域が多く残る中で、現状の安全度を超える外力が発生した場合、水害が生じることとなっている。また整備が後回しにされてきた中小河川の破堤による水害や、都市内水氾濫問題、あるいは局地的かつ短時間に記録的な豪雨をもたらす通称ゲリラ豪雨の問題なども顕在化している。このような状況から、災害を完全に抑止することは現時点では事実上難しいので、災害による被害の程度をできる限り軽減しようとする減災の考え方が防災学の分野では生まれつつある。また、災害発生を前提として、実際に災害が生じた事後の対応の仕方で、被害から迅速に回復することを目的とした方法論の実践・研究両面での進展も急速に進んでいる。災害の抑止と被害からの迅速な復興を可能とするしなやかな社会（resilient society）を創造するための試みである [3]。

本論文の目的は、こうした状況に鑑み、まず洪水流出、河道流、内水湛水、外水氾濫などの個々の素過程に対して開発されてきた、あるいは新規に開発した数値モデルを統合的に取り扱い、洪水災害を防ぐためにこれらの数値ハザードモデルが有効であることを示すことである。さらに、家屋・農作物の洪水・浸水による被害の深刻さや経済リスクを評価する手法を新たに提案する。これに加えて、洪水の外力となる豪雨の頻度解析におけるノンパラメトリックな手法を長期の雨量時系列に適用し、確率雨量の推定誤差とその変動を明らかにする。加えて、気象研究所の全球気候モデルによる温暖化影響評価実験の出力降水量を用いて、地球温暖化による洪水ハザード及びリスクの将来変動についても定量的に評価する。

要するに、本論文では最終的には地域の住民が生命を守り、かつ資産を保護し、今後の生活様式や土地利用を改善していくことを考える事ができるような、統合的洪水シミュレーションとリスク評価の枠組みの基礎を開発することを試みる。

## 1.2 本論文の構成

次章以下の本論文の構成は以下の通りである。

第2章において、日本全国51気象官署の1901年から2006年まで106年（ただし那覇では戦時の欠測を除いた101年）のデータを用いて過去から現在まで日本の降水量が増加しているかどうかをトレンド解析統計手法であるMann-Kendall法を用いて分析する。さらに気象研究所が開発した超高解像度全球気候モデルによる気候変動影響評価実験による降水量出力を用いて、現在期間（1979-2003年）から近未来期間（2015-2039年）、将来

期間（2075-2099 年）に向けて日本の 100 年確率日雨量がどのように変動するかの将来予測を試みる。

第 3 章ではまず京都府由良川流域と滋賀県日野川流域を対象に構築した物理法則に基づく分布型降雨流出モデルを用いた降雨流出解析を示す。特に京都府由良川流域を対象に、最適化手法 Levenberg-Marquardt 法を用いた新たな分布型降雨流出モデルのパラメタ同定手法を導入し、由良川流域における 2004 年の台風 23 号による流量ハイドログラフを再現する。その後、滋賀県日野川流域を対象に同様な降雨流出解析を行い、この滋賀県日野川流域においては流域内部の滋賀県竜王町を対象とした内水・外水氾濫モデルの構築、及びその解析結果を示す。このモデルを用いて雨域の移動がこの日野川流域の降雨流出過程と竜王町での洪水氾濫過程にどのような影響をもたらすかについて分析する。

第 4 章では GIS をプラットフォームとした洪水による家屋・農地の経済被害推定手法を導入する。田畑一区画、家屋一棟を識別できるベクトル型の地物データを第 3 章で開発した構造格子型（メッシュ型）の外水・内水氾濫解析結果と重ね合わせ、メッシュ型浸水深情報をベクトル型地物データに属性情報として割り当てる。これにより田畑一区画ごと、家屋一棟ごとの浸水深が明確に判定できるようになる。この浸水深と、浸水深 被害率曲線を用いて、田畑一区画あるいは家屋一棟の被害率を推定し、それぞれの単位面積当たりの評価額を用いることにより、洪水による経済被害を推定する。

第 5 章では第 2 章でも用いた全球気候モデルの出力降水量を用いて滋賀県日野川流域の現在期間（1979-2003 年）から近未来期間（2015-2039 年）、将来期間（2075-2099 年）に向けての流域平均雨量の推移を分析し、これにより同流域の 100 年確率日雨量を推定し、これと第 3 章の降雨流出、外水・内水氾濫解析、第 4 章の経済被害推定モデルを用いて、滋賀県竜王町において現在から将来に向けて洪水ハザード及び経済リスクがどのように変動するかを推定する。

第 6 章では極端気象を含む長期の降水量系列の頻度解析にノンパラメトリックな手法と Bootstrap 法を適用し、パラメトリックな方法と比較し、その精度を定量的に示す。

最後に第 7 章で結論を述べる。

## 第 2 章

# 気候変動と降雨変動

地球温暖化の影響で極端降雨の強度と頻度が増加している，あるいは今後増加するという議論があるが，実際にはどうなのであろうか．本節ではこの点について検討する．日本の気象庁の全国 51 気象官署には 1901 年以降現在まで 100 年を超える年最大日雨量の記録があるので，まずこれを用いて日本の年最大日降水量時系列の増加・減少トレンドを分析する．その後，温暖化影響評価を目的に気象庁・気象研究所により開発された超高解像度全球大気モデルにより計算された現在（1979-2003 年），近未来（2015-2039 年），将来（2075-2099 年）の日本近郊での時間降水量時系列を用いて，日本における近未来，将来の 100 年確率地点日降水量の現在からの変動を推定し，将来予測を試みる [6]．

### 2.1 Mann-Kendall 検定

Mann-Kendall 検定では，ある時系列の各要素が独立で同一の確率分布に従うという帰無仮説が成立するかどうかを検定する [7][8]．仮説が棄却されると，その系列は傾向変動を持つと判定される． $n$  個のデータ  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  が独立で同一の確率分布に従うとし，次の統計量  $S$  を定義する．

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k)$$

ここに

$$\text{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} 1 & (x_j - x_k > 0) \\ 0 & (x_j - x_k = 0) \\ -1 & (x_j - x_k < 0) \end{cases} \quad (2.1)$$

で， $S$  の平均と分散は

$$E(S) = 0 \quad (2.2)$$

$$VAR(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} - \sum_{j=1}^k \frac{t_j(t_j-1)(2t_j+5)}{18} \quad (2.3)$$

で計算される．ここに  $t_j$  は  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  を昇順に並べ替えたときに，同じ値が連続する場合の個数を表し， $k$  はその組数を表す． $S$  を基準化した統計量  $Z$  は

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{VAR(S)}} & (S > 0) \\ 0 & (S = 0) \\ \frac{S+1}{\sqrt{VAR(S)}} & (S < 0) \end{cases} \quad (2.4)$$

となり， $|Z| > 1.96$  の場合には有意水準 5% で帰無仮説を棄却する．またこの時，Mann-Kendall 傾斜として，任意のデータ対  $(x_i, x_j)$  ( $1 \leq x_i < x_j \leq n$ ) に対して

$$\beta = \text{median} \frac{x_i - x_j}{i - j} \quad \forall j < i \quad (2.5)$$

が計算できる [9]．ただし，Mann-Kendall 検定については，時系列に傾向変動があるにもかかわらず

- データの期間が短いため，傾向変動を検出できない．
- 経年変化率が小さいため，傾向を検出できない．

といった第 2 種の過誤の存在が指摘されており，日雨量が 100 年間で 25% 増加する時系列で，95% の確からしさで傾向変動を持つと判断するためには，110 年間の年雨量データが必要であるという西岡・宝 (2004) [8] の報告もあるため，解釈には若干の注意が必要である．

## 2.2 全国 51 気象官署の年最大日雨量時系列のトレンド解析

日本の全国 51 気象官署には 1901 年以来現在まで 108 年間（那覇は戦時の欠測で 103 年間）の年最大日雨量の記録がある．ここでは特に 2006 年までの 106 年間（那覇は 101 年間）のデータに対して 2.1 節の Mann-Kendall 法を適用して，トレンド解析を行った．この結果を表 2.1 に示す．表 2.1 には地点名，(2.1) 式の統計量  $S$ ，(2.4) 式の統計量  $Z$ ，(2.5) 式の Mann-Kendall 傾斜の値を記載している．前述したように  $|Z| > 1.96$  の場合には有意水準 5% で帰無仮説を棄却する．この水準を満たす気象官署は正のトレンドでは伏木，境，熊本の 3 地点，負のトレンドでは秋田の 1 地点であった．これらの地点の 106 年間の降水量時系列を図 2.1～図 2.4 に示す．一見して必ずしも明らかというわけではないが，検定結果による傾向は感じられる．これらの地点の Mann-Kendall 傾斜は伏

木 0.19，境 0.30，熊本 0.53，秋田-0.15 であった。なお，有意水準 5% には満たないが，統計量 Z が正の値を示したのは 51 地点中 40 点である。

表 2.1 全国 51 気象官署年最大日雨量時系列 (1901 ~ 2006 年) に Mann-Kendall 検定を行った結果

地点名	統計量 S	統計量 Z (有意水準 5% は 1.96)	Mann-Kendall 傾斜 beta
旭川	135	0.37	0.03
網走	106	0.29	0.02
札幌	400	1.09	0.09
帯広	295	0.80	0.07
根室	231	0.63	0.06
寿都	553	1.51	0.09
秋田	-744	-2.03	-0.15
宮古	257	0.70	0.08
山形	252	0.69	0.05
石巻	-305	-0.83	-0.07
福島	512	1.40	0.11
伏木	841	2.29	0.19
長野	203	0.55	0.03
宇都宮	359	0.98	0.11
福井	185	0.50	0.05
高山	-84	-0.23	0.02
松本	250	0.68	0.04
前橋	83	0.22	0.03
熊谷	83	0.22	0.03
水戸	525	1.43	0.14
敦賀	-472	-1.29	-0.12
岐阜	163	0.44	0.05
名古屋	-20	-0.05	-0.01
飯田	11	0.03	0.00
甲府	-422	-1.15	-0.12
津	-56	-0.15	-0.03
浜松	-249	-0.68	-0.08
東京	126	0.34	0.05
横浜	332	0.90	0.15
境	876	2.39	0.30
浜田	444	1.21	0.12
京都	588	1.60	0.14
彦根	164	0.04	0.44
下関	254	0.69	0.07
呉	550	1.50	0.17
神戸	131	0.35	0.04
大阪	455	1.24	0.11
和歌山	-259	-0.70	-0.09
福岡	464	1.26	0.17
大分	166	0.45	0.07
長崎	95	0.26	0.04
熊本	1144	3.12	0.53
鹿児島	491	1.34	0.21
宮崎	-63	-0.17	-0.03
松山	195	0.53	0.05
多度津	146	0.40	0.04
高知	336	1.00	0.16
徳島	554	1.51	0.24
名瀬	-172	-0.47	-0.13
石垣島	441	1.20	0.21
那覇	56	0.15	0.03

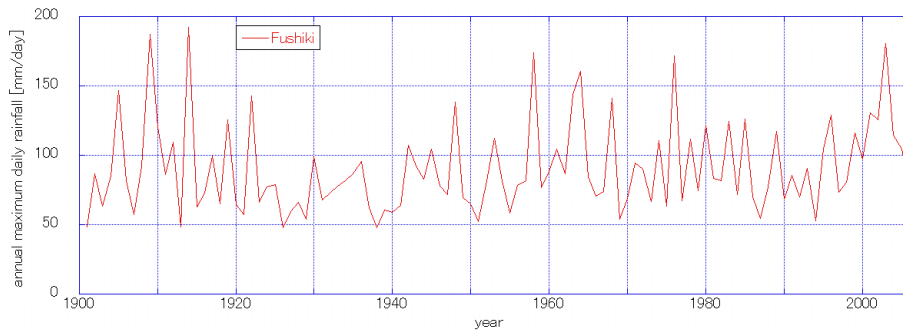


図 2.1 伏木の年最大日降水量時系列 (1901-2006 年)

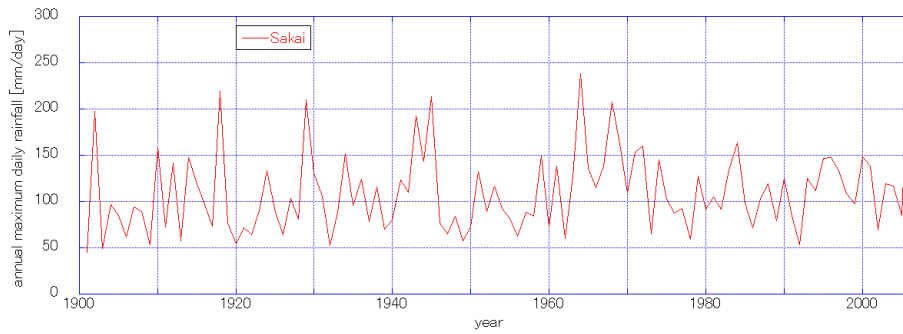


図 2.2 境の年最大日降水量時系列 (1901-2006 年)

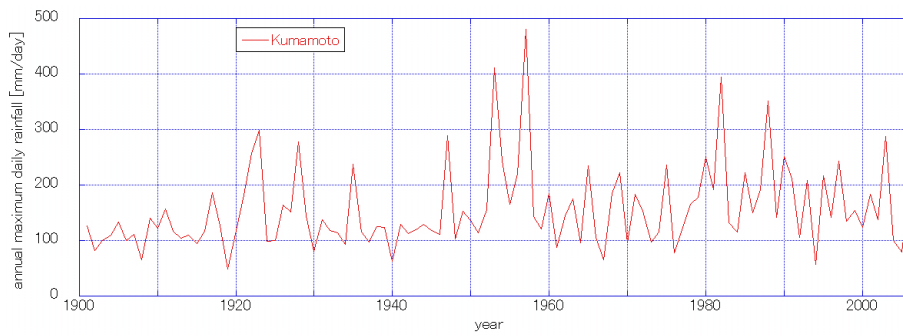


図 2.3 熊本の年最大日降水量時系列 (1901-2006 年)

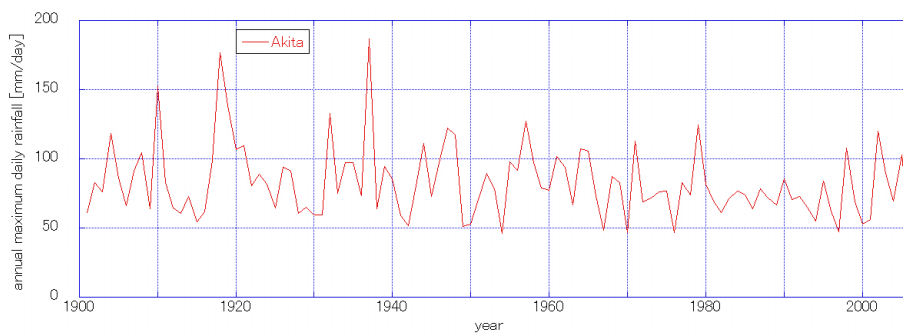


図 2.4 秋田の年最大日降水量時系列 (1901-2006 年)

## 2.3 気候変動影響評価実験出力を用いた将来の降雨変動予測

本節では温暖化影響評価を目的に気象庁・気象研究所により開発された超高解像度全球大気モデル [10] により計算された現在 (1979-2003 年), 近未来 (2015-2039 年), 将来 (2075-2099 年) の日本近郊での時間降水量時系列を用いて, 日本における近未来, 将来の 100 年確率地点日降水量の現在からの変動を推定し, 将来予測を試みる。「非定常な海面温度 (SST) により計算される各 25 年期間内の GCM 出力は基本的には非定常である [11]」という点について検討するために, まず時系列のトレンド解析手法である Mann-Kendall 手法を用いて GCM 出力点の各 25 年間の年最大日降水量時系列の増減トレンドを分析する。これにより確率降水量推定のために定常水文頻度解析を GCM データに適用することの妥当性を確認した。その後, 極値理論に基づいた一般化極値分布 (GEV) を用いて, 近未来, 将来の 100 年確率日降水量を推定し, 現在からの変動を推定する。最終的には洪水災害リスクなどの将来変動予測を行うことが目的である。

本研究と類似の先行研究としては例えば東 (2006) [12] がある。東は IPCC データセンタの A1B, B1 シナリオに基づくそれぞれ 12 の全球気候モデルのデータを用いて, 東京 (多摩川流域) の将来の 200 年確率降水量を求めている。結果, A1B シナリオの下では 2000 年に比較すると 2050, 2100, 2200, 2300 年には同地域の 200 年確率降水量は 1.07 ~ 1.20 倍になると推定している。なお, 対象は東京であり本稿のように日本全域ではない。また, 和田ら (2008) [13] は A2 シナリオに基づく MRI-RCM20, 及び A1B シナリオに基づく MRI-GCM20 を用いて日本近郊の現在 (1979-1998 年) と将来 (2080-2099 年) の 100 年確率地点日雨量を推定している。その結果, 100 年確率日降水量は全国的に増加し, RCM20 においては北海道西部, 東北北部, 北陸地方で, CCM20 については北海道西部, 東北北部, 紀伊半島等で 40% 以上増加すると結論づけている。本稿の GCM データは和田らの用いた GCM データと解像度は等しい。しかしながら, 和田らが用いた GCM 計算結果は気象研究所の大気海洋結合モデルの MRI-CGCM2.3.2 による年々変動がある月平均海面水温を境界条件として計算されているのに対して, 今回の全球気候モデルでは, 海面水温を現在気候については観測値を与え, 将来についても現在気候実験値と Phase 3 of Coupled Model Intercomparison Project (CMIP3) に基づく将来推定値から作成しているなど異なる [14]。また, 出力年数が 20 年から 25 年間になり, 出力年も異なっている。

これらの先行研究を踏まえつつ, 本研究では日本で最新の超高解像度全球大気モデルによる将来の予測時間降水量時系列を用いて, 日本全域で近未来・将来の 100 年確率地点日降水量を推定し, 結果を分析する。

### 2.3.1 全球 20kmGCM の概要

21 世紀気候変動予測革新プログラム [15] では、気象庁現業数値予報モデル (GSM0103) が、水平解像度を TL959 (格子間隔約 20km)、鉛直層数を 60 層 (上端は 0.1 hPa) と高解像度化され、これを用いて検証用に現在気候 (1979-2003 年)、温暖化影響評価のために近未来気候 (2015-2039 年)、将来気候 (2075-2099 年) の 3 期間について実験が行われている。SST・海氷密接度は現在気候については英国ハドレーセンターが提供する HadISST[16] を用いており、海氷厚については年々変動を含まない月平均気候値が使用されている。SST は将来実験においては現在気候実験で用いた値と IPCC 第 4 次報告書のために提出された CMIP3 の 18 のモデルのアンサンブル平均を用いて作成されている [14][17]。二酸化炭素濃度は、現在気候実験では観測値、将来実験においては A1B シナリオに従った濃度を用いており、濃度は全球で一様な値を年ごとに変化させている。IPCC の Special Report on Emissions Scenarios によると A1B シナリオはグローバル化による経済成長が進展し、化石・非化石燃料をバランスよく消費するというもので、世紀末において地球平均気温は 2.5°C 上昇し、CO<sub>2</sub> 濃度は現在の 380ppm から 720ppm まで上昇するとされている。この全球気候モデル出力を用いた Kim ら [18] の分析によると、将来に向けて年平均降水量は全国の大部分で増加し、北海道では 10.6% 増加するとしている。また最大時間雨量、最大日雨量の変化は地域によって異なり、中国地方や四国地方ではこれらの最大雨量は明確に増加するが、関東地方や東北地方の一部では若干減少するとしている。

### 2.3.2 A1 シナリオ

A1 シナリオに関しては森田 [21] を引用する。

A1 シナリオ「高成長社会シナリオ」: マーケットの利点を活用して、世界中がさらに経済成長を遂げ、教育、技術、そして社会制度に大きな革新が生じるシナリオである。過去 100 年間の平均経済成長率年約 3% が今後 100 年間続くとし、2050 年の一人当たり所得は世界平均で 2 万米ドルを超える。特に発展途上国の成長が目覚ましく、南北の格差が急速に縮まる。これにより途上国の出生率は下がり、世界人口は 2050 年の 90 億人から 2100 年には 70 億人に下がる。平均寿命は延び、核家族化が進む。急速な経済の拡大は、大量のエネルギー資源を必要とし、資源開発や新エネルギー開発への投資が加速する。途上国の食生活が肉食指向に急速にシフトし、集約的農業に移行する。先進国から途上国への技術移転も進み、途上国の技術革新や自動車保有が早まる。環境問題の解決はマーケットによって大きく影響を受け、環境保全というよりも環境管理や創造の観点から解決が図



られる。

A1 シナリオは、エネルギー・システムにおける技術革新の選択肢が異なる 4 つのグループに更に分かれる。石炭のクリーン利用技術の大幅な革新を過程したシナリオ (A1C)、石油と天然ガス関連の技術革新が顕著なシナリオ (A1G)、新エネルギーの大幅な技術革新を見込んだ (A1T) シナリオ、これらの技術革新がバランスして生じるシナリオ (A1B) である。

### 2.3.3 Mann-Kendall 検定による定常水文頻度解析妥当性の検討

GCM により計算された全球の降水量時系列データから日本を覆う北緯 20-50 度、東経 120-150 度の範囲を抽出し、時間降水量から日降水量を求め、1 年 365 日の日降水量から年最大日雨量を抽出した毎年の年最大日雨量時系列データに Mann-Kendall 検定を行い、統計量  $Z$  (式 (2.4)) を計算する。この範囲には合計で 26082 個の出力点 (約 20km × 20km のセルの中心点) が存在し、各出力点に対して年最大日雨量時系列データを現在気候、近未来気候、将来気候の 3 ケースについてそれぞれ 25 年間分整理した。各節点の統計量  $Z$  を GIS に取り込み Inverse Distance Weight 法により内挿してラスタ化した結果を図 2.5 ~ 図 2.7 に示す。図 2.5 は現在気候、図 2.6 は近未来気候、図 2.7 は将来気候の検定結果である。 $Z \geq 1.96$  の場合に有意水準 5% で各出力点での降水量時系列は増加傾向に、 $Z \leq -1.96$  で降水量時系列は減少傾向にあると判断する。これらの図からわかるように、局所的に増加あるいは減少傾向にある時系列は存在するものの、全体的には傾向変動がないと判断された時系列がほとんどで、ここでの各 25 年間のデータに対しては基本的には定常水文頻度解析が適用できると思われる。全 26082 点中、現在気候については  $Z \geq 1.96$  が 983 点、 $Z \leq -1.96$  が 455 点、近未来気候についてはそれぞれ 1317 点、173 点、将来気候については 907 点、271 点であった。

図 2.8 ~ 図 2.10 にそれぞれ現在、近未来、将来気候について最大と最小の統計量  $Z$  を示した出力点のそれぞれ 25 年間の年最大日雨量時系列を示す。図 2.8 の現在気候の統計量  $Z_{min}$  に対する Mann-Kendall 傾斜は -2.5、図 2.9 の近未来気候、図 2.10 の将来気候の  $Z_{max}$  に対する Mann-Kendall 傾斜は 2.8、4.0 であり時系列は目視でも減少、上昇の変動傾向があることが見て取れる。

図 2.11 ~ 図 2.13 には各気候の年最大日雨量時系列に対して Mann-Kendall 傾斜を計算した結果を示す。現在気候では全 26082 の時系列で Mann-Kendall 傾斜が正の値を示したものが 14147 (全体の 54.2%)、0 が 2 つ、負の値を示したものが 11933 (全体の 45.8%) であった。近未来気候では正の値を示したものが 17114 (全体の 65.6%)、0 が 3 つ、負の値を示したものが 8965 (全体の 34.4%) で、将来気候では正の値を示したものが 15425 (全体の 59.1%)、0 が 2 つ、負の値を示したものが 10656 (全体の 40.9%) である。有意

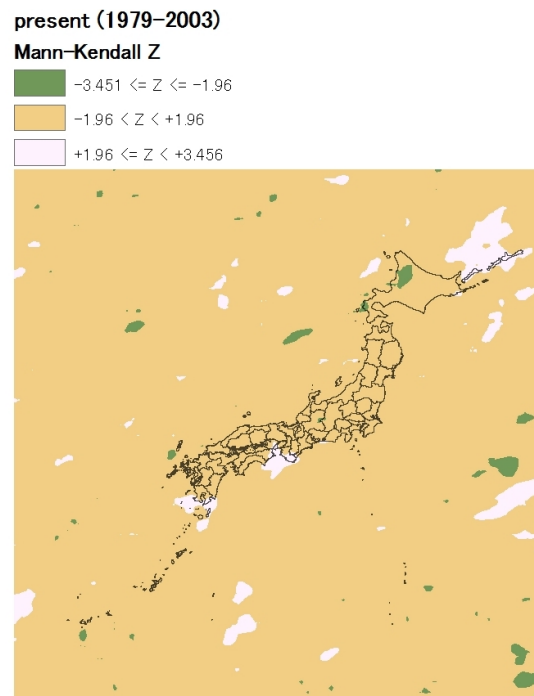


図 2.5 全球 20kmGCM により計算された 25 年間の年最大日雨量時系列に Mann-Kendall 検定を行った結果：現在気候（1979-2003 年）

水準 5% の基準からは外れるが、時系列自体は増加傾向にあるものが多いことが分かる。

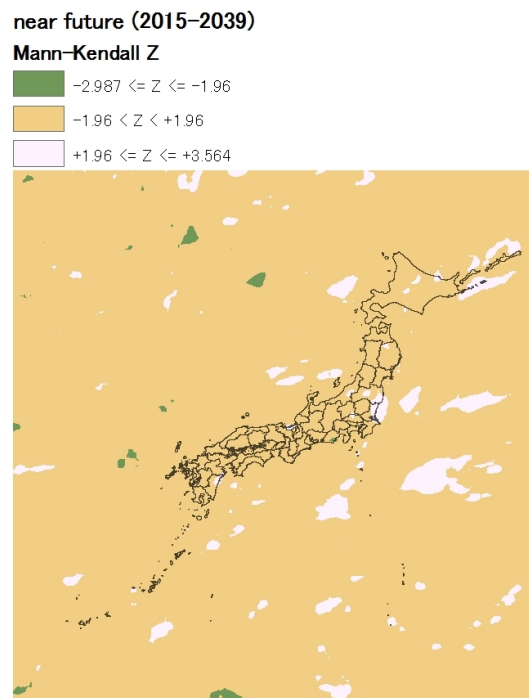


図 2.6 全球 20kmGCM により計算された 25 年間の年最大日雨量時系列に Mann-Kendall 検定を行った結果：近未来気候（2015-2039 年）

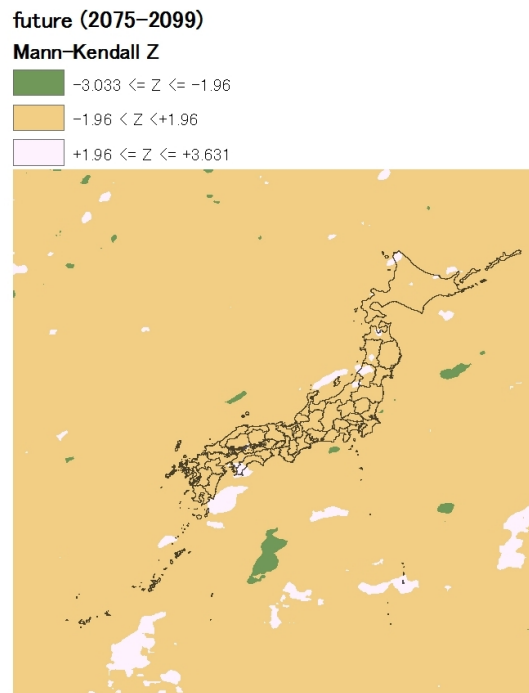


図 2.7 全球 20kmGCM により計算された 25 年間の年最大日雨量時系列に Mann-Kendall 検定を行った結果：将来気候（2075-2099 年）

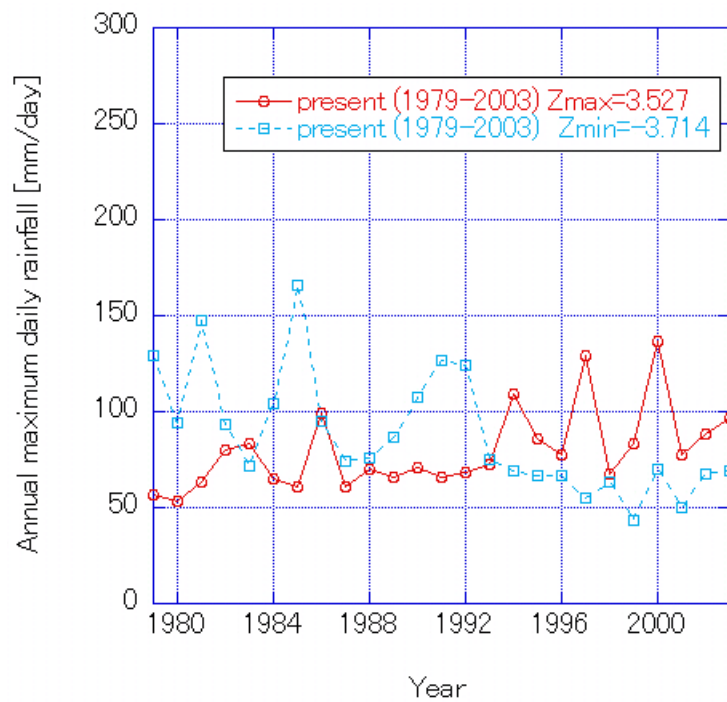


図 2.8 最大・最小の Z 値を示した出力点の年最大日雨量時系列：現在気候（1979-2003 年）

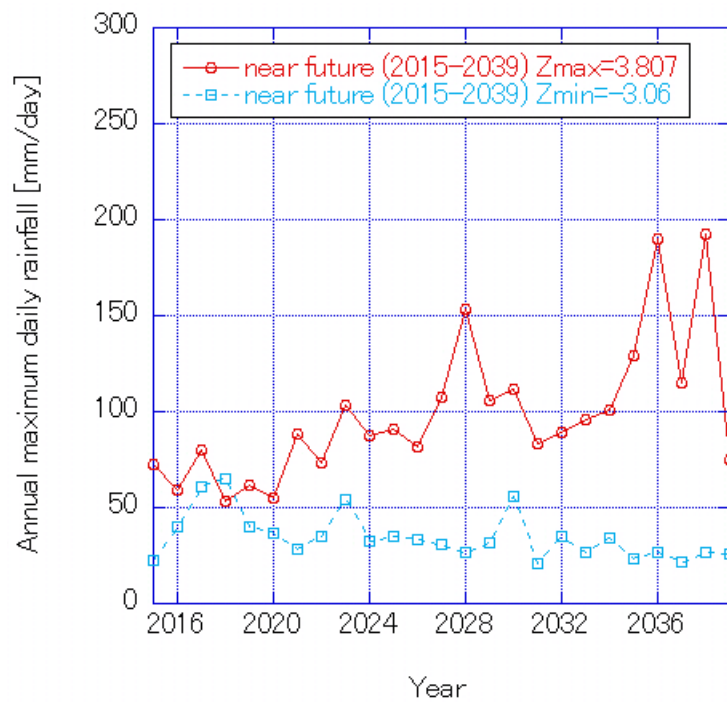


図 2.9 最大・最小の Z 値を示した出力点の年最大日雨量時系列：近未来気候（2015-2039 年）

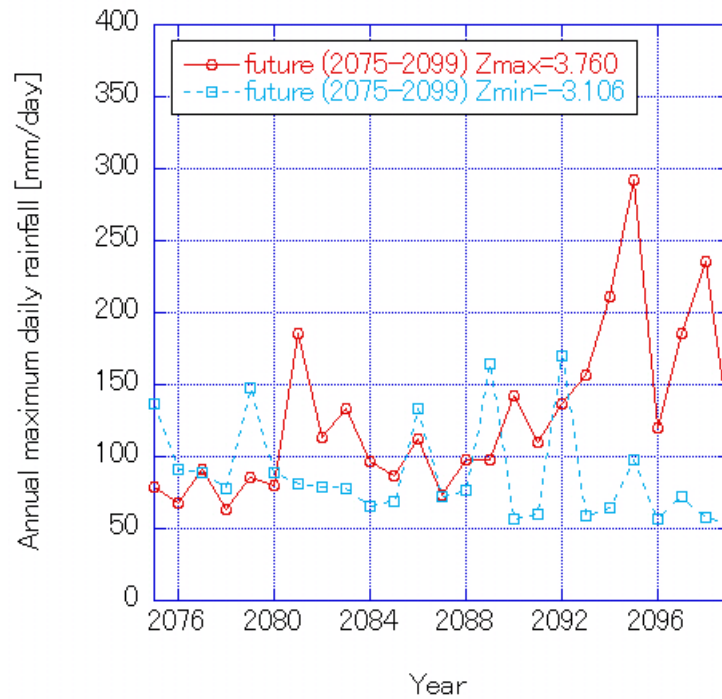


図 2.10 最大・最小の Z 値を示した出力点の年最大日雨量時系列：近未来気候（2075-2099 年）

present (1979-2003)  
Mann-Kendall gradient beta

- $-3.735 \leq \beta < 0$
- $\beta = 0$
- $0 < \beta \leq +3.277$

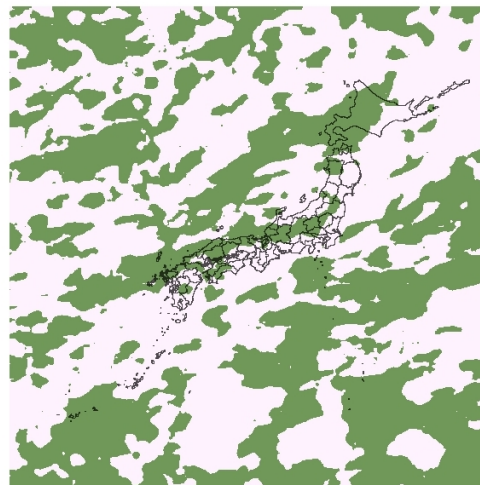


図 2.11 GCM により計算された各 25 年間の年最大日雨量時系列の Mann-Kendall 傾斜：現在気候（1979-2003 年）

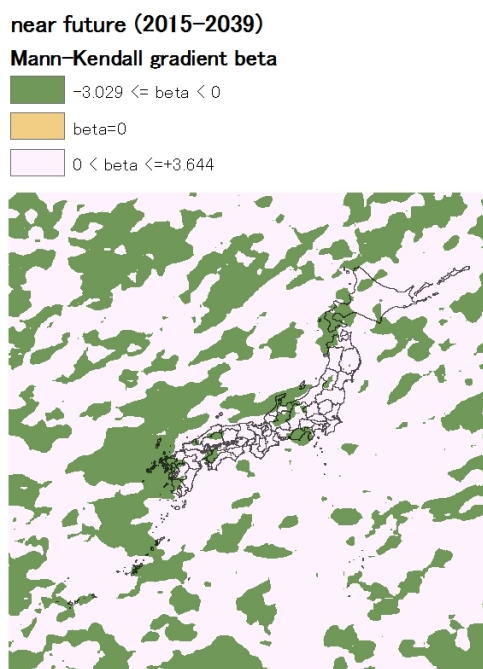


図 2.12 GCM により計算された各 25 年間の年最大日雨量時系列の Mann-Kendall 傾斜：近未来気候（2015-2039 年）

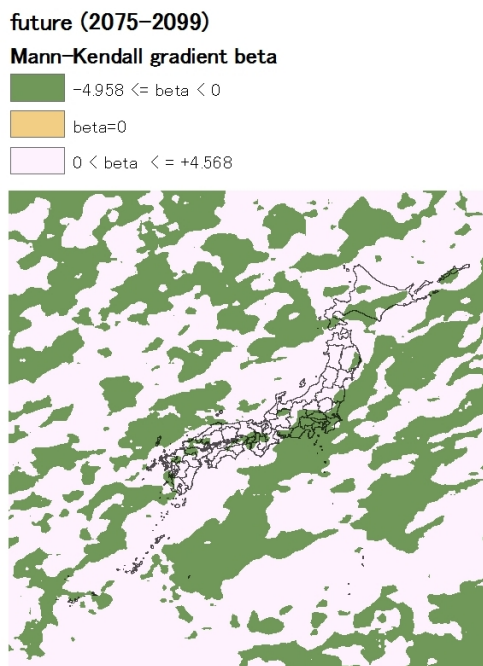


図 2.13 GCM により計算された各 25 年間の年最大日雨量時系列の Mann-Kendall 傾斜：将来気候（2075-2099 年）

### 2.3.4 一般化極値分布

次節以降の確率日雨量の推定に際して一般化極値分布を採用するため、本節ではこれについて解説する [19]。一般化極値分布 (generalized extreme value distribution: GEV 分布) は Jenkinson (1955) [20] により提案された。その累積分布関数は以下のようである。

$$F(x) = \begin{cases} \exp\left\{-\left(1 - k\frac{x-c}{a}\right)^{1/k}\right\}, & k \neq 0 \\ \exp\left\{-\exp\left(-\frac{x-c}{a}\right)\right\}, & k = 0 \end{cases} \quad (2.6)$$

一般化極値分布では母数は  $k, a, c$  の三つである。この分布は母数の  $k$  が 0 の時 Gumbel 分布 (最大値に関する第 I 種極値分布) に相当し、 $k < 0, k > 0$  に対応する場合は、それぞれ第 II 種、第 III 種極値分布である。一般化極値分布はこれらの極値分布を統合的に表現している。

### 2.3.5 時系列データの長短に伴う 100 年確率日雨量推定値の違い

次節では GCM 現在気候 (1979-2003 年) の年最大日降水量時系列に一般化極値分布を適合させ 100 年確率日雨量を推定する。その際に全国 51 気象官署の同時期の時系列による確率降雨推定値と比較することにする。したがって、本節ではその前段として全国 51 気象官署の 1901~2006 年の 106 年間の年最大日降水量時系列に GEV 分布を適合させて推定した 100 年確率日雨量を、1979~2003 年の 25 年間のデータより求めた 100 年確率日雨量と比較することにする。表 2.2 にこれらの推定値を示す。なお一般には 106 年間の時系列により推定した 100 年確率日雨量の方がより真値に近いと考えても良いであろう。表 2.2 には (b) 1901-2006 年の 106 年間のデータによる推定値から、(a) 1979-2003 年の 25 年間のデータによる推定値を差し引いて、(b) で除した誤差率も掲載している。これによると全 51 地点中、誤差率が例えば 10% を超えた地点は 30 地点ある。観測記録が長いことにより推定値が下方修正された地点は 31 地点である。特に誤差率が 30% を超えたのは網走、根室、名古屋、浜田の 4 地点であった。

### 2.3.6 一般化極値分布による現在・近未来・将来の確率日降水量マップ

GCM により計算された全球の降水量時系列データから抽出した日本列島の主要な島を含む 1098 個の出力点における各 25 年間の毎年最大日雨量時系列に一般化極値分布を適合させて計算した各出力点における 100 年確率日雨量を Inverse Distance Weight 法により 0.12 度で内挿してラスタライズした一連の結果を図 2.15~図 2.19 に示す。まず、比較のために GCM の現在気候と、同期間 25 年間の全国 51 気象官署における年最大日雨量

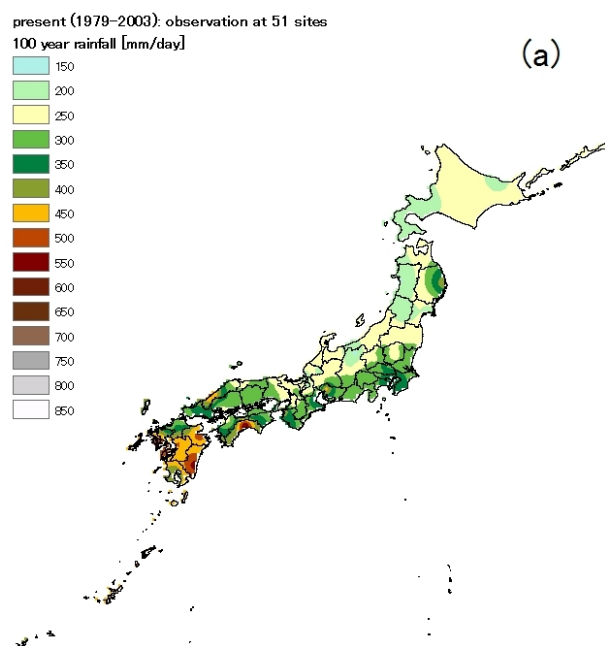


図 2.14 (a) 51 気象官署地上雨量 (1979-2003 年)

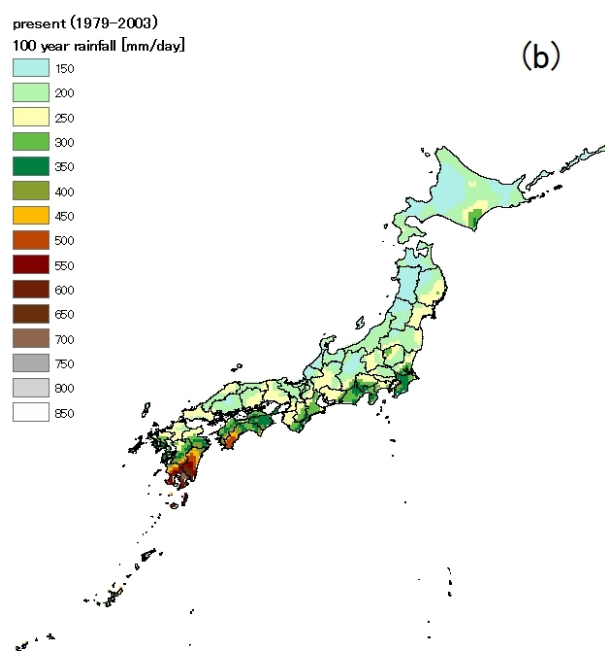


図 2.15 (b) GCM 現在気候 (1979-2003 年)



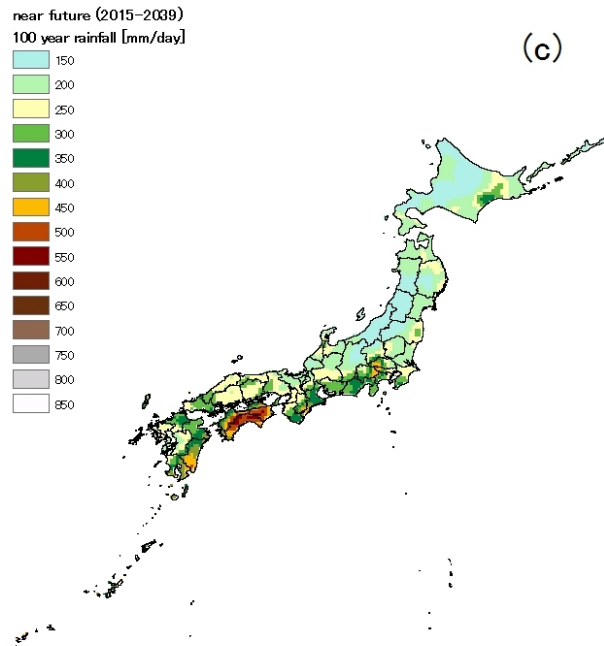


図 2.16 (c) GCM 近未来気候 (2015-2039 年)

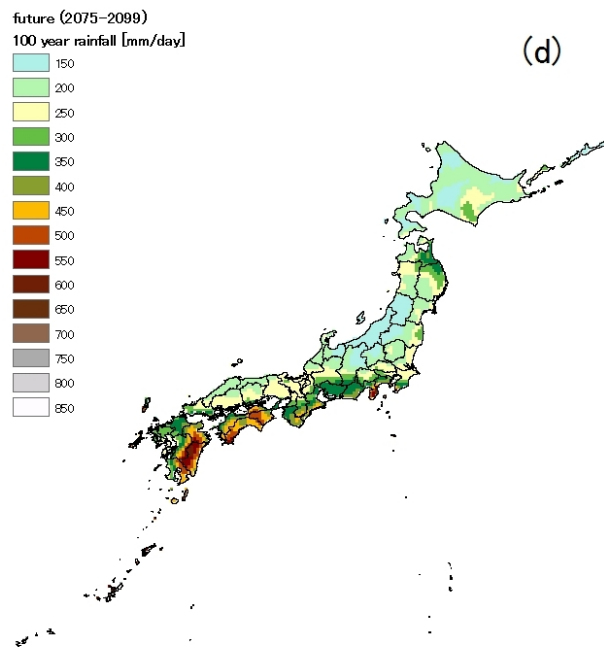


図 2.17 (d) GCM の将来気候 (2075-2099 年)

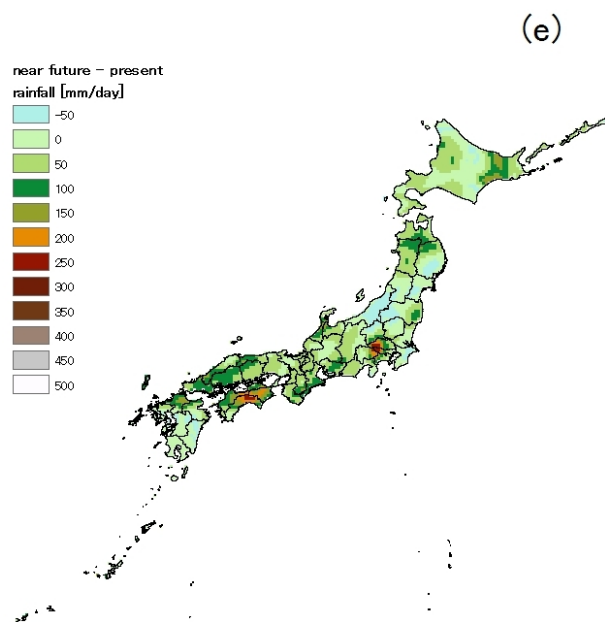


図 2.18 (e) GCM 近未来気候 (2015-2039 年) と GCM 現在気候 (1979-2003 年) の差 : (c) と (b) の差

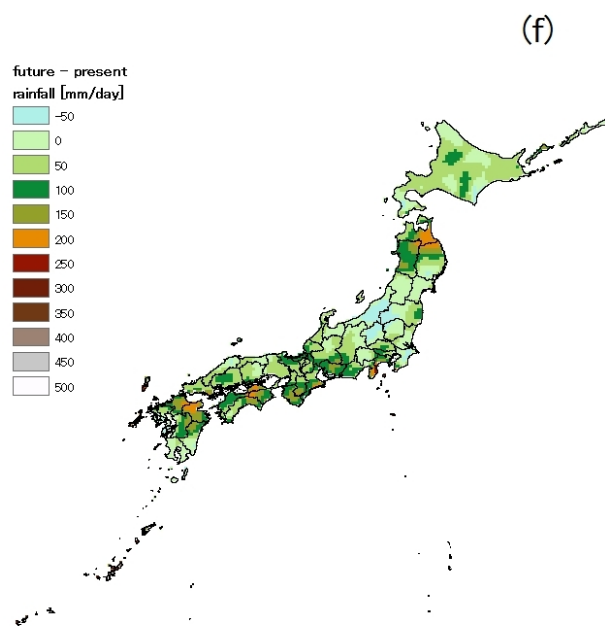


図 2.19 (f) GCM 将来気候 (2015-2039 年) と GCM 現在気候 (1979-2003 年) の差 : (d) と (b) の差

時系列に GEV 分布を適合させて 100 年確率日雨量を計算し、内挿ラスタ化した結果を図 2.14、図 2.15 に示す。図 2.14 と図 2.15 を見ると、どちらにおいても全般的には九州、四国などで高い 100 年確率日雨量を示し、東北地方や北海道に北上するにつれてこの値が小さくなっていくのがわかる。日本全体で見れば定性的な傾向は比較的良く一致している。ただし全国 51 気象官署の値のみを用いて内挿ラスタ化する場合、観測地点数が空間的に疎なため十分ではないと思われる。今後はアメダスデータを用いるなどして、地点間を補完する必要がある。

51 気象官署の観測値による結果と比較するために、図 2.20 に 51 気象官署の観測値による 100 年確率日雨量と GCM 現在気候 (1979-2003 年) の観測所に最近隣の GCM 出力点における 100 年確率日雨量の値をプロットした。この図には誤差パーセンテージ (error) = (51 気象官署 100 年確率日雨量 - GCM 最近隣出力点の 100 年確率日雨量) / (51 気象官署 100 年確率日雨量) × 100 も示している。

観測値と GCM の現在気候による 100 年確率日雨量を比較すると全 51 地点中 43 地点では観測値による 100 年確率日雨量が大きく、8 地点では GCM 出力値による 100 年確率日雨量の方が大きかった。誤差が ±10 % 以下の地点は帯広、岐阜、浜松、京都、神戸、大阪、松山の 7 地点である。最大誤差は浜田で 67.2%、次に鹿児島で -64.3% であり、最も誤差が低い地点は大阪と彦根で、それぞれ 1.0%、0.7% である。

浜田、鹿児島、大阪、彦根の気象官署とこれらの観測所と最近隣の GCM 節点出力値の年最大日雨量時系列を図 2.21 ~ 図 2.24 に示す。浜田のように正の誤差が最大の場合、図 2.21 の 1983 年や 1988 年に見られるように観測値の年最大日雨量が GCM により計算されたものよりもかなり大きいことがある。これらの観測値と GCM 出力値の時系列それぞれの平均値と標準偏差は観測値で 121mm、78mm、GCM の出力値で 75mm、21mm であった。逆に負の誤差が最大の鹿児島の場合、図 2.22 の 1991 年、2000 年に見られるように GCM により計算された年最大日雨量が観測値よりも大分大きいことがある。日雨量時系列の平均値、標準偏差は観測値で 166mm、53mm、GCM 出力値で 144mm、94mm であった。このような浜田、鹿児島に見られる年最大日雨量の誤差は GCM の極端降雨 (台風など) の再現性に依存しているのではないかと考えている。GCM による現在気候実験での台風の再現性についての分析は例えば安田 [22] に見られるが、数、強度ともに無視できない差があるとしている。この点についての詳細な解析は今後の課題である。

図 2.23、図 2.24 の大阪や彦根のように観測値と GCM 出力値による 100 年確率日雨量の一致度が高い場合、個々の年最大日雨量は必ずしも一致していないが、平均値と標準偏差の値が近い。大阪の場合、観測値が 94mm、30mm、GCM 出力値は 90mm、30mm であった。彦根の場合は、観測値が 91mm、26mm、GCM 出力値が 83mm、27mm である。

次に、GCM の近未来気候、将来気候の年最大日雨量時系列に GEV 分布を適合させて計算した 100 年確率日雨量を Inverse Distance Weighting 法でラスタ化した図 2.16、

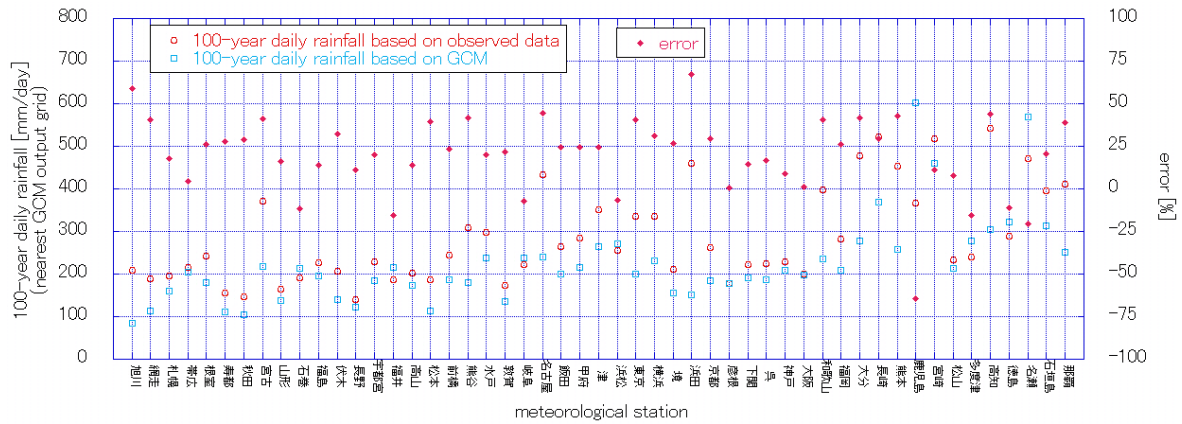


図 2.20 51 気象官署データ (1979-2003) と GCM 現在気候 (1979-2003) により計算された 100 年確率日雨量の値の比較

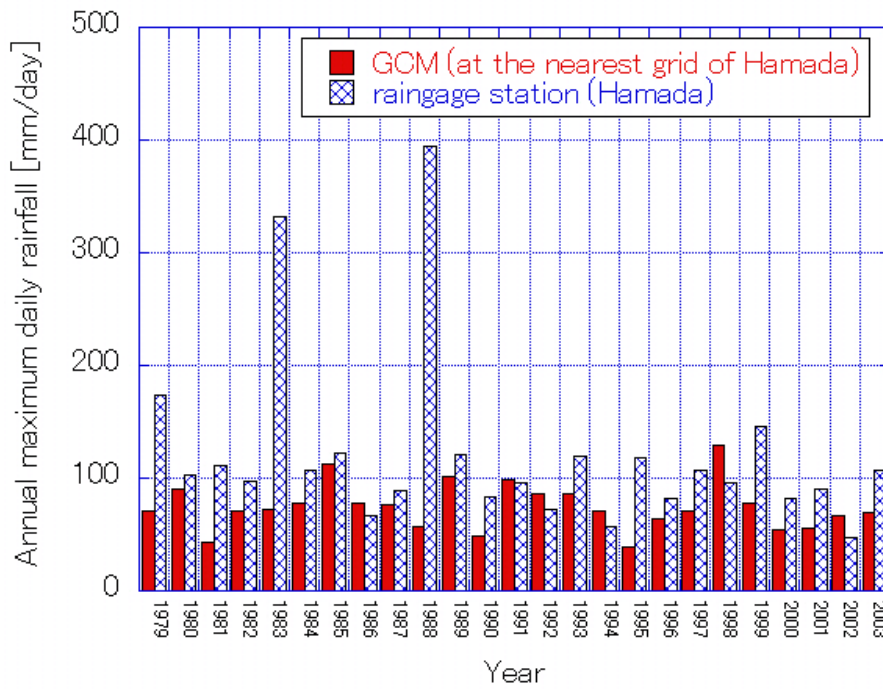


図 2.21 気象官署 (浜田) と同地点に最近隣の GCM 出力点における 1979~2003 年の 25 年間の年最大日雨量時系列の比較

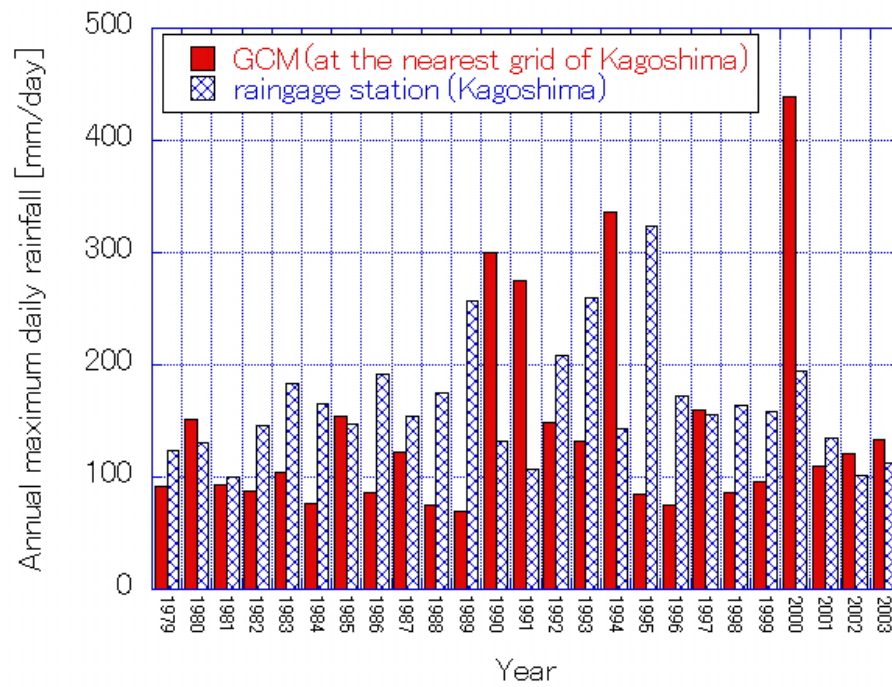


図 2.22 気象官署（鹿児島）と同地点に最近隣の GCM 出力点における 1979～2003 年の 25 年間の年最大日雨量時系列の比較

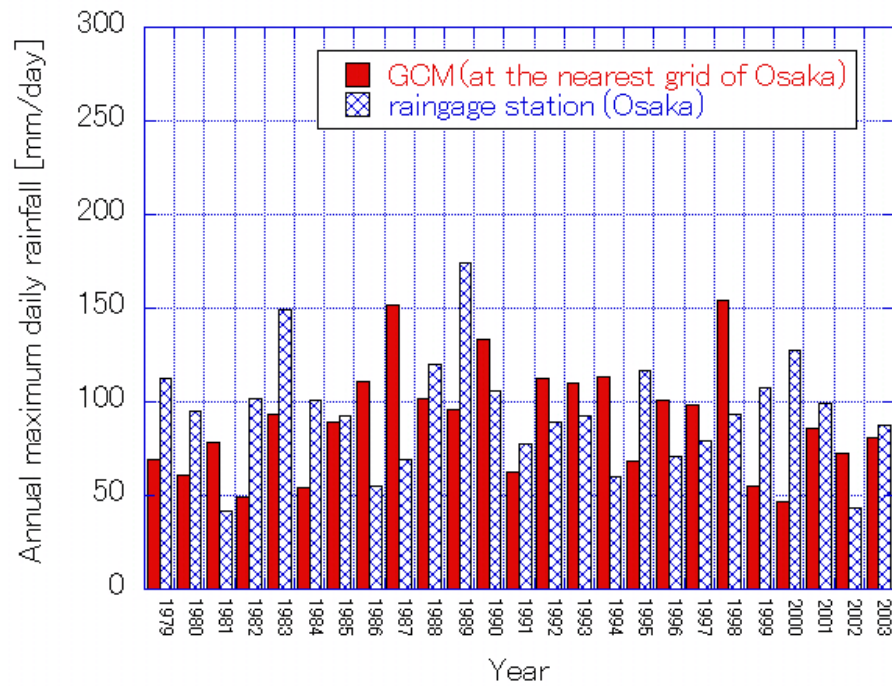


図 2.23 気象官署（大阪）と同地点に最近隣の GCM 出力点における 1979～2003 年の 25 年間の年最大日雨量時系列の比較

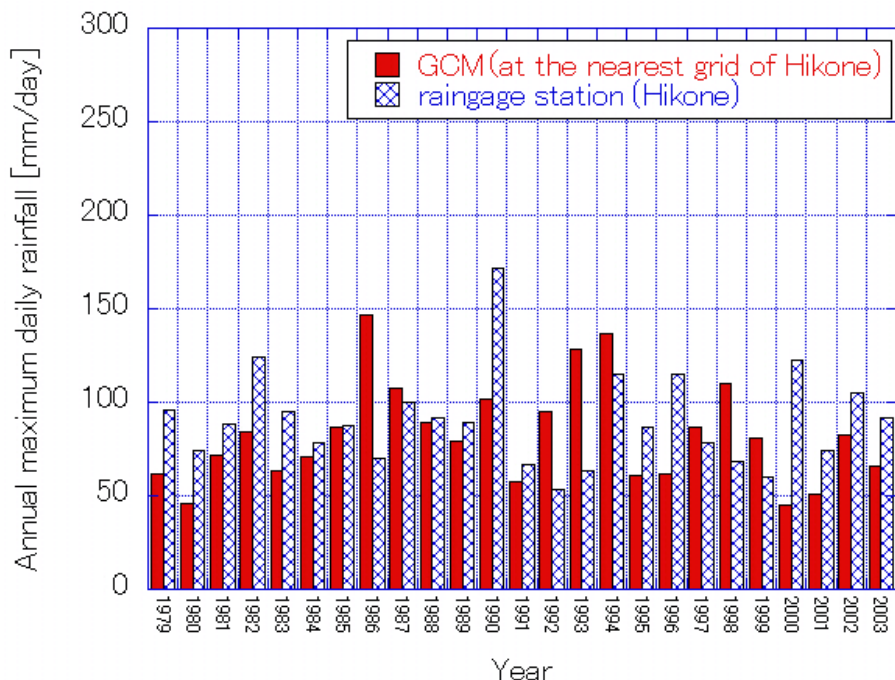


図 2.24 気象官署（彦根）と同地点に最近隣の GCM 出力点における 1979～2003 年の 25 年間の年最大日雨量時系列の比較

図 2.17 に示す．近未来，将来においても九州，四国などにおいて 100 年確率日雨量が高い傾向は継続している．

比較のために，近未来気候の 100 年確率日雨量から現在気候の 100 年確率日雨量を差し引いた図 2.18，また将来気候から現在気候を差し引いた図 2.19 を示す．これらの図の数値を見ると，現在から近未来にかけて日本内の GCM 出力点で 100 年確率日雨量が増加した地点は全 1098 地点中 618 地点（56.3%），減少した地点は 480 地点（43.7%）であった．図 2.18 を見てみると，九州南部，新潟，宮城，福島，茨城，栃木，山形，千葉，岩手，北海道の一部などでは 100 年確率日雨量が 0～100mm 減少しているのがわかる．逆に，四国中央，東京西部では 100 年確率日雨量が 200mm～300mm 上昇するという結果が出た．

現在から将来にかけては 100 年確率日雨量は 1098 地点中 710 地点（65%）で増加，388 地点（35%）で減少するという結果がでた．群馬，新潟，福島などで 50mm～100mm ほど 100 年確率日雨量が減少し，九州北部，香川，紀伊半島，伊豆半島などで 150mm～200mm 増加する．このように GCM 計算結果によると全体としては 100 年確率日雨量が増加する地点が多いことわかる．

和田ら [13] は 100 年後の 100 年確率日雨量は全国的に増加するという結論を提示しており，今回の結果はそれとは若干異なる．和田らは Gumbel 分布を適用しているなど 100 年確率日雨量を推定する手続きが違うのに加えて，前述したように GCM の海面水温など

の計算条件が違うため異なる計算結果となっている。こうした境界条件等の不確定性の考慮のためには多数の予測アンサンブル計算と、それらの定量的化評価が必要である。

なお、参考のために現在期間、近未来期間、将来期間の25年分の年最大日雨量時系列に一般化極値分布を適合させた際に得られた(2.6)式中の3母数 $a$ 、 $k$ 、 $c$ を図2.25から図2.33に示す。

表 2.2 全国 51 気象官署年最大日雨量時系列と GEV 分布により推定した 100 年確率日雨量 : (a) 1979-2003 年の 25 年間のデータによる推定値 , (b) 1901-2006 年の 106 年間のデータによる推定値

地点名	(a) 25 年間による推定値	(b) 106 年間による推定値	b-a	(b-a)/b
旭川	208.9	186.1	-22.8	-0.12
網走	189.1	133.3	-55.9	-0.42
札幌	196.7	184.1	-12.5	-0.07
帯広	215.0	171.2	-43.7	-0.26
根室	243.7	184.4	-59.3	-0.32
寿都	155.2	174.0	18.9	0.11
秋田	147.5	171.6	24.2	0.14
宮古	370.4	315.6	-54.8	-0.17
山形	164.0	198.0	34.0	0.17
石巻	191.5	176.2	-15.3	-0.09
福島	228.0	198.6	-29.5	-0.15
伏木	207.4	213.1	5.7	0.03
長野	139.4	125.1	-14.3	-0.11
宇都宮	230.1	229.8	-0.4	0.00
福井	186.9	201.3	14.4	0.07
高山	202.7	258.5	55.8	0.22
松本	187.8	173.3	-14.5	-0.08
前橋	244.5	257.7	13.2	0.05
熊谷	309.2	311.6	2.3	0.01
水戸	298.3	278.8	-19.5	-0.07
敦賀	174.3	221.1	46.8	0.21
岐阜	222.9	257.1	34.1	0.13
名古屋	434.3	269.7	-164.6	-0.61
飯田	265.8	244.9	-20.9	-0.09
甲府	285.0	278.5	-6.5	-0.02
津	351.4	363.7	12.3	0.03
浜松	255.7	326.1	70.4	0.22
東京	336.2	311.2	-25.0	-0.08
横浜	336.4	298.6	-37.8	-0.13
境	211.8	261.4	49.7	0.19
浜田	459.7	346.3	-113.4	-0.33
京都	261.8	261.1	-0.7	0.00
彦根	179.2	201.8	22.6	0.11
下関	223.4	256.6	33.2	0.13
呉	223.8	221.9	-1.9	-0.01
神戸	230.2	293.6	63.5	0.22
大阪	199.7	196.6	-3.1	-0.02
和歌山	398.4	314.5	-83.9	-0.27
福岡	283.0	295.8	12.8	0.04
大分	477.2	427.8	-49.4	-0.12
長崎	522.4	412.8	-109.6	-0.27
熊本	454.1	451.0	-3.1	-0.01
鹿児島	366.4	318.4	-48.0	-0.15
宮崎	518.1	514.1	-4.1	-0.01
松山	233.1	209.7	-23.5	-0.11
多度津	240.2	210.8	-29.4	-0.14
高知	543.6	467.7	-75.9	-0.16
徳島	289.6	353.4	63.9	0.18
名瀬	472.4	536.6	64.3	0.12
石垣島	396.1	364.4	-31.7	-0.09
那覇	411.4	418.5	7.1	0.02



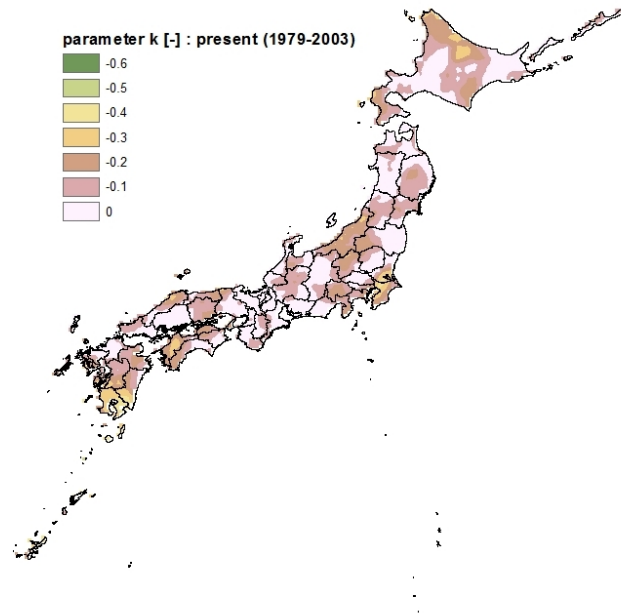


図 2.25 GEV 分布のパラメタ k の空間分布：現在気候（1979-2003 年）

### 2.3.7 結語

本節では気象庁・気象研究所が開発した超高解像度全球大気モデルにより A1B シナリオに基づいて計算された将来の日本近郊の時間降水量時系列を用いて、現在（1979-2003 年）から近未来（2015-2039 年）、将来（2075-2099 年）にかけて日本の 100 年確率日降水量がどのように変動していくかを推定した。得られた結果は以下の通りである。

- 日本近郊（北緯 20-50 度，東経 120-150 度の範囲）で，全球 20kmGCM の 26082 個の出力点における年最大日雨量時系列に Mann-Kendall 検定を用いてトレンド検定を行った。この範囲では 95% の信頼度で増加・減少トレンドが検出された地域は最大で 5% であり，非定常 SST により計算された降水量であっても出力期間の 25 年を考える場合には定常水文頻度解析が適用できるのではないかという結果を得た。
- GEV 分布と現在気候データによる日本の 100 年確率日降水量と，全国 51 気象官署における同期間の年最大日雨量時系列による 100 年確率日雨量を比べると，九州，四国などで高い雨量を示し，東北地方や北海道に北上するにつれて値が小さくなっていくなど，日本全体での定性的な傾向は比較的良く一致しているのがわかった。しかしながら，気象官署の 25 年間の年最大日雨量時系列と GCM の最近隣節

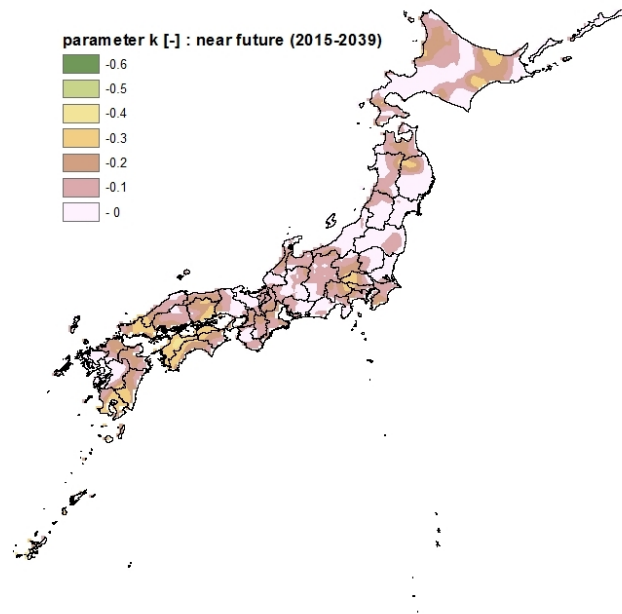


図 2.26 GEV 分布のパラメタ k の空間分布：近未来気候（2015-2039 年）

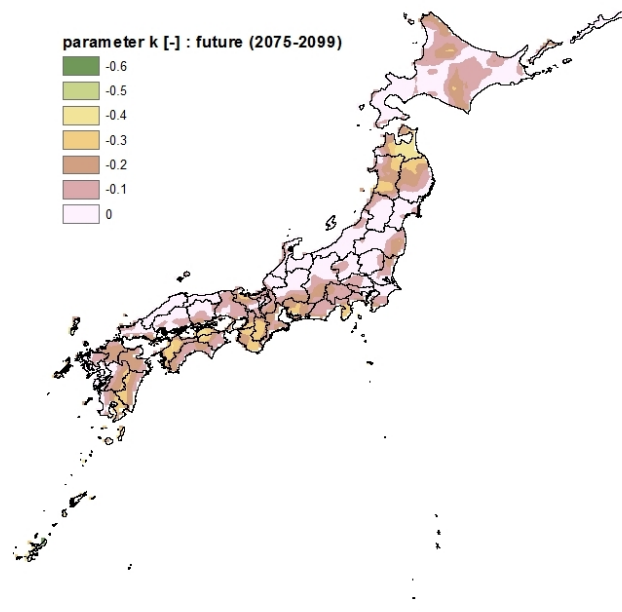


図 2.27 GEV 分布のパラメタ k の空間分布：将来気候（2075-2099 年）

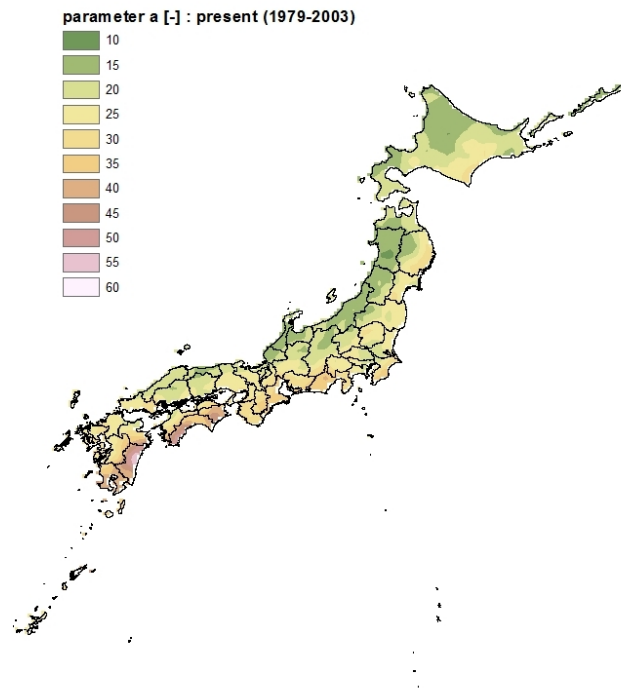


図 2.28 GEV 分布のパラメタ a の空間分布：現在気候（1979-2003 年）

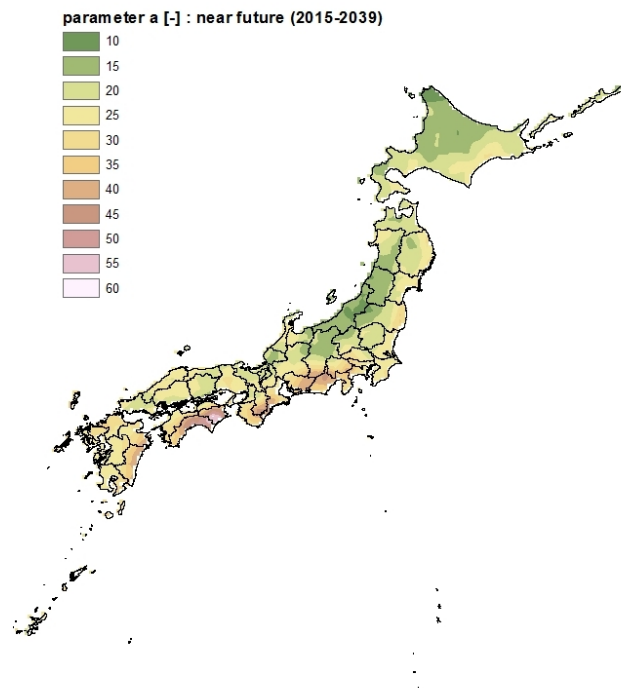


図 2.29 GEV 分布のパラメタ a の空間分布：近未来気候（2015-2039 年）

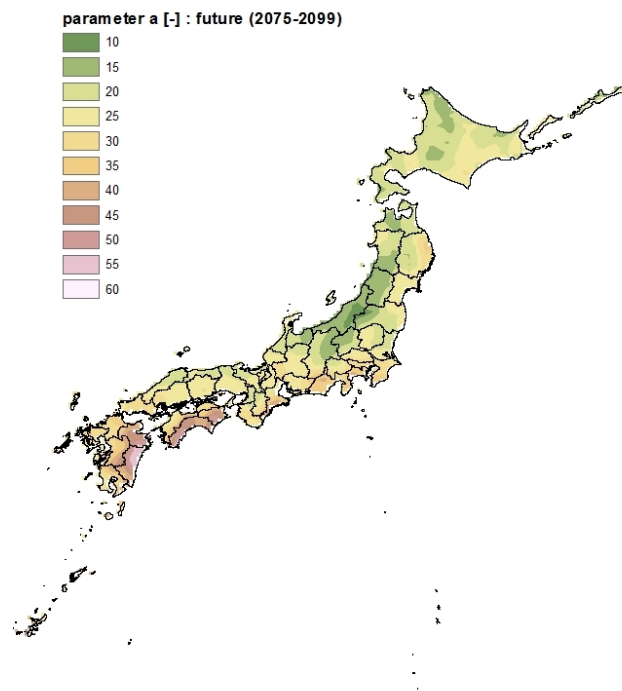


図 2.30 GEV 分布のパラメタ a の空間分布：将来気候（2075-2099 年）

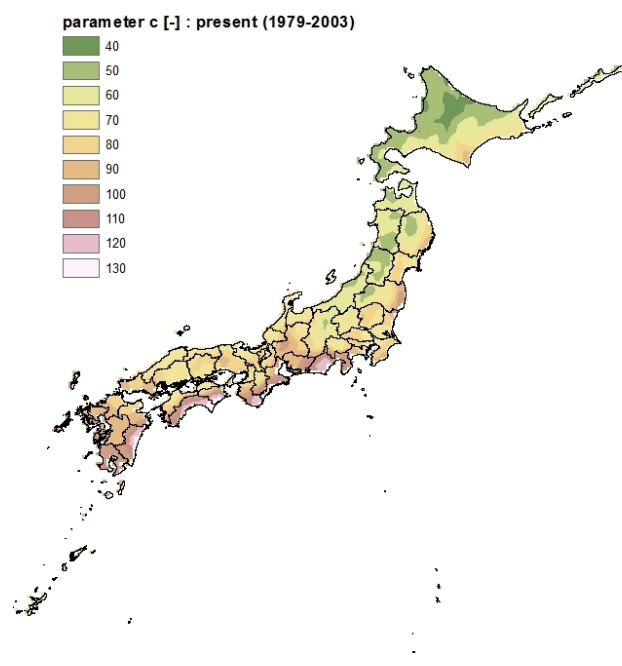
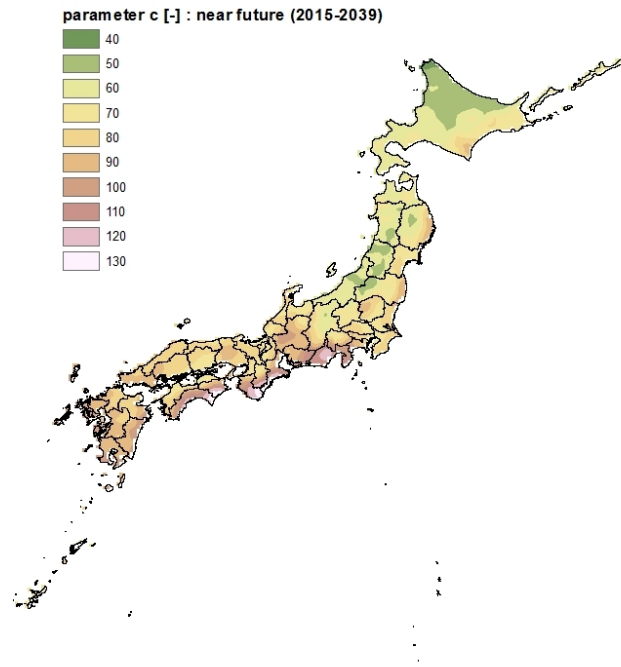
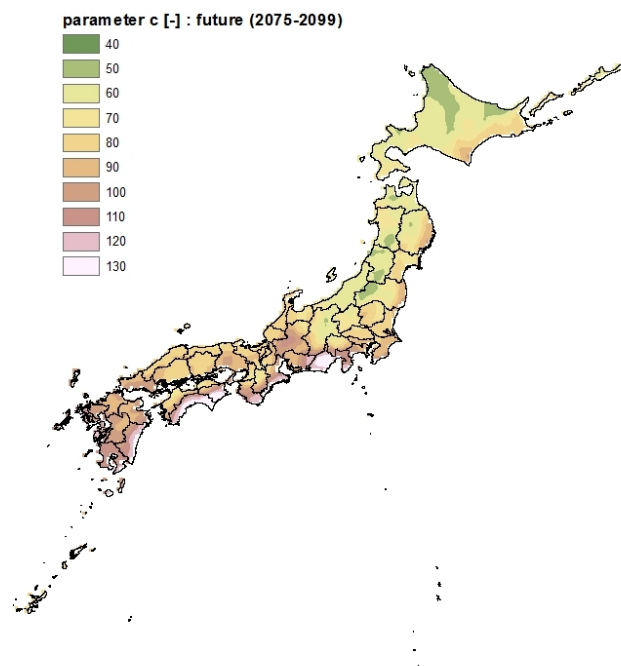


図 2.31 GEV 分布のパラメタ c の空間分布：現在気候（1979-2003 年）

図 2.32 GEV 分布のパラメタ  $c$  の空間分布：近未来気候（2015-2039 年）図 2.33 GEV 分布のパラメタ  $c$  の空間分布：将来気候（2075-2099 年）

点の時系列を比べると、年最大日降水量時系列の個々の値などは必ずしも近くないことがわかった。

- 現在から近未来にかけては日本全域の GCM 出力点 1098 地点中、100 年確率日降水量が増加する地点は 56%、減少する地点は 44%、また現在から将来にかけては 100 年確率日降水量が増加する地点は 65%、減少する地点は 35% という結果が出た。

確率日降水量を推定するための分布形の採択基準、25 年間という比較的短い期間のデータを使って 100 年確率日降水量を推定することの是非、推定された確率日降水量が近接点でかなり違うことがあることの理由の解釈、また離散点で推定した確率日降水量を内挿して可視化することの意義、アンサンブル計算の必要性など多くの検討点が残されている。こうした点については更に検討していく予定である。

## 第 3 章

# 洪水流出・追跡・氾濫の統合シミュレーションモデルの開発

洪水を追跡する場合に必要なモデルとして、流域に降った降雨が山腹斜面を流れ河道網に流入し、最下流の河道から流域外へ流出していく過程をモデル化した降雨流出モデルや、破堤等による外水、降雨による内水など堤内地の水の氾濫現象を取り扱う氾濫モデルなどがある。ここでは特に京都府由良川流域、滋賀県日野川流域を対象に構築した物理法則に基づく分布型の降雨流出モデルと、滋賀県日野川流域を対象に外水・内水氾濫と河道網による排水を考慮して構築した氾濫モデルについて解説する。特に、京都府由良川流域に対しては最適化手法である Levenberg-Marquardt 法を用いたパラメタ推定法について、また滋賀県日野川流域についてはダムの効果と雨域の移動方向が降雨流出・洪水氾濫過程に及ぼす影響について分析した結果を示す。

### 3.1 分布型流出モデル

流域地形モデル構築システム (GeOHyMoS) により由良川流域・日野川流域をモデル化し、その流域地形に基づいて OHyMoS (目的指向型水文モデル構築システム) により分布型降雨流出モデルを構築する (椎葉ら (1999) [23], 市川ら (2001) [24], 立川ら (2004) [25], 小林・宝 (2008) [26])。

#### 3.1.1 流域地形モデル

流域地形のモデル化の具体的手順は大筋以下のとおりである。

- (1) 国内で整備されている国土数値情報 (流路位置ファイル KS-272, 河川単位流域台帳 KS-271) をもとに当該対象地域の河道網点列データセットを作成する。

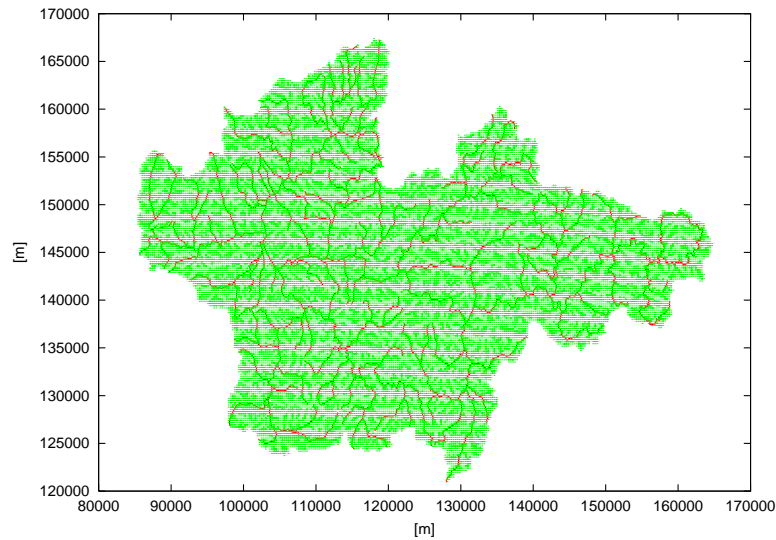


図 3.1 由良川流域の流域地形モデル

(2) 国土地理院が発行する数値地図メッシュ(標高)データで(1)の河道網点列データを覆う範囲を切り出し、標高データの各格子点に最近傍の河道点が一致するように河道網を修正する。

(3) 各格子点の標高を基に各河道に流出する斜面要素を決定し、各斜面での流れ方向を上流の始点から最急勾配方向を取るよう一次元的(落水線)に決定する。

この手順に従い、計算時間を考慮し 250m メッシュ(標高)を用いて流域地形をモデル化した。座標原点は北緯 34°、東経 134° 地点を UTM 座標に変換した位置とする。由良川流域と日野川流域の地形をこの手順に沿ってモデル化した結果を図 3.1、図 3.2 に示す。

### 3.1.2 分布型降雨流出モデル

由良川流域・日野川流域を対象に物理則に基づく分布型降雨流出モデルを構築して、これにより降雨流出解析を行う。流域地形モデルで決定された各落水線上を流れる斜面流を kinematic wave 法で追跡する。基礎方程式は以下のものである。

#### 斜面流の追跡

斜面流に関する kinematic wave 法の基礎方程式は次のようである。

$$\frac{\partial h}{\partial t} + \frac{\partial q}{\partial x} = r(t) \quad (3.1)$$



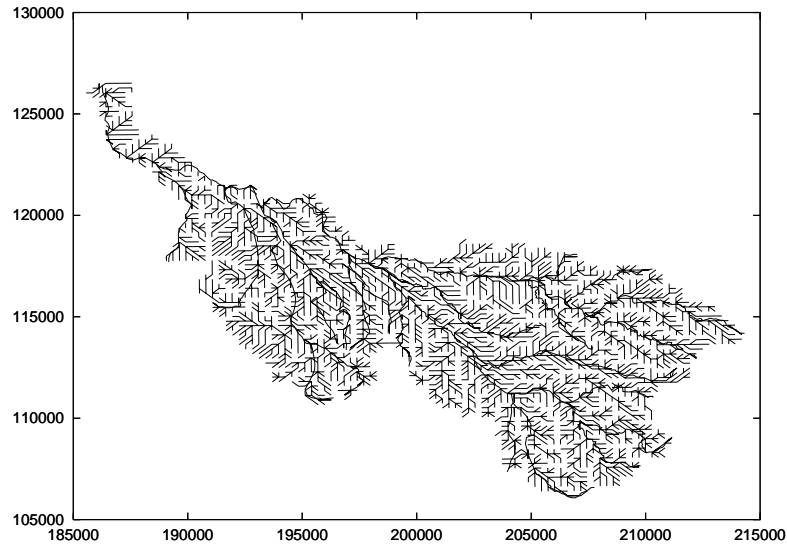


図 3.2 日野川流域の流域地形モデル

ここに  $t$  は時間,  $x$  は斜面上流端からの距離,  $h$  は水深,  $q$  は斜面での単位幅流量,  $r(t)$  は観測降雨である. 流量流積関係は次のように計算する [25][27] (図 3.3 を参照されたい).

$$q(h) = \begin{cases} v_m d_m \left( \frac{h}{d_m} \right)^\beta & (0 \leq h \leq d_m) \\ v_m d_m + v_a (h - d_m) & (d_m < h \leq d_a) \\ v_m d_m + v_a (h - d_m) + \alpha (h - d_a)^{\frac{5}{3}} & (d_a < h) \end{cases} \quad (3.2)$$

ここに  $v_m = k_m i$ ,  $v_a = k_a i$ ,  $\alpha = \sqrt{i}/N_{slope}$  で,  $v_m$  は毛管水の流速,  $k_m$  は毛管帯での飽和透水係数,  $i$  は斜面勾配,  $v_a$  は地中の大空隙での重力水の流速,  $k_a$  は大空隙での飽和透水係数,  $N_{slope}$  は斜面等価粗度係数である. ただし, 流量の連続性を満たすために  $\beta k_m = k_a$  ( $2 \leq \beta \leq 6$ ) とする.

この流量流積関係式から伝播速度

$$c = \frac{\partial q}{\partial h} \quad (3.3)$$

を求め, 連続式を

$$\frac{\partial q}{\partial t} + c \frac{\partial q}{\partial x} = cr(t) \quad (3.4)$$

として差分解法により  $q$  を求める.

斜面流の追跡では土層厚  $D$ , 全空隙に相当する層厚  $d_a$ , 毛管帯の層厚  $d_m$ , 大空隙での飽和透水係数  $k_a$ , 斜面粗度係数  $N_{slope}$ , 上記  $\beta$  が推定対象パラメタとなる.

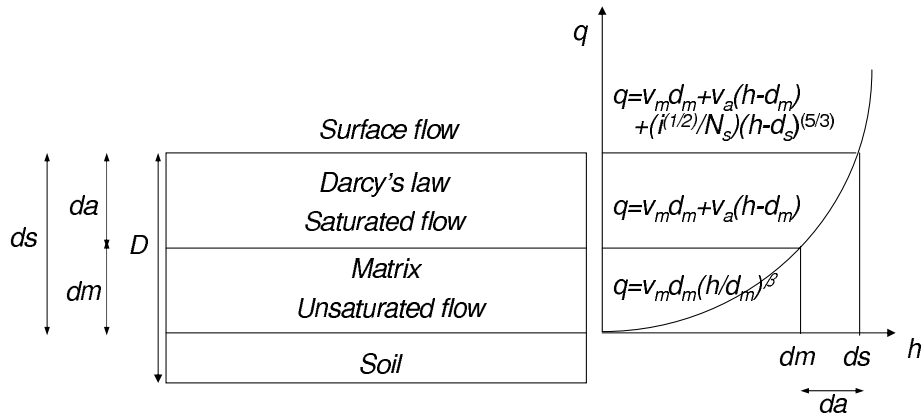


図 3.3 流量流積関係概念図

### 河道流の追跡

河道流についても kinematic wave 法で追跡する．基礎方程式は以下のものである．

$$\frac{\partial W}{\partial t} + \frac{\partial Q}{\partial x} = q(t) \quad (3.5)$$

ここに  $t$  は時間， $x$  は各河道区分の上流端からの距離， $W$  は河道流断面積， $Q$  は河道流量， $q(t)$  は斜面から河道への単位長さあたりの流入量である．流量流積関係が Manning 則に従うと仮定すると

$$Q = \frac{W R^{\frac{2}{3}} I^{\frac{1}{2}}}{N_{river}} \quad (3.6)$$

を得る．ここに  $N_{river}$  は河道の粗度係数， $R$  は径深， $I$  は河道勾配である． $R$ ， $I$  は河道区分ごとに異なる値をとる．径深  $R$  を定数  $Z$ ，及び定数  $K_1$  を用いて， $R = K_1 W^Z$  とし式 (3.6) に代入し，式 (3.5) と連立させて差分解法により  $Q$  を求める．河道流では河道粗度係数がモデルパラメタである．これにより斜面流と合わせて 7 つのパラメタを同定する必要がある．

### 3.1.3 ダムモデル

日野川ダムによる洪水調節機能を考慮するため，ダム操作を計算アルゴリズムに組み込み，ダムからの放流量を操作規則に従い計算できるようにした．日野川ダムは滋賀県所管のダムとしては最小級のダムであり，洪水調節機能はそれほど高くないと想定されているが，現存しているためモデル化する必要がある．以降では継続時間が一日前後の降雨イベントを対象とするため，中長期の天候予測に基づいた事前の予備放流などの操作過程はモデル化せず，迎洪水位を予備放流水位 (EL. 204 m) として計算を始める．これは日野川

ダムの過去 3 度の操作事例（昭和 46 年（1971 年）8 月台風 23 号，昭和 47 年（1972 年）年 9 月台風 20 号，平成 2 年（1990 年）年 9 月台風 19 号）での操作に大筋一致する．操作に関しては平常時操作，ピークカット操作，但し書き操作の 3 過程をモデル化している．概要はそれぞれ以下のものである．

(1) 平常時操作：ダム上流からの流入流量が平常時流量から日野川ダム規定の洪水流量  $160\text{m}^3/\text{s}$  に至るまでは流入量 = 放流量の操作を行う．ただし，ピークカット・ただし書き操作後は (2)(3) の操作に従う．

(2) ピークカット操作：ダム上流からの流入流量が  $160\text{m}^3/\text{s}$  を超えた場合，ダム貯水位がただし書き操作開始水位（EL. 208.2 m）に達するまではダムからの放流量を一定量  $160\text{m}^3/\text{s}$  としたピークカットを行う．この一定放流はピークカット後，水位が迎洪水位に低下するまで行う．

(3) ただし書き操作：ダム貯水位がただし書き操作開始水位を超えた場合はただし書き操作に入る．この状況では流入量 = 放流量とする．ただし書き操作終了後も，水位が迎洪水位に至るまでは一定量  $160\text{m}^3/\text{s}$  の放流を行う．

## 3.2 京都府由良川流域分布型降雨流出モデルのパラメタ同定

由良川は京都府北部に位置する流域面積  $1880\text{km}^2$ ，長さ  $146\text{km}$  の一級河川であり，流域関係市町村にはおよそ 30 万人の人が住む．流域地形は上流部は勾配が急で渓谷や河岸段丘が発達した山間部，中流部には由良川水系唯一の盆地である福知山盆地が存在し，そこでは川幅が広がり勾配がやや緩やかになり，下流部は谷底平野で勾配は緩やかであるが，由良川は狭長な山裾の間を流れる．したがって，全体として水害が頻発しやすい地形であるといえる．由良川中・下流域の気候は日本海気候区に属し，降水量は  $1600\sim 2100\text{mm}$  と差があるが，傾向としては内陸部ほどこの降水量が少ない．洪水の要因となる大降雨は梅雨・台風期に多く見られる．由良川流域の特性等の説明も含めた初期の研究例は例えば石原ら [28] に詳しい．

2004 年（平成 16 年）10 月 20 日には，大阪市付近に上陸した台風 23 号により由良川沿川の四市一町（福知山市・舞鶴市・綾部市・宮津市・大江町）が，浸水家屋約 1700 戸，浸水面積  $2600\text{ha}$  に達する大きな被害を受けた．特に下流域は，浸水家屋 1300 戸，浸水面積約  $1377\text{ha}$  に達する極めて大きな被害を受けた．この台風 23 号は福知山上流域で流域平均 2 日雨量  $276\text{mm}$  の降雨をもたらし，福知山水位観測所では，昭和 28 年に福知山市内で浸水家屋数約 3800 戸に達する大災害をもたらした台風 13 号に次ぐ水位が観測さ

れた [29][30] .

本節ではこのような観測記録上まれな洪水を、物理法則に基づいた分布型流出モデルによってどの程度再現できるかを検討するため、最適化アルゴリズムのひとつである Levenberg-Marquardt 法 (以下 LM 法) を用いたパラメタ同定手法を導入する。分布型降雨流出モデルのパラメタ推定を由良川相当面積の流域を対象に LM 法で行った報告は見られないため、これにより分布型流出モデルパラメタ推定に関して新たな知見を提供することができたと考えている。合成パラメタ感度 (CPS), 合成観測感度 (COS), パラメタ相関係数行列などの統計指標による推定結果の評価ができるのも目新しい点である。なお、今回は LM 法を用いたパラメタ推定法の確立に主眼を置いているため、パラメタは流域一様の仮定の下に用いる。

### 3.2.1 分布型流出モデルのパラメタ推定について

パラメタ推定 (parameter estimation) に関して [31], 分布型流出モデルのような物理的基礎を持つモデルについては「パラメタの物理的意義が明確、したがって、ある程度合理的かつ経験的にパラメタ値を決められる」というのが大方の専門家 (水文学者) の了解である。これこそが、分布型流出モデルの本領発揮するところであり、貯留関数法やタンクモデルのような概念的集中定数型 (lumped-parameter) 降雨流出モデルの難点である (1) モデルパラメタ値の決定が降雨・流量観測データに依存すること, また, (2) パラメタ値が洪水事象ごとに大きく変動しうることを回避しうるモデルとして有望視されているところである。

しかしながら、数千、数万個の斜面要素や河道要素それぞれに異なる物理パラメタ値を与えるのは大変困難であるし、必ずしも現実的でもない。物理パラメタの代表値を定めてそれを部分流域 (あるいは流域全体) に一様に (あるいは土地被覆ごとに同一の値を) 適用しなければならないことが多い。水位・流量観測所が存在する流域では、集中型モデルの場合と同様に、こうした観測値を用いて分布型モデルのパラメタの値を推定 (calibration) することができる。すなわち、この場合に得られるパラメタ値には、集中型モデルのパラメタの推定値とは異なり、物理性 (物理的な意義) が見いだせないだろうか、と期待するのである。言い換えると、最適化などの手法による分布型モデルの物理パラメタの代表値を推定する合理的な手法が求められている、とも言える。

図 3.4 および図 3.5 にパラメタ推定の考え方を示す。なお、これらの図は二次元平面上で表現しているが、本来多次元パラメタベクトルの集合を表すものであることに留意されたい。図 3.4 a) には分布型モデルのパラメタ空間、つまり、物理的に妥当であるとみなされるパラメタ値の組み合わせすべての集合を示す。パラメタ値 (ベクトル) の初期値を決めて、何らかの評価関数 (目的関数) を定義してそれを最適化する手法によって、過去の

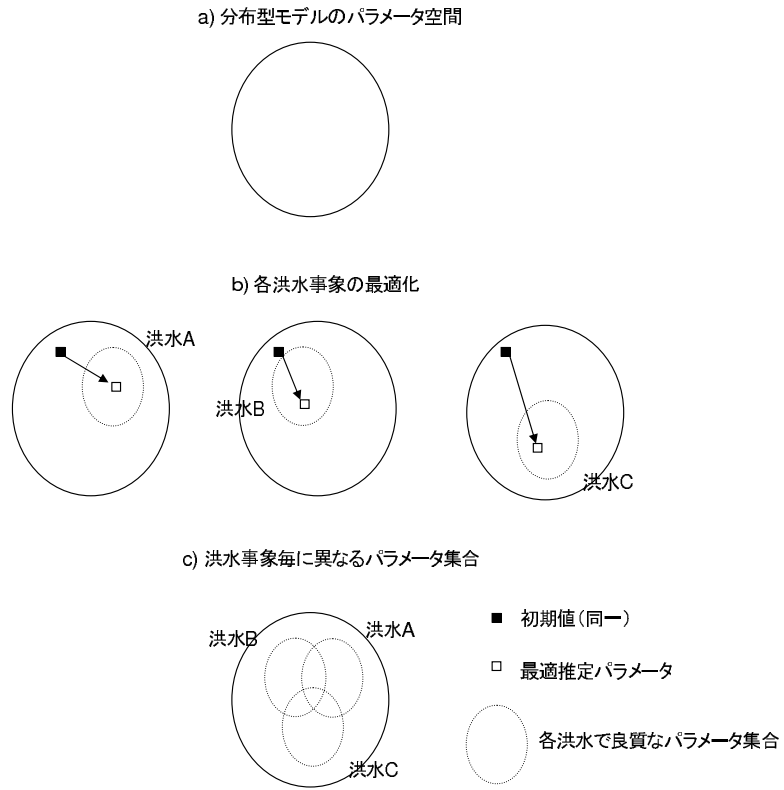


図 3.4 パラメタ推定の考え方 (その 1)

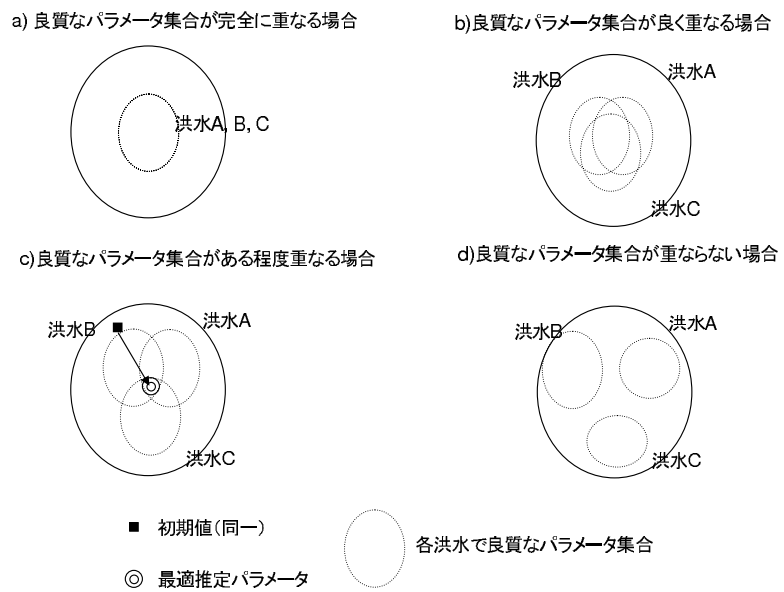


図 3.5 パラメタ推定の考え方 (その 2)

出水事象を再現することを試みる。そのとき、図 3.4 b) に示すように、同じ初期値(図中の 印)から始めたとしても、出水事象ごとに得られる最適パラメタ値(図中の 印)は異なることがしばしばである。破線で囲んだ領域は、評価関数の値があるレベルよりも良いパラメタ値の組み合わせの集合であって、ここでは「良質なパラメタ集合」と呼ぶことにする。最適パラメタ値は必ず「良質なパラメタ集合」の中に含まれる。

しかしながら、図 3.4 c) に示すように、「良質なパラメタ集合」は必ずしも出水事象 A, B, C ごとに一致しない。それはなぜであろうか。観念的には、モデル構造が完璧でないために、流域内で生起している降雨流出過程を完全に記述しきれていないことによる。モデル構造が完璧であっても、降雨の空間分布の観測が不十分であれば、そのことがパラメタ推定を不十分なものにすることもあり得る。もし、我々の観測及びモデリングの技術が十分に優れたものであるならば、図 3.5 a) に示すように、「良質なパラメタ集合」は当該流域のすべての出水事象において一致するであろう。そして、モデルが精緻になればなるほど、この「良質なパラメタ集合」の範囲は小さくなっていく。ただし、流域(流出システム)内部に、ある種の「揺らぎ」(確率的な変動成分、ノイズなど)が存在するので、「良質なパラメタ集合」が1点に収束することはない。

観測やモデリング技術が不十分であれば、「良質なパラメタ集合」が出水事象 A, B, C それぞれについて全く重ならない場合も起こり得る。図 3.5 d) がそれを概念的に示している。この場合、得られる各出水ごとに最適な物理パラメタ値が全く異なる値を示すことになる。図 3.4 c) のように出水事象 A, B, C について「良質なパラメタ集合」が重なる共通部分集合がある場合、最適化手法によって、図 3.5 c) のようにどの出水事象にも一定程度(「良質」と見なされる程度)良く適合するパラメタ値を見いだすことができよう。技術的には、A, B, C 三つの事象のデータを同時に用いて最適化を施してやればよい。このとき得られる最適値(図 3.5 c)の 印)は、各事象にとっての最適値(図 3.4 b)の 印)とはある程度異なるパラメタ値と評価関数値をとることになる。

結局、水文学における流出システムモデルの同定(identification, 観測とモデリングの両方を含む)の目標は、図 3.5 a) に示すような、「良質なパラメタ集合」が当該流域のすべての出水事象において一致するようにすることである。実際的には、図 3.5 b) に示すような、「良質なパラメタ集合」ができるだけ重なり合うようにすることであり、モデルを工夫し、観測を正確にすることである。こうすることができれば、各出水ごとの最適値(図 3.4 b)の 印)と共通の最適値(図 3.5 c)の 印)が極めて近いものになるはずであり、評価関数値も大きくは異なるものになるであろう。こうして得られる 印あるいは 印は、「流域固有パラメタ(Basin Inherent Parameter)」とでも称することができるであろう。すなわち、それは、科学的に妥当(物理性を説明しやすく)で、実際の(決定しやすく、良い予測結果を与える)な当該流域固有のパラメタ値である。

ここでは、出水ごとの最適値(図 3.4 b)の 印)を求める方法として、Levenberg-

Marquardt 法 (LM 法) を提案している．共通の初期パラメータ値から始めて，まず，各出水事象の最適値を求める合理的なアルゴリズムが確立されることにより，本節で展開したようなモデル化の考え方や手順が実現可能になる．最終的には，上述の「流域固有パラメタ」のようなパラメータ値を求めることが本研究の目標である．

### 3.2.2 最適化アルゴリズム

パラメタ推定に当たっては最適化アルゴリズムのひとつである LM 法 [32] を採用することとし，公開コード PEST[33] を用いた．LM 法は初期段階ではパラメタ空間の最急勾配方向を参照しながら最適解方向の探索を行い，最終段階では Newton-Raphson 法により最適解に 2 次収束する．つまり，最急降下法の正確性と Newton-Raphson 法の効率性の良さを組み合わせた手法で，地下流体流動モデルの分野では何例か有用性が示されている [34][35]．分布型流出モデルのパラメタ推定に利用されている事例はほとんどないようである．

Levenberg-Marquardt (LM) 法

式 (3.7) のような非線形数値計算モデル  $F$  を考える．

$$\mathbf{q}_i^T = F(\mathbf{p}_i^T) \quad (3.7)$$

ここに  $\mathbf{p}_i^T = (p_i^1, p_i^2, \dots, p_i^n)$  は最適化ステップ  $i$  におけるモデルパラメタベクトル， $n$  はパラメタ数， $\mathbf{q}_i^T = (q_i^1, q_i^2, \dots, q_i^m)$  は同ステップでのモデル生成値ベクトル， $m$  はモデル生成値の時間ステップである．式 (3.7) にテーラーの定理を適用すると， $\mathbf{q}_i$  と最適解方向の近接モデル生成値  $\mathbf{q}_{i+1}$  間に以下の近似関係式を得る．

$$\mathbf{q}_{i+1}^T = \mathbf{q}_i^T + \mathbf{J}_i(\mathbf{p}_{i+1} - \mathbf{p}_i) \quad (3.8)$$

ここに  $\mathbf{q}_{i+1}^T = F(\mathbf{p}_{i+1}^T)$ ， $\mathbf{J}_i$  は  $F$  のパラメタベクトルの変化分  $(\mathbf{p}_{i+1} - \mathbf{p}_i)$  に対するヤコビアンである．

目的関数はモデル生成値ベクトルと観測値ベクトルの各残差を取り，対応する観測値の重みも考慮した 2 乗残差とする．具体的には次の通り．

$$\phi = (\mathbf{q}_{obs} - \mathbf{q}_{i+1})^T \mathbf{W}(\mathbf{q}_{obs} - \mathbf{q}_{i+1}) = (\mathbf{q}_{obs} - \mathbf{q}_i - \mathbf{J}_i \mathbf{v}_{i+1})^T \mathbf{W}(\mathbf{q}_{obs} - \mathbf{q}_i - \mathbf{J}_i \mathbf{v}_{i+1}) \quad (3.9)$$

$$\mathbf{q}_{obs} = \begin{pmatrix} q_{obs}^1 \\ q_{obs}^2 \\ \vdots \\ q_{obs}^m \end{pmatrix}, \mathbf{q}_i = \begin{pmatrix} q_i^1 \\ q_i^2 \\ \vdots \\ q_i^m \end{pmatrix}, \quad (3.10)$$

$$\mathbf{J}_i = \begin{pmatrix} \frac{\partial q_i^1}{\partial p_i^1} & \frac{\partial q_i^1}{\partial p_i^2} & \cdots & \frac{\partial q_i^1}{\partial p_i^n} \\ \frac{\partial q_i^2}{\partial p_i^1} & \frac{\partial q_i^2}{\partial p_i^2} & \cdots & \frac{\partial q_i^2}{\partial p_i^n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial q_i^m}{\partial p_i^1} & \frac{\partial q_i^m}{\partial p_i^2} & \cdots & \frac{\partial q_i^m}{\partial p_i^n} \end{pmatrix} \quad (3.11)$$

$$\mathbf{v}_{i+1} = \mathbf{p}_{i+1} - \mathbf{p}_i = \begin{pmatrix} p_1 - p_0 \\ p_2 - p_1 \\ \vdots \\ p_n - p_{n-1} \end{pmatrix} \quad (3.12)$$

ここに  $\mathbf{q}_{obs}$  は  $m$  時間ステップの間の実観測値， $\mathbf{J}_i$  は  $n$  個存在するパラメタのそれぞれの微小変化に対する各点でのモデル生成値の変化量， $\mathbf{W}$  は各実観測値の重みの根からなる対角行列である．ここでの LM 法では以下の式 (3.13) により次パラメタベクトルを決定し，一定基準値以下になるまで反復計算をおこなう．

$$\begin{aligned} s_{u,v} &= (\mathbf{J}_i^T \mathbf{W} \mathbf{J}_i)_{u,v}^{-1/2}, \quad \mathbf{S}^{-1} \mathbf{v}_{i+1} \\ &= ((\mathbf{J}_i \mathbf{S})^T \mathbf{W} \mathbf{J}_i \mathbf{S} + \alpha \mathbf{S}^T \mathbf{S})^{-1} (\mathbf{J}_i \mathbf{S})^T \mathbf{W} (\mathbf{q}_{obs} - \mathbf{q}_i) \end{aligned} \quad (3.13)$$

ここに  $\mathbf{S}$  は対角行列で， $s_{u,v}$  はその対角要素， $\alpha$  は可変パラメタである．

#### 最適化モデルと流出モデルの連結

パラメタ推定の手順を図 3.6 に示す．図 3.6 のように，分布型降雨流出モデルは入力パラメタに基づき由良川流域の福知山地点での流量ハイドログラフを計算する．同地点では観測水位が存在するため，この観測水位を H-Q 曲線により変換することにより観測流量を得る．この観測流量と分布型降雨流出モデルにより計算された流量ハイドログラフの各時刻（一時間毎）の残差を取り，各観測値の重みも考慮した重み付き 2 乗残差を最小化するように LM 法は分布型降雨流出モデルの入力パラメタを調節する．ただし，本稿では重みは全観測値に対して等価（係数 1）とした．最終的には 2 乗残差が基準値を下回れば反復計算が終了する．

留意点としては H-Q 曲線により計算された観測流量ハイドログラフは，H-Q 曲線自体もモデルであるから一般には観測水位よりも精度は落ちる．実際にはパラメタ推定後の分布型降雨流出モデル計算値よりも不正確な可能性さえある．したがって，今回の場合，対象流域に対する分布型降雨流出モデルの準最適パラメタを推定するというのが主目的ではあるが，観測水位との直接比較ではないという点には注意を必要とする．



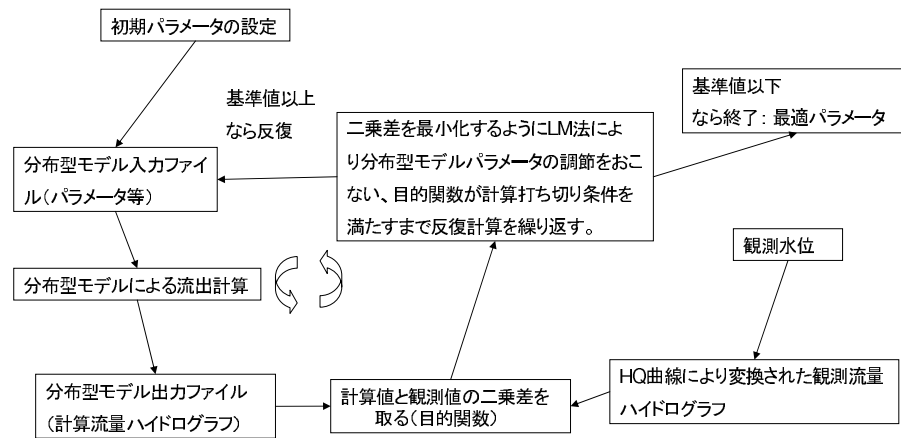


図 3.6 パラメタ推定の手順

### 合成パラメタ感度

合成パラメタ感度 (Composite Parameter Sensitivity: CPS) はモデルパラメタの変動によるモデル生成値の変動の割合 (変動率) を定量化するための指標で次のように表現される。

$$\text{CPS}_k = (\mathbf{J}^T \mathbf{W} \mathbf{J})_{k,k}^{1/2} / M \quad (3.14)$$

ここに  $\mathbf{J}$  はヤコビアン,  $\mathbf{W}$  は実観測値の重み行列 (通常対角行列で各観測値の重みの根をその対角要素とする), 下付指標  $k, k$  は行列の第  $k$  行  $k$  列を意味する。  $M$  は重み付けされない実観測値の数である。 CPS が低い場合, 一般にはそのパラメタは推定にあまり重要でないとされる。 相対合成パラメタ感度 (Relative CPS: RCPS) は各パラメタ値を CPS に乗算したものである。これは一般には各パラメタは異なる性質・大きさを持つため, 各感度をパラメタ間で比較できるように正規化したものである。

### 合成観測感度

合成観測感度 (Composite Observation Sensitivity: COS) は次の式で計算される。

$$\text{COS}_l = (\mathbf{W} \mathbf{J} \mathbf{J}^T)_{l,l} / N \quad (3.15)$$

COS は推定対象全パラメタの総合的な変動に対する実観測値の感度をモデル生成値を通じて定量化するための指標である。下付指標  $l, l$  は行列の第  $l$  行  $l$  列を意味する。一般には COS が高いからといって, その観測値が推定に絶対必要というわけではないが, 時空間的に近接な地点で同程度の COS 値が続けば, そのうちの幾つかの観測値は省略できる可能性がある。

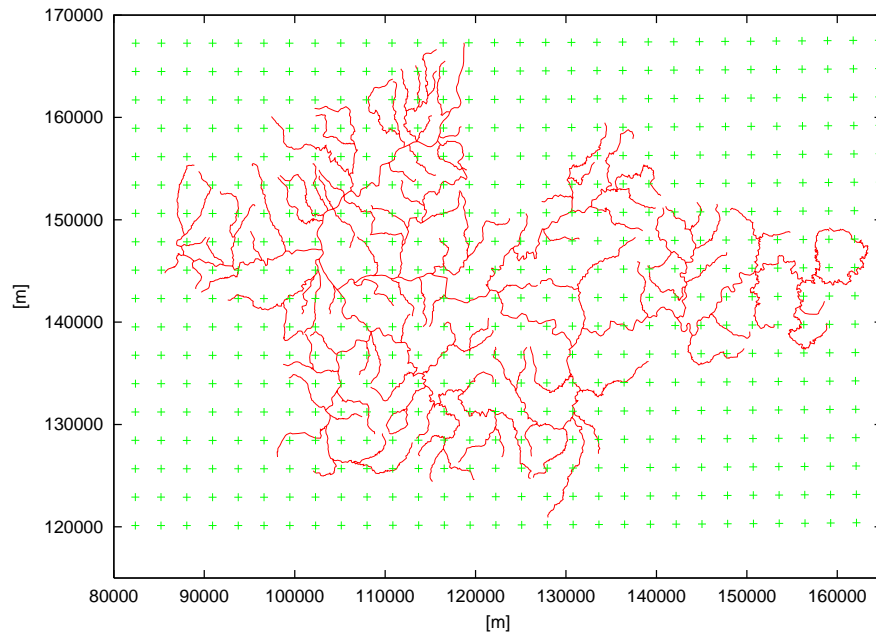


図 3.7 由良川河道網（実線）およびレーダ・アメダス格子点

### パラメタ相関分析

パラメタの相関を分析する指標は幾つかある．基本となる指標はパラメタの共分散行列で

$$\text{Cov}(\mathbf{p}) = E(\mathbf{J}^T \mathbf{W} \mathbf{J})^{-1} \quad (3.16)$$

と表現される．ここに  $E$  は期待値を意味する．本稿ではこの共分散行列の要素  $\sigma_{k,l}$  を用いて

$$\rho_{k,l} = \frac{\sigma_{k,l}}{(\sigma_{k,k}\sigma_{l,l})^{1/2}} \quad (3.17)$$

を計算し，これを要素とする相関係数行列によってパラメタ間の関係を定量化する．ここに下付指標は行列での位置を示す．この値が正負 1 に近いほど 2 つのパラメタ間の相関が強い．

### 3.2.3 パラメタ推定の結果

2004 年台風 23 号の通過期間（10 月 19 日 0 時～10 月 21 日 23 時）を対象にパラメタ推定を行う．地域気象観測アメダスデータを用いて補正されたレーダ・アメダスデータ（時間分解能 1 時間，空間分解能約 2.8km）を降雨情報として入力し，降雨流出解析を行う．各レーダ・アメダスの値は図 3.7 の格子点上で流出モデルに入力される．図 3.8 には

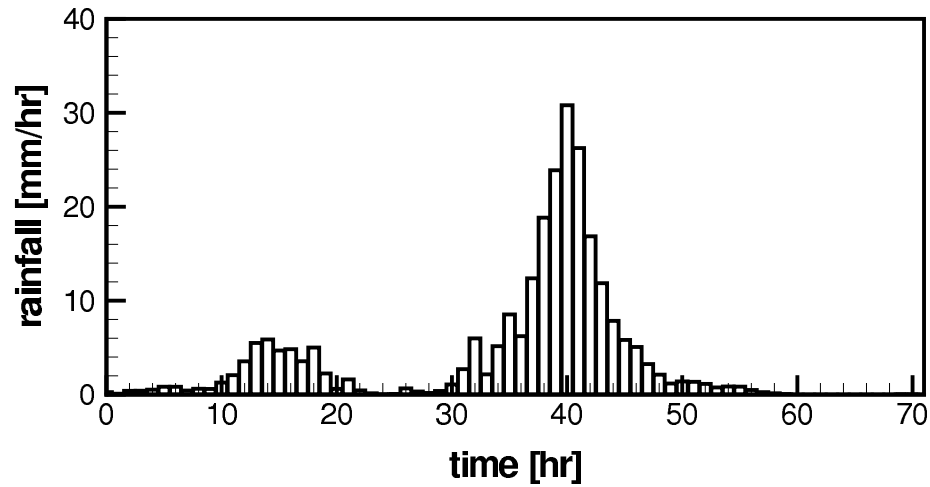


図 3.8 流域平均雨量 (2004 年洪水：福知山観測所上流域)

このレーダ・アメダスをもとに計算された福知山水位観測所より上流での流域平均降雨量の時間推移を示している。

表 3.1 推定後の諸指標

Parameter	Estimate 2	Initial 2	Estimate 1	Initial 1	Final CPS	Final RCPS
$N_{slope}$ [ $m^{-1/3}s$ ]	0.1 (0.1-0.9)	0.1	0.01 (0.01-0.9)	0.10	160.15	16.015
$k_a$ [m/s]	0.065 ( $0.1-10^{-8}$ )	0.089	0.089 ( $0.1-10^{-8}$ )	0.001	221.99	14.486
$D$ [m]	0.50 (0.5-1.5)	0.52	0.52 (0.5-1.5)	0.63	111.79	55.897
$d_a$ [m]	0.081	0.114	0.114	0.50	342.77	55.862
$d_m$ [m]	0.037	0.048	0.048	0.50	49.728	22.595
$\beta$ [-]	6.00 (2-6)	6.00	6.00 (2-6)	4.0	2.3149	13.889
$N_{river}$ [ $m^{-1/3}s$ ]	0.055 (0.010-0.055)	0.055	0.055 (0.010-0.055)	0.030	1948.7	107.18

表 3.2 相関係数行列

	$N_{slope}$	$k_a$	$D$	$d_a$	$d_m$	$\beta$	$N_{river}$
$N_{slope}$	1.0000	-0.9314	-0.2679	0.2530	0.4265	0.3240	0.4155
$k_a$	-0.9314	1.0000	0.1736	-0.1959	-0.6258	-0.5354	-0.4691
$D$	-0.2679	0.1736	1.0000	-0.9823	0.0169	$-1.53 \times 10^{-4}$	-0.1072
$d_a$	0.2530	-0.1959	-0.9823	1.0000	0.1233	0.1644	0.0264
$d_m$	0.4265	-0.6258	0.0169	0.1233	1.0000	0.9671	0.2542
$\beta$	0.3240	-0.5354	$-1.52 \times 10^{-4}$	0.1644	0.9671	1.0000	0.0327
$N_{river}$	0.4155	-0.4691	-0.1027	0.0264	0.2542	0.0327	1.0000

表 3.1 に推定にあたっての初期パラメタ (Initial 1), 第 1 回の試行で得られた推定パラ

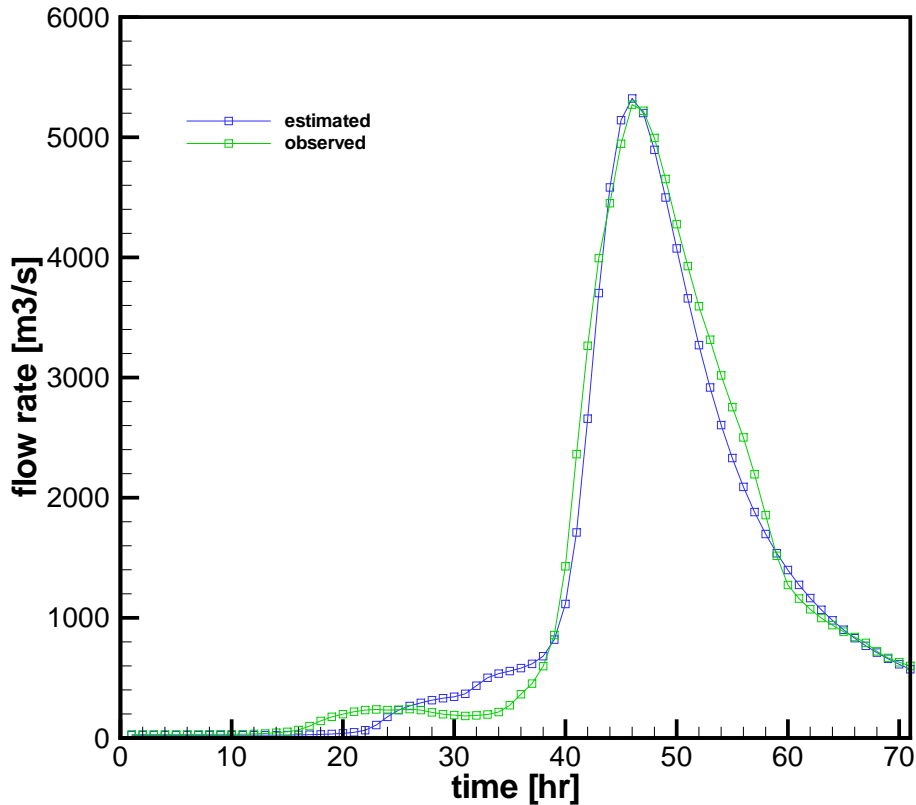


図 3.9 2004 年洪水の観測ハイドログラフと最適ハイドログラフ

メタ 1 (Estimate 1), 推定パラメタ 1 に過去の事例に沿う制約条件 ( $N_{river} < N_{slope}$ ) を追加し (Initial 2), さらに最適化計算した本稿の最適パラメタ (Estimate 2) を示す。なお, 通常は最適化ステップが 5~7 回, 各最適化ステップでヤコビアン計算を行うが, 初期段階ではパラメタ数に相当する 7 回 (例えば 5~7 回中 3~5 回), 最適解に接近するとヤコビアン計算の精度を上げるため 7 回  $\times$  2=14 回 (例えば 5~7 回中 2~4 回), また LM 法の  $\alpha$  パラメタの変更に伴う計算が各最適化ステップで 2~7 回程度, 合計では概算で  $7 \times (3 \sim 5) + 14 \times (2 \sim 4) + (5 \sim 7) \times (2 \sim 7) = 59 \sim 140$  回程度の順推定計算が必要になる。最適化された計算ハイドログラフと観測ハイドログラフを図 3.9 に示す。

なお, 同図の観測流量は福知山観測所での観測水位を H-Q 近似曲線を用いて変換したものである。図 3.9 を詳しく見ると, 計算開始~24 時の領域 1 (観測流量 > 計算流量), 24~38 時間の領域 2 (観測流量 < 計算流量) に差異が, また流量ピークから低減部にかけて 50 時以降の領域 4 (観測流量 > 計算流量) には微細な差異が見られる。なお, 43 時~50 時の領域 3 (計算流量  $\approx$  観測流量) は適合度がかなり良い。

この点について検討するため COS をプロットした図 3.10 を示す。基本的に COS が高い観測値はパラメタ推定に与える影響が大きい。図からわかるように, 今回のように観測値に等しい重みを与えた場合, 結果として 43~44 時の観測値の COS 値が最大となる。

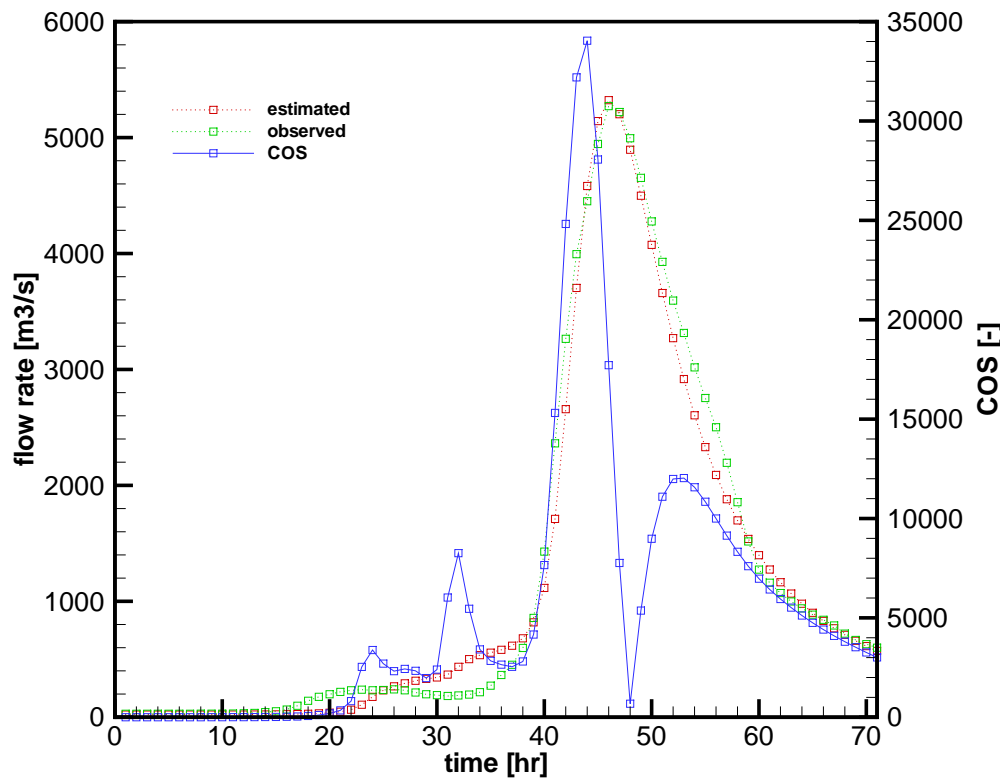


図 3.10 合成観測感度 (COS)

換言すると LM 法はこの近傍を中心に計算ハイドログラフの観測ハイドログラフへの近似（モデルパラメタの推定）を行うことになる。同時刻を含む領域 3 の適合度がかなり良いのはこのためだと思われる。他方、領域 1 は計算ハイドログラフが過小評価、2 は過大評価になっているが、要は領域 1, 2 全体で 2 乗残差が最小になるようにパラメタ推定がなされたためであり、全体としての水量は一致しているといえる。この領域 1, 2 は斜面表層土壌が徐々に飽和している過程であり、土壌パラメタの推定方法にさらなる工夫を要するようである。

表 3.1 に示した RCPS から、今回の推定プロセスでは河道の等価粗度  $N_{river}$ 、土層厚  $D$ 、層厚  $d_a$  などが推定に影響が大きいパラメタであると考えられる。

表 3.2 にパラメタの相関係数行列を示す。今回の推定プロセスでは  $k_a$  が  $N_{slope}$ 、 $d_m$  が  $\beta$ 、 $D$  が  $d_a$  と高い相関を示した。

以上述べたように、最適化アルゴリズム（LM 法）を分布型流出モデルと連結することにより分布型流出モデルのパラメタ推定をより系統立てて行うことが可能になった。ここに示したような統計指標を用いてパラメタ、モデル生成値、観測値の関係を理論的かつ定量的に評価することができる。ただしより詳細な検討は必要である。特に観測値の重み付けの考え方、流域一様ではなくサブ流域での土地利用、地質特性を考慮し、サブ流域毎に異なったパラメタを設定するなど分布型モデルの利点を生かすための工夫、他の条件下で

のパラメタ推定結果との比較などが重要であると思われる。

### 3.3 滋賀県日野川流域の分布型降雨流出モデリング

#### 3.3.1 滋賀県日野川流域と竜王町の概要

淀川流域全体図とその内部の滋賀県日野川流域を図 3.11 に示す。日野川は鈴鹿山脈の綿向山（標高 1100 m）を源流とし、淀川水系に属する一級河川（流域面積  $207.1\text{km}^2$ ，流路延長 42.2 km）である。日野川流域は日野町，東近江市，竜王町，近江八幡市，湖南市，野洲市の 4 市 2 町に及ぶ。図 3.12 に日野川流域の概要を示す。日野川は上流部は勾配が急で土砂流出が激しく，中下流部で河床上昇に伴う洪水氾濫を防止するために長い年月をかけて堤防の嵩上げ工事が繰り返されてきた。結果として，日野川中下流は天井川となっており，沿川住民はたびたび洪水被害を被ってきた [36]。なお日野川上流には日野川ダム（多目的ダム：治水，灌漑，図 3.12）と利水ダムの蔵王ダム（灌漑）がある。竜王町（図 3.12，図 3.13）は日野川の中下流部に位置し，東部の雪野山，西部の鏡山，南部の丘陵地帯と北部の日野川で町の大部分が囲まれており，町面積  $44.52\text{km}^2$  に人口 13674 人（男 7529 人，女 6145 人）5045 世帯（平成 20 年 3 月 1 日現在）が居住する。中央部から北部にかけて居住区や田園地帯が広がり，町では石器時代の名残を残す出土品なども発見されている。町内には日野川に加えて，その支流である善光寺川，祖父川，惣四郎川，中津井川，新川，大洞川（図 3.13）などが貫流する。なお氾濫解析については図 3.13 に示すように日野川，善光寺川，名神高速を分水界とみなし，これらで囲まれた領域（図中赤線内部）で行った。

#### 3.3.2 日野川流域分布型降雨流出モデルの同定・検証

日野川流域に対して構築した分布型降雨流出モデルのパラメタ同定と，そのパラメタによる流出・ダムモデルの検証を 1990 年（平成 2 年）9 月の台風 19 号による降雨時系列を入力情報とし（図 3.14），ダム地点での実測流入・放流量を計算値と比較することにより行った。この降雨を対象にしたのは実際にダムがピークカットを行っている最も最近の事例だからである。パラメタ推定は前述の京都府由良川流域の例のように Levenberg-Marquardt 法により行う [37]。計算されたダムへの流入量とダムからの放流量，およびそれらの実測値を図 3.14 に示す。ダムへの流入量を見ると，計算値は実測値とよく一致しており，ダム上流の集水過程を良く再現しているのがわかる。また実測放流量を見ると実際にダムがピークカット（洪水流量  $160\text{ m}^3/\text{s}$  を超えた場合に余剰流量をダムに貯留する）を行っている様子，また計算放流量からダムモデルがこの状況を良く再現しているのがわかる。この際同定されたモデルパラメタは  $D=1.14\text{m}$ ， $d_a=0.229\text{m}$ ，



図 3.11 淀川流域と日野川流域

$d_m=0.452\text{m}$  ,  $k_a=0.029\text{m/s}$  ,  $\beta=4.04$  ,  $N_{slope}=0.153\text{m}^{-\frac{1}{3}}/\text{s}$  ,  $N_{river}=0.01\text{m}^{-\frac{1}{3}}/\text{s}$  であった。以降、これらのパラメタを流域一様に与える。

図 3.15 には観測貯水位と計算貯水位を示す。計算値については流入量と放流量はピークカットが行われるまでは完全に等しいため水位の変動は起こらず、ピークカットに至り貯水位が上昇している。他方、実測値については実際の操作では人為的な影響がありピークカット時以外でも流入量が放流量より大きいことがあるため貯水位は計算値よりも高い。こうした人為的な不確定性はモデル化するのは難しい。計算結果は全体の傾向を大よそ把握していると考えられるため、以降このモデルを用いる。

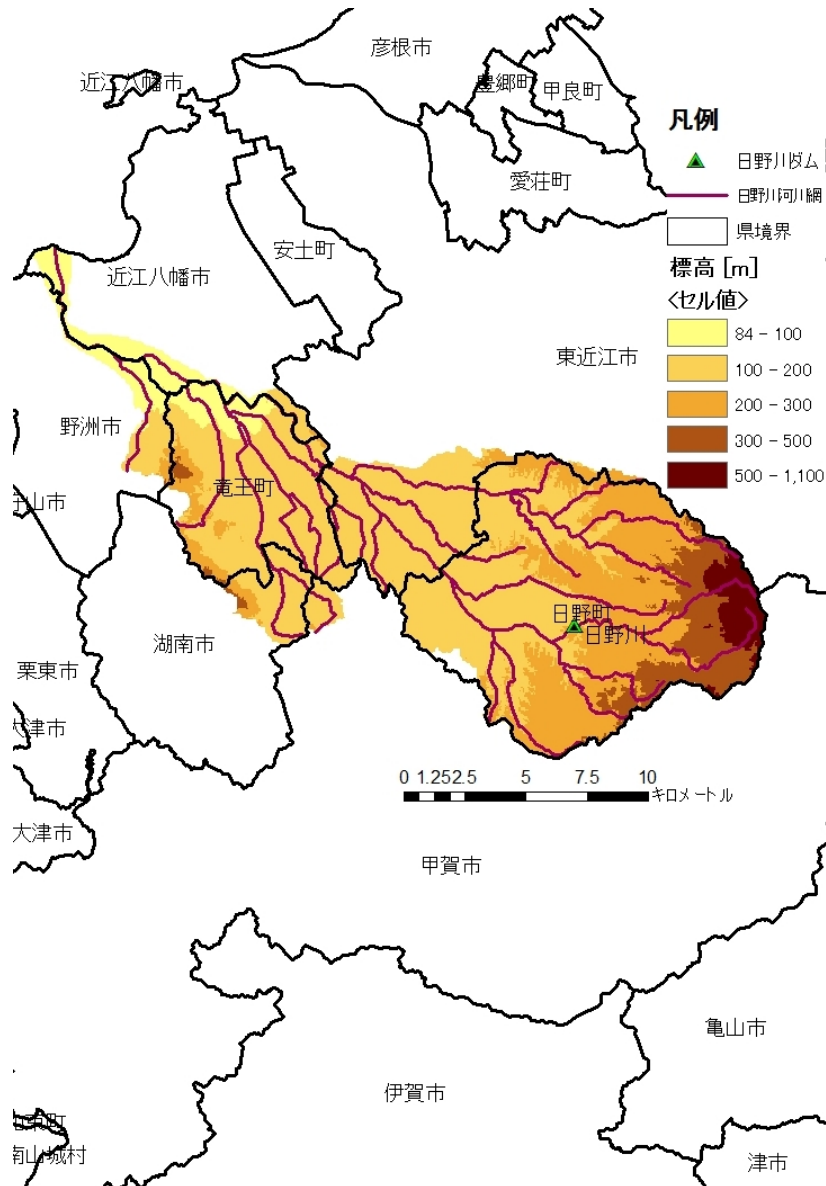


図 3.12 日野川流域

### 3.4 滋賀県竜王町の洪水・内水氾濫, 排水モデル

滋賀県竜王町を対象として外水・内水氾濫追跡モデルを構築した。これについてはまず解析範囲内の河道（日野川，善光寺川，祖父川，惣四郎川，中津井川，新川，大洞川）の水位・流量を一次元不定流解析で追跡する（図 3.13）。なお，流出解析では小河川の中津井川，新川，大洞川は考慮してない。

河道網の上流端では降雨流出モデルにより計算された流量ハイドログラフを入力する。2 川が合流して 1 川となるような合流点では 2 つの下流端と 1 つの上流端により構成さ





図 3.13 竜王町拡大図

れる3端点の水位が等しく、流入量の合計が流出量に等しいとする。次元不定流解析における最下流端の水位は、最下流端とすぐ上流側の計算断面の諸値を用いて外挿計算して与えた。つまり最下流端については、それより下流の影響は上流に伝播しないとして取り扱った。これにより日野川と善光寺川の合流点より上流の河道網では下流端の水位が上流断面より高くなる場合に生じる水位上昇の上流側への伝播、所謂堰上げの効果を考慮できる(kinematic wave法ではできない)。なお、これまでに日野川流域では中津井川など日野川支川の日野川への排水不能による溢水氾濫が発生しており、このような現象を再現するためには、今後はこうした小河川まで考慮していく必要がある。溢水は河道内の水深が堤防高さを上回った場合に起こるとし、越流公式により溢水流量を計算する。これらの溢水流量を浅水流方程式による二次元氾濫解析モデルに与える[38]。なお、この氾濫解析モデルでは、降雨による内水、あるいは河道から堤内地に溢れた水が河道に(再)流入して湛水が引けて行く様子もシミュレーションできるようにプログラムしている。この(再)流入量も越流公式により計算する。以下に適用した支配方程式を記述する。

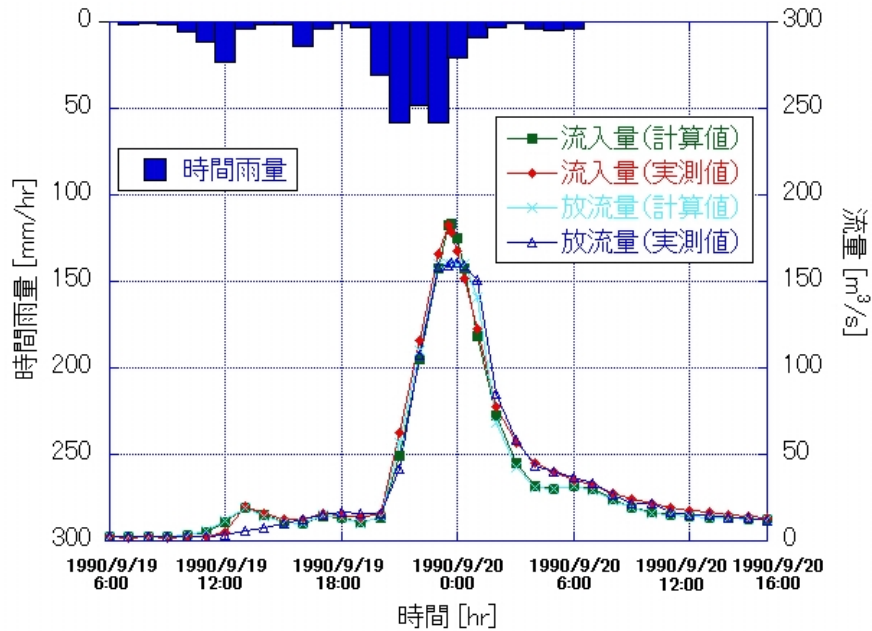


図 3.14 1990 年 9 月 19～20 日の台風 19 号時の降雨波形，計算・実測流入量，計算・実測放流量

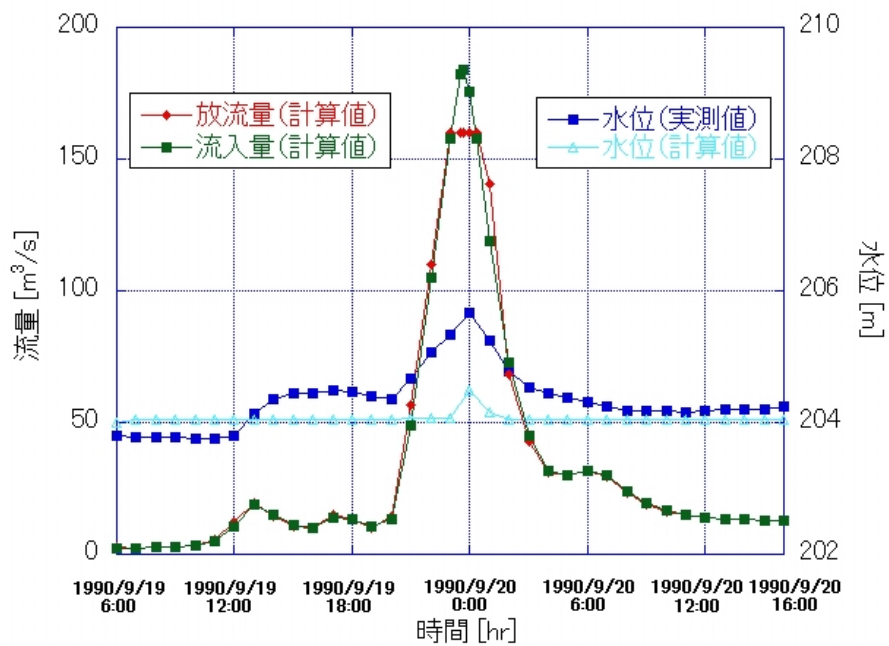


図 3.15 1990 年 9 月 19～20 日の台風 19 号時の計算流入・放流量と計算・実測水位

### 3.4.1 河川網の1次元不定流解析

以下の連続式と、抵抗則に Manning 公式を用いた St. Venant 式を適用する。

$$\frac{\partial A}{\partial t} + \frac{\partial Q}{\partial x} = q, \quad (3.18)$$

$$\frac{1}{g} \frac{\partial v}{\partial t} + \frac{v}{g} \frac{\partial v}{\partial x} + \frac{\partial h}{\partial x} = s_0 - \frac{n^2 u |u|}{R^{4/3}} \quad (3.19)$$

ここに  $A$  は河道での流水断面積,  $Q$  は河道内流量,  $q$  は  $x$  方向の単位長さあたり横流入出量 (流入が正),  $u = Q/A$  は断面平均流速,  $s_0$  は水路床勾配,  $n$  はマンニングの粗度係数,  $R$  は径深である。これらの式を特性曲線法で解く。

### 3.4.2 氾濫原での2次元洪水氾濫解析

堤内地の氾濫解析には2次元浅水流方程式を用いる。

$$\frac{\partial h}{\partial t} + \frac{\partial M}{\partial x} + \frac{\partial N}{\partial y} = Q_{in} \quad (3.20)$$

$$\frac{\partial M}{\partial t} + \frac{\partial uM}{\partial x} + \frac{\partial vM}{\partial y} = -gh \frac{\partial H}{\partial x} - gn^2 u \frac{\sqrt{u^2 + v^2}}{h^{1/3}} \quad (3.21)$$

$$\frac{\partial N}{\partial t} + \frac{\partial uN}{\partial x} + \frac{\partial vN}{\partial y} = -gh \frac{\partial H}{\partial y} - gn^2 v \frac{\sqrt{u^2 + v^2}}{h^{1/3}} \quad (3.22)$$

ここに  $h$  は水深,  $M = uh$ ,  $N = vh$  で  $M$ ,  $N$  は流量フラックス,  $u$ ,  $v$  はそれぞれ  $x$  方向,  $y$  方向への流速,  $H$  は水位,  $Q_{in}$  は単位面積当たりの溢水流量である。ここでは数値解を得るために  $h$ ,  $M$ ,  $N$  を千鳥格子状に配置し (staggered grid), 時間方向差分には陽的解法の Leap frog 法を用いる。

なお, 氾濫解析モデルの検証については [26] を参照されたい。

## 3.5 雨域の移動方向が降雨流出・洪水氾濫過程に及ぼす影響

豪雨洪水災害を防止・軽減するためには, 治水システムの計画・施工及び管理を適切に行うことが肝要で, 当該流域の洪水流出の特性を事前の計画段階, 問題があれば適応的に現段階での確に把握しなければならない。また, 流域の洪水特性を明らかにし地域に還元することができれば地域防災計画策定にも役立つ。本節ではこうした視点に立ち, 雨域の移動が洪水流出ハイドログラフ, 洪水氾濫に及ぼす影響について数値実験を行う。これにより, 洪水防止の観点から危険な豪雨パターンや豪雨域の移動について検討することができる。

現行の河川計画では当該地域の過去の大雨・洪水時の降雨パターンを幾つか選別し、それを計画降雨量まで引き伸ばし、集中型の降雨流出モデルに入力することにより、応答である流出量の不確定性を考慮することが多い。しかしながら分布型の降雨流出モデルを用いて、雨域の移動や盛衰を考慮することができればより適切である。またここで実施するように雨域の移動を系統的に考慮して流出過程だけでなく氾濫過程まで検討した例は見られない。こうした点に着目して当該流域の降雨に対する応答特性をより具体的に把握することを試みた。これにより今後の河川計画や水防活動において雨域の移動を考慮することの重要性を指摘する [38]。

### 3.5.1 既往の研究

本論に入る前に関連する既往研究をレビューする。国外に目を向けると Yen and Chow (1969) [39] は実験室で、豪雨シミュレータを用いて流出の特性を検討し、流れ方向の豪雨の移動がピーク流量の増大をもたらす、反対方向に移動する場合には応答時間が長くなりピーク流量が減少する、といった直感的な予想を検証した。しかしながら、実験室での結果が直接実際の流域に適用できないとしている。Surkan (1974) [40] はネブラスカの自然流域での応答を簡単な分布型モデルを用いて検討した。仮想豪雨を 3.6 ~ 64.8 km/hr の速さで色々な方向に移動させて、上下方向の移動によるピーク流量の変動が 6 倍にも及ぶことを示した。Ngirane-Katashaya and Wheeler (1985) [41] は流域面積 20 km<sup>2</sup> 以下の都市流域における豪雨の流出特性を数値実験により検討しているが、その際正 12 角形の仮想流域を用い分布型の非線形流出モデルを適用した。また、Surgent (1981) [42] は排水設備の整った都市流域を対象として 0.5 ~ 32 km<sup>2</sup> の仮想の矩形流域を用い、空間変動をもつ移動豪雨 (0 ~ 61.2 km/hr) による洪水流出への影響を検討し、下流方向の豪雨の移動によるピーク流量は上流方向への移動によるピーク流量の 25 倍の大きさになっている。

日本では、実験室での豪雨シミュレータを用いたものとして室田・原 (1974) [43] の研究がある。Takahashi et al. (1971) [44] は 374 km<sup>2</sup> の流域 (神流川流域) における実際の雨域の移動が流出に与えた影響を調べている。高棹ら (1975) [45] は降雨の空間分布をガンマ分布で与え、その出水への影響を検討した。日野・砂田 (1977) [46] は周期変動降雨に対する表面流出の応答特性について検討した。

宝 (1987) [47] は 仮想流域モデルとして中央部に主河道があり、主河道方向 24 km、縦断方向 16 km の矩形流域を設定した (流域面積 384 km<sup>2</sup>)。流域は 4 つの支流と 9 つの部分流域からなり、仮想豪雨モデルで降雨入力を行い豪雨特性が流出に与える影響について数値実験を行っている。各部分流域は山腹斜面として斜面流出計算を行うが、この斜面は A 層で被覆されているものとし、斜面流出は中間流と表面流を考慮した山腹斜面集中

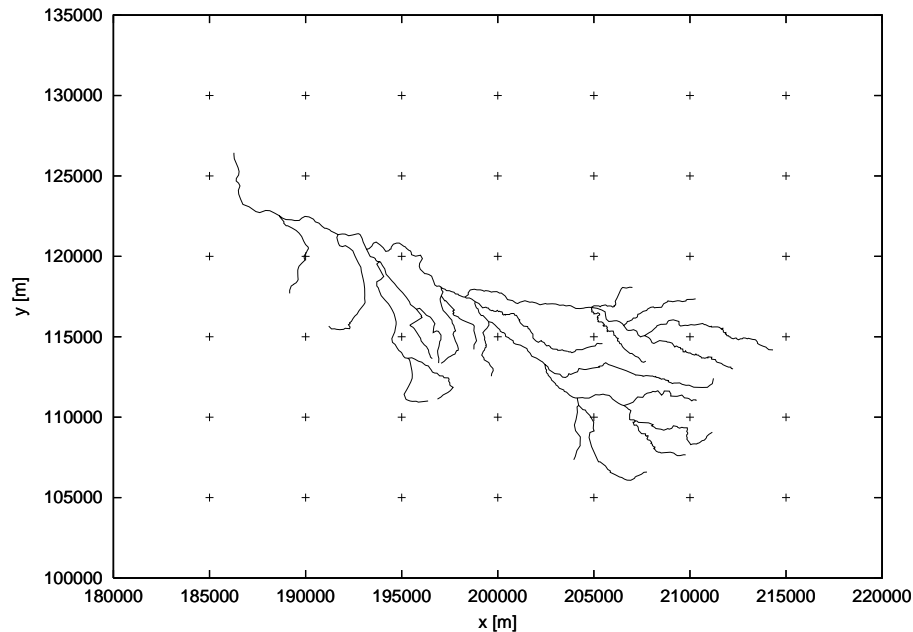


図 3.16 降雨流出計算のためにモデル化された河道網（実線）と 5km 間隔の降雨入力点（+ 印）

化モデルで追跡し，河道流出については kinematic wave モデルを用いている．仮想豪雨モデルにより 130 通りの組み合わせのシミュレーションを行い，雨域の移動方向・速度・強度が洪水流出に与える影響を調べた．

これまでのこうした研究は流域条件がかなり単純化されたものが多かった．これはデータが未整備であったことや，計算機能力の制限などによったと思われる．本節では分布型降雨流出モデルと氾濫モデルを組み合わせ，前述の滋賀県日野川流域と竜王町を対象に，流域・地域をなるべく忠実に表現して同様の解析を行う．

### 3.5.2 降雨の決定

この研究の目的は豪雨の移動方向が降雨流出・氾濫過程に与える影響を知ることである．このためにはまず，一定の大きさを持ち，その中では降雨強度が一様な豪雨モデルを用いることが，基本的な挙動を分析するという点で最適であると考えた．雨域が流域に対して小さすぎると，流域全体に対して十分な雨量が得られない．雨域が流域に対してあまりに大きすぎると雨域が移動しているにもかかわらず同じ強度の降雨が長時間継続するため，雨域の移動を考慮したことになる．そこで本研究では図 3.16 を参考にして流域を完全に覆う程度の雨域（35km × 30km）を考えた．流域に降る総雨量は日野川流域の河川計画や竜王町のハザードマップ作成で適用されている滋賀県により算定された 100 年確率日雨量（石原・高瀬法による）と同じとした．これによると 100 年確率日雨量は 228.7mm（計画日雨量）である．

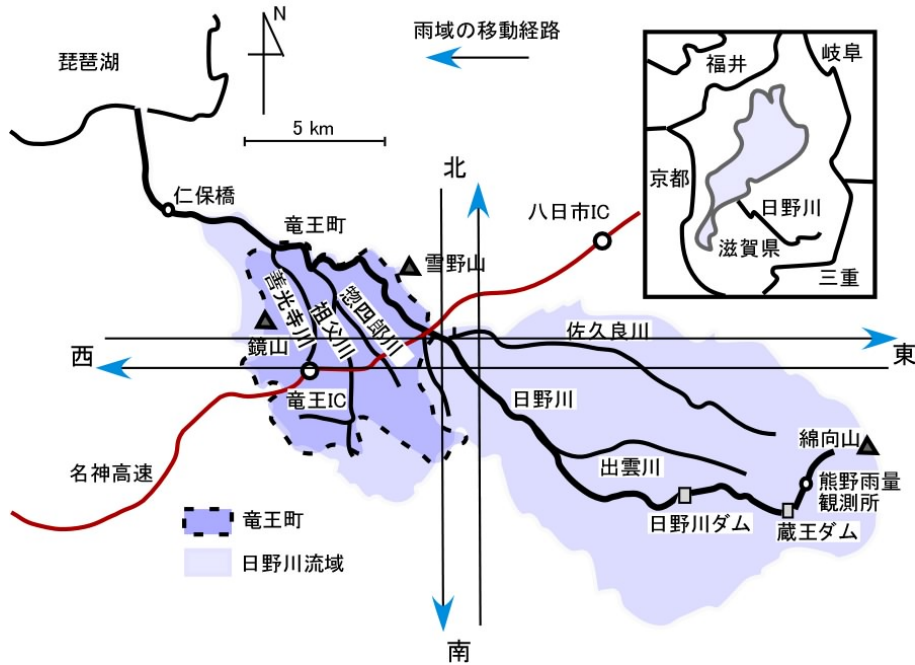


図 3.17 日野川流域模式図

雨域モデルの移動速度については宝 [47] を参考にしている．宝によると，台風の移動速度は  $20\text{km/hr}$  付近が最も多く，速いものでは  $80\text{km/hr}$  を超え，遅いものでは  $5\text{km/hr}$  に満たない．前線性豪雨でもこの傾向は大体同じである．したがって，今回は先に述べた大きさの雨域が時速  $5\text{km}$  で東西南北方向から日野川流域上を移動するとするとした（図 3.17）．移動速度を遅めの  $5\text{km/hr}$  としたのは，今回は流域に降る総雨量を一定とする雨域モデルを採用することから，雨域の移動速度をあまり速くすると降雨強度が大きくなりすぎてしまうためである．この総降雨量一定雨域モデルでは西から東，東から西へ雨域が移動する場合の降雨強度を  $32.67\text{mm/hr}$ ，北から南，南から北へ雨域が移動する場合の降雨強度を  $38.12\text{mm/hr}$  とし，流域に降る総降雨量を  $228.7\text{mm}$  に統一した．この点は降雨強度を移動方向の異なる各雨域に対して一定とした宝のアプローチ（降雨強度一定雨域モデル）とは異なる．これにより算定された日野川の流域平均一時間雨量時系列を図 3.18 に示す．

### 3.5.3 雨域の移動による降雨流出過程の違い

図 3.19 に雨域が東西南北方向から流域を通過する場合の日野川と法教寺川合流部（日野川本川：図 3.13 参照）での流量ハイドログラフを示す．これらからわかるように，雨

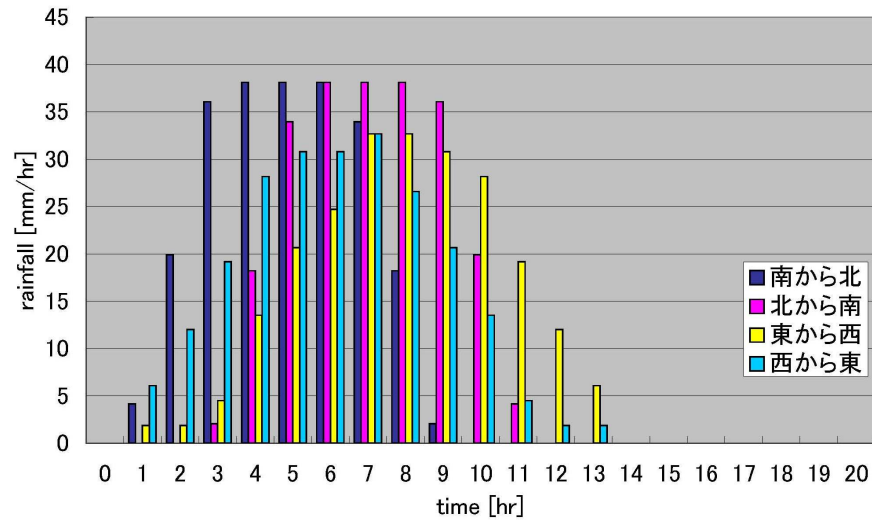


図 3.18 流域平均時間雨量時系列

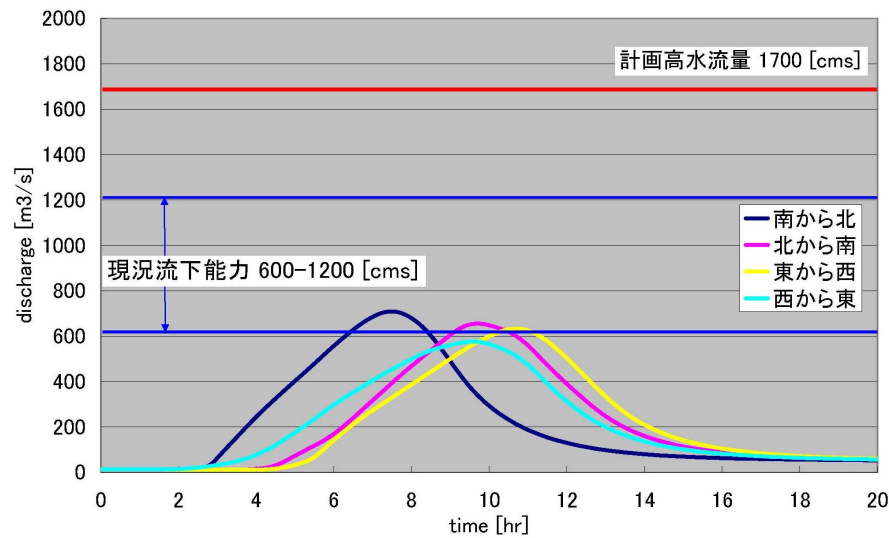


図 3.19 流量ハイドログラフ（日野川・法教寺川合流点）

域が南から北へ移動する場合のピーク流量が最大で  $709\text{m}^3/\text{s}$  となり、ピーク生起時刻は降雨開始から 7.5 時間後となる。次に雨域が北から南へ移動する場合のピーク流量が高く最大流量は  $655\text{m}^3/\text{s}$  で、ピーク生起時刻は 9.7 時間後である。雨域が東から西へ移動する場合はピーク流量が  $633\text{m}^3/\text{s}$  で生起時刻が 10.7 時間後、西から東へ移動する場合は最大流量が  $575\text{m}^3/\text{s}$  で、生起時刻は 9.7 時間後である。ここでは雨域の形状と総降雨量は 4 降雨パターンとも同じであるが、南北方向に雨域が移動する場合の降雨強度 ( $38.12\text{mm}/\text{hr}$ ) が東西方向のそれ ( $32.67\text{mm}/\text{hr}$ ) より高いことが南北方向のピーク流量が高くなった理由と考えられる。

南北方向のみで比較すると、南から北への雨域の移動によるピーク流量は北から南へのそれより  $54\text{m}^3/\text{s}$  高い。東西方向の比較では、東から西への雨域の移動によるピーク流量は西から東へのそれより  $58\text{m}^3/\text{s}$  高い。これから、下流方向（南から北、東から西）に向かって雨域が移動する方がピーク流量が高くなるのがわかる。宝 [47] の仮想流域を対象とした結論では、雨域が下流方向へ移動するほうが、上流方向へ移動した時よりも常にピーク流量は大きいとあるが、実流域を対象に行った流出計算でもこれと一致した。なお、ピーク流量が生起する時刻の順序は、図 3.18 の流域平均雨量の最大値が生起する時刻の順序に一致している。

### 3.5.4 雨域の移動による氾濫過程の違い

内水・外水氾濫モデルの日野川及び善光寺川、祖父川、惣四郎川（図 3.13 参照）上流端でこれらの流出計算結果を与えて河道流の一次元不定流解析を行い、氾濫計算を行った結果を図 3.20～図 3.23 と表 3.3 に示す（降雨による内水については考えていない）。なお表 3.3 の浸水面積は浸水深が  $0.1\text{m}$  を超えた場合の浸水域である。今回の計算では日野川の水位が上がることにより日野川支川で堰上げ（排水不能状態）が生じることに溢水が生じた（これは過去の事例に一致する）。

表 3.3 溢水時間と浸水面積

	南-北	北-南	東-西	西-東
溢水開始時間 [hr]	4.5	6.9	7.2	3.9
氾濫流再流入終了時間 [hr]	23.0	24.0	24.8	24.7
最大浸水面積 [ $\text{km}^2$ ]	1.57	1.55	1.49	1.53
最大浸水面積生起時間 [hr]	8.40	11.1	12.5	10.9

表 3.3 にあるように、浸水面積（最大浸水面積で表示）は雨域が南から北へ移動する場合が最も大きい。図 3.19 で示したように日野川本川の流量ハイドログラフのピーク流量が最大であることから妥当な結果であると考えられる。次に雨域が北から南へ移動する場合に浸水面積が大きくなった。これも日野川本川のピーク流量が 2 番目に大きいという状況と一致する。しかしながら、東西方向で比較すると、雨域が西から東へ移動する場合の方が東から西へ移動する場合より浸水面積が大きくなった。雨域が西から東へ移動する場合の日野川本川の流量ハイドログラフのピーク流量は、東から西へ雨域が移動する場合より低いことを考えると、氾濫過程には本川だけでなく支川も影響を与えているということになる。

溢水開始時刻を見ると、西から東へ雨域が移動する場合が一番早く、東から西へ移動する場合が一番遅い。その差は 3.3 時間である。東から西へ雨域が移動する場合の氾濫過程の進行が遅いのは、この場合に日野川本川の流量ハイドログラフのピークが観測されるの



が4パターン中一番遅いという傾向に一致している。

一方、西から東へ雨域が移動する場合、流域の西寄りに位置する祖父川の流量ハイドログラフの立ち上がりが4パターン中最も早くなるため、これにより祖父川と新川の合流部で早い時刻に溢水が始まる。なお、他のパターンでは全て日野川と中津井川の合流部で最初の溢水が始まっている。こうして雨域の移動方向により氾濫開始位置が異なり、溢水開始時刻の違いに現れる。

これらは日野川本川の流量・水位を観測したり、その改修を進めたりするだけでは、必ずしも洪水被害を適切に予測・軽減できないことがあることを意味している。現在は、日野川本川の水位計測データに基づき洪水注意報・警報が発令されているが、支川にも水位計を設置するなど、氾濫過程への支川の影響を考慮する必要がある。

図3.20～図3.22には3降雨パターンについて最大浸水面積が生じた時刻での浸水深を示している。雨域が西から東へ移動する場合(図3.22)は、日野川本川のより下流側(善光寺川との合流点付近)で溢水が多く生じているのが特徴である。なお、図3.23は溢水プロセスが一番遅く進む雨域が東から西へ移動する場合で、南から北に雨域が移動する場合の溢水終了時刻(図3.20)と同時刻(8.4時間後)の状況を特に示した。これにより雨域が南から北に移動する場合は、例えば同時刻で橋本に浸水が及んでいるが、東から西へ雨域が移動する場合は浸水がほとんど生じていないのがわかる。こうして総降雨量が等しい降雨でも降雨パターンにより結果としての浸水過程には大きな差が生じることがわかる。例えば洪水ハザードマップにはこうした情報は含まれないため、氾濫計算結果の提示の仕方についても更に検討していく必要がある。

### 3.5.5 結語

本節では、流域における流出過程・氾濫過程を物理的に解析する水文・水理モデルを構築し、雨域の移動を仮想的なモデルで表現して、その移動方向が降雨流出・洪水氾濫過程にどのような影響を及ぼすかについて検討した。結論は以下の通りである。

- 日野川流域において流域に降る総雨量が一定228.7mm(100年確率日雨量)の雨域が東西南北方向から流域上を通過する場合、日野川本川の法教寺川合流部における流量は、雨域が南から北、東から西へ移動する場合、つまり下流側へ移動する場合の方が、上流側へ移動する場合よりも一般に高くなる。
- 今回の雨域モデルの移動方向により日野川本川法教寺川合流部で洪水ピークが観測される時刻は計算上数時間も異なった。
- 竜王町における氾濫過程では他の要素もあるものの日野川本川の流量ハイドログラフの傾向は必ず反映される。したがって、日野川本川の観測、管理は重要である。

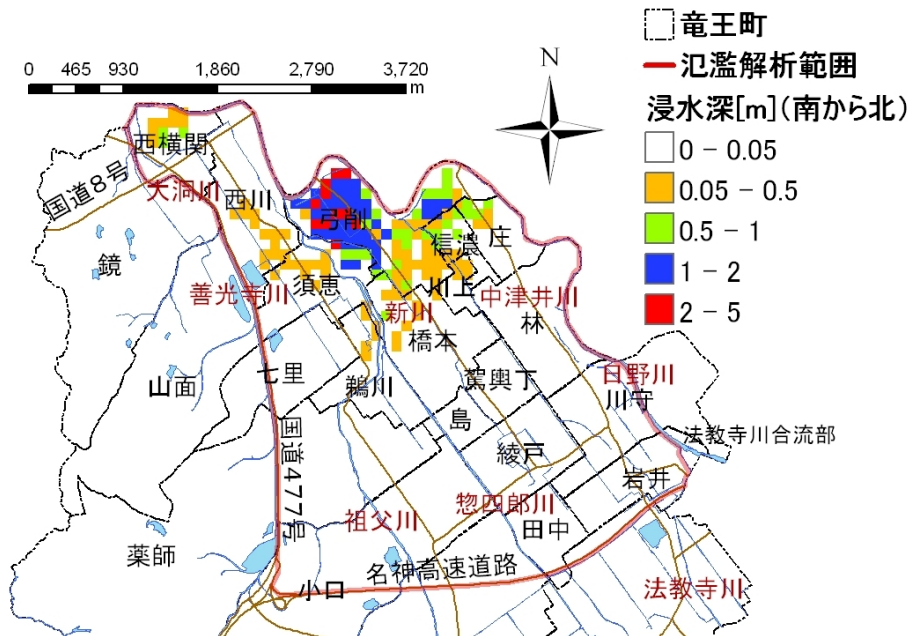


図 3.20 雨域が南から北に移動する場合の浸水深（8.4 時間後：溢水終了時刻）

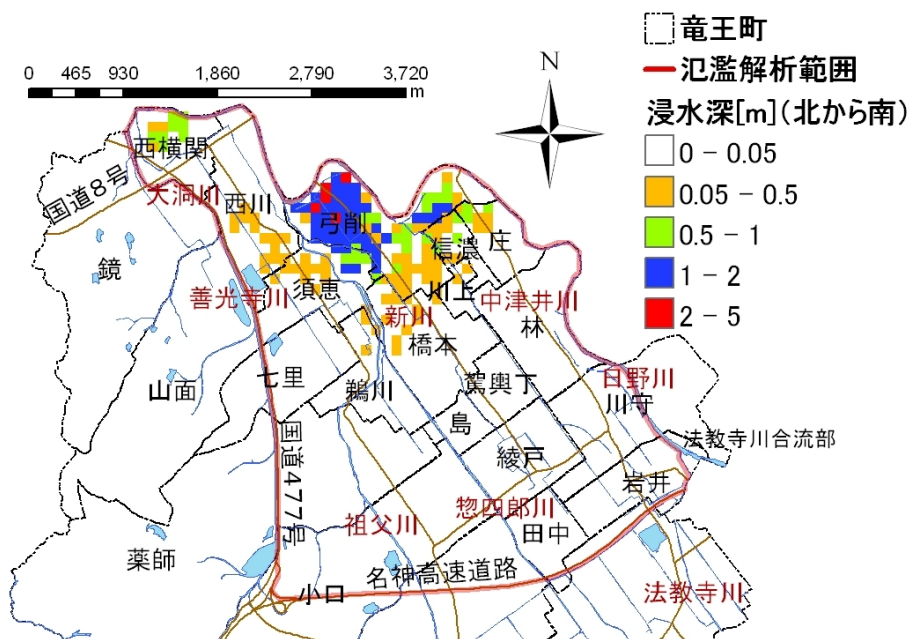


図 3.21 雨域が北から南に移動する場合の浸水深（11.1 時間後：溢水終了時刻）

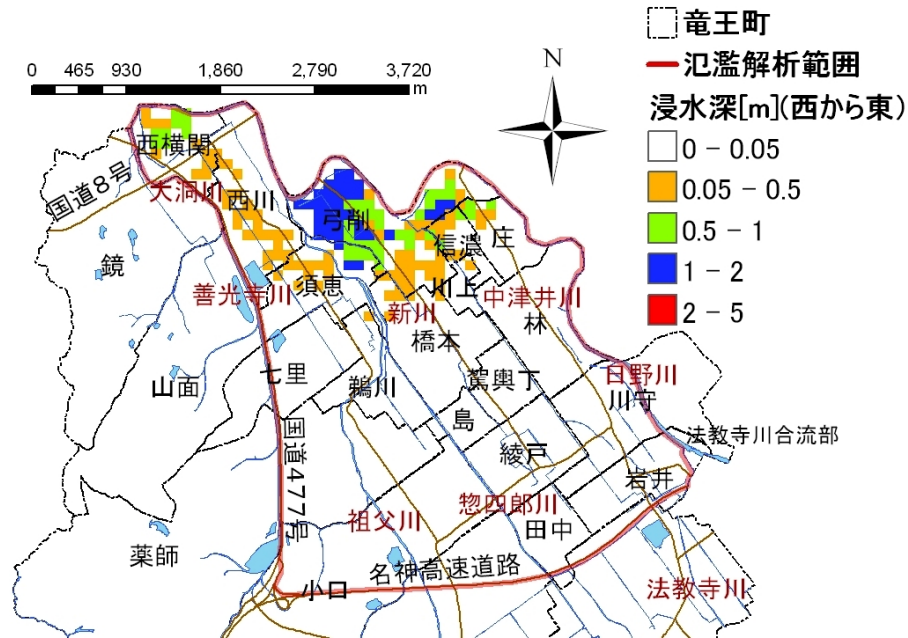


図 3.22 雨域が西から東へ移動する場合の浸水深（10.9 時間後：溢水終了時刻）

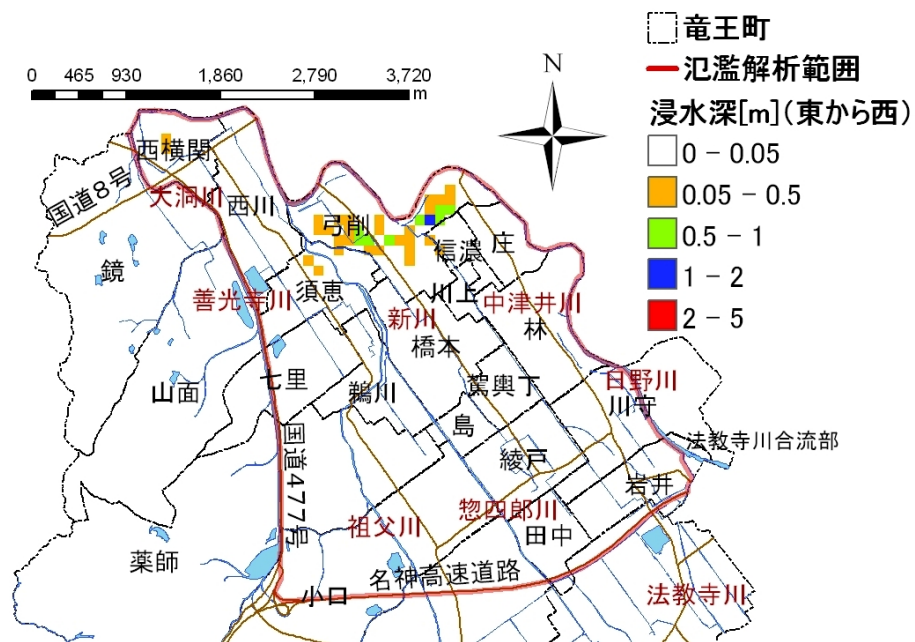


図 3.23 雨域が東から西へ移動する場合の浸水深（8.4 時間後：溢水途中）

- それに加えて、支派川の流量ハイドログラフの形状も洪水氾濫に影響を及ぼすことがある。特に竜王町では、西から東へ雨域が移動する場合に竜王町の西側に位置する支川の流量増加のタイミングが速くなる。これにより計算では、例えば祖父川と新川の合流部で溢水が早々に始まった。他の降雨パタンの計算では日野川本川と中津井川合流部での溢水が最初に生じたことから、本川に加えて支川の水位を計測するなど支川の氾濫過程への影響を更に検討することが重要である。

今後もモデルに関する検討を更に加え、同地域の洪水問題を考えていく。

## 第4章

# 洪水リスク分析としての経済被害推定手法の開発

洪水問題について考える場合、洪水ハザードの定量化に基づいてリスクを同定することが必要不可欠である。したがって、本章では洪水氾濫シミュレーション（ハザードの同定）を行い、それに基づいて家屋・田畑の主に経済リスクの推定を行う。最近日本で整備されつつある家屋一等、田畑一区画をも同定できる詳細なベクトル型のデジタルデータを用いて、浸水深メッシュデータ情報をベクトル型データに属性情報として移行し、その情報を用いてリスクを同定する。構造物被害については浸水深と構造物被害率の関係を用いて被害率を推定し、家屋の評価額から経済損失を試算する。作物被害については、従来あまり考慮されてこなかった湛水継続時間も推定できる氾濫モデルを構築したので（3章参照）、浸水深・浸水時間と作物被害率の関係表を用いて被害率を推定し、単位面積あたりの作物収量と単位重さあたりの作物小売価格を利用して損害額を推定する。これにより降雨、降雨流出、内水・外水氾濫、排水、被害という一連の過程を計算する枠組みが概ね完成できた。

### 4.1 リスクとハザード

洪水氾濫とその被害の問題を考える際に物理則に基づいて浸水深を推定する（例えば現時点の市町村が発行している多くの浸水想定区域図）ことは、必要であるが十分でない。浸水深の大きさと人的・物的被害が必ずしも比例するわけではないからである。つまり物理計算結果をより有効に解釈・利用するために、ここでは浸水深や流速と被害の関係を定性・定量的に把握することが必要になる。このような因果関係は最近浸透しつつあるリスクガバナンス（狭義にはリスクマネージメント）の概念を通じても考えることができる。リスクガバナンスではリスクを以下のような定義で考えることが多い。

[1] 日本リスク研究学会（編）（2006）[48]：ある有害な原因（障害）によって損失を伴う危険な状態（peril）が発生する時、「リスク = 損失 × その損失の発生する確率」と表現される。

[2] International risk governance council (2005)[49]：自然あるいは人間災害と脆弱な状態の相互作用から生じる害のある結果，すなわち予期される生命・負傷者・資産・生活の損失，経済活動の損害の確率．リスクは慣例的に「リスク = ハザード × 脆弱性」と表現される。

[3] Kaplan, S. and B. Garrick (1981)[50]：リスク三重項（risk triplet）「Risk =  $f(S_i, P_i, D_i)$ 」 $S_i$ ：起こりうる事象のシナリオ， $P_i$ ：その事象がどの程度の頻度で起こりえるか， $D_i$ ：起こった場合のダメージ

ここでの [2] にもあるが慣例的には「リスク (Risk) = ハザード (Hazard) × 脆弱性 (Vulnerability)」という定義をすることが多い．この考え方に沿うと，洪水氾濫そのものはハザードに相当する．翻って，これまでの洪水研究はこのハザード研究に相当するものが大きな割合を占めてきた．物理則に基づいて洪水氾濫の浸水深や流速を推定することはハザードを定量化していると言える．他方で，このリスク概念に沿えばハザードが如何ほどであっても，社会が脆弱でなければ（脆弱性が低ければ），実際のリスクは低いということになる．リスクが低いのであれば，ハザードが大きくても，そのハザードには応分の対処さえすれば良い．従って，社会の安全・安心を守るためにはハザードについてのみ研究するだけでは不十分で，脆弱性をどのように低下させるかをより真剣に考えるのが良いのだが，こうした脆弱性の定性・定量的な研究はこれまであまり進んでいない．人口・社会資本データなどを時空間でデジタルに可視化するのが難しかったこともその一因と考えられる．

しかしながら，最近 GIS で利用できる社会資本データの蓄積が急速に進み，これをうまく利用すれば災害を時空間軸に沿って立体的に把握することができるようになってきた．これを用いれば，これまでのように洪水災害（ハザード）を未然に防ぐための河道管理のようなハード対策を検討をすることに加えて，災害が生じたとしても土地利用の工夫（脆弱性を下げておく）などのソフト対策を通じて，最終的なリスクを低下させておくことができる．

こうした点に留意し，本章では降雨流出解析，洪水・内水氾濫解析によりハザードの定量化を行い，それによる構造物・農作物の主に経済リスクについて考えた．特に，農作物被害については従来あまり考慮されてこなかった湛水継続時間も推定できる氾濫モデルを構築したので，浸水深・浸水時間と作物被害率の関係表（定量化された脆弱性）を用いて



図 4.1 詳細なベクトル型家屋・田畑デジタルデータの例

作物被害率を推定し，単位面積あたりの作物収量と単位重さあたりの作物小売価格を利用して損害額を大まかに推定した．対象地域は前章と同じ滋賀県日野川流域と流域内部の竜王町とした．

## 4.2 詳細な洪水経済被害推定手法の提案

### 4.2.1 ベクトル型データの有用性

図 4.1 は滋賀県竜王町により整備された GIS フォーマットのベクトル型デジタル地図である．この電子地図では家屋・構造物，田畑，道路などがポリゴンデータとして整備されている．一見してわかるように，この詳細なベクトル型のデジタルデータによって，構造物や田畑の正確な形状が認識できる．例えば，図 4.1 中の黒色の長方形ポリゴンは家屋・構造物を示し，緑色の長方形のポリゴンは田畑を示している．シミュレーションした浸水深をメッシュデータで出力し，このメッシュデータ情報を各ポリゴンに属性情報として割り当て，浸水深から被害率を推定し，経済被害額を推定することができる [51]．

### 4.2.2 ラスター型浸水深情報のベクトル型構造物・田畑データへの移行

図 4.2 は前述の図 4.1 のベクトル型デジタルデータに正方形型構造格子で行った洪水浸水深シミュレーション結果を重ねて表示したものである．図 4.3 はこの浸水深メッシュデータ情報をベクトル型データの各ポリゴンに属性情報として与えたものである．この属

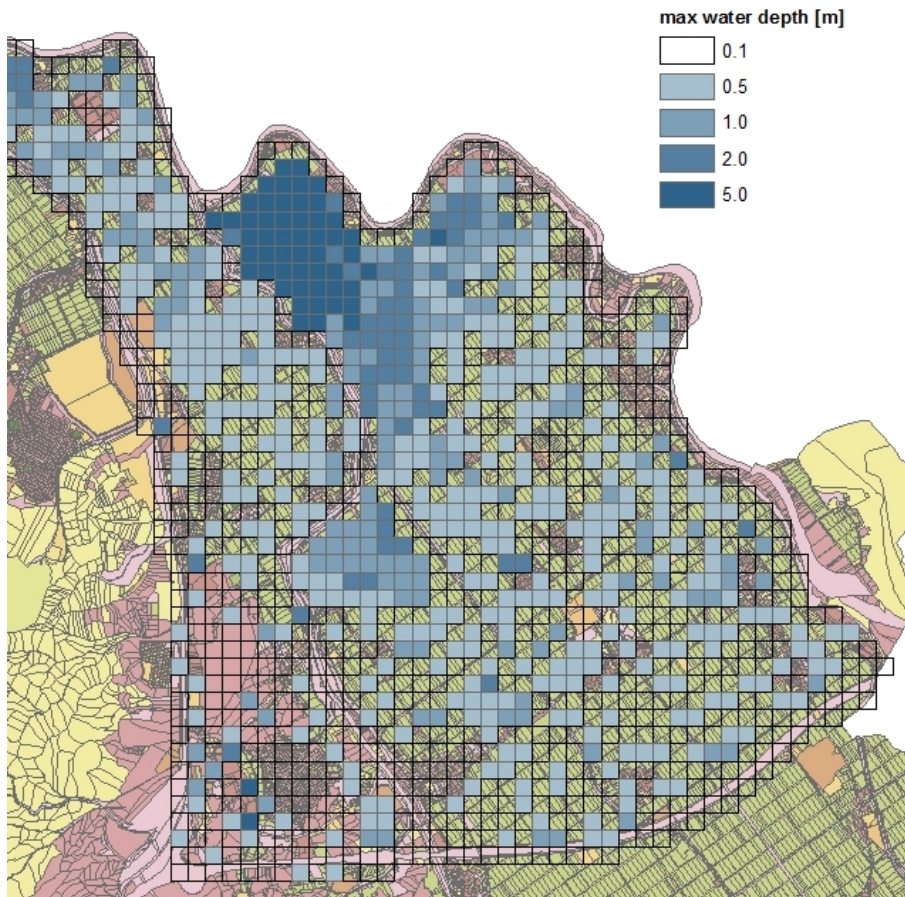


図4.2 図4.1のベクトル型データに正方形構造格子で実施した浸水深シミュレーション結果を重ねあわせた例

性付与過程において、複数の浸水深グリッドセル情報が一つのポリゴンにまたがる場合がある。この場合、最大浸水深を代表値として採用することにする。例えば最小値あるいは平均値なども属性候補となりえるが、最大値を取る場合が洪水防御計画としては安全側で最も妥当だと考える。この方式であれば図4.2で浸水深が低い地域でも図4.3では大きめの浸水が生じる事がある。各区画（ポリゴン）内に障害がないのであれば各区画で浸水深が同一の方が現実により近いと考えられる。また、図4.3のようにベクトル型で浸水深を表現することにより、各家屋や田畑の所有者は各々の資産が浸水しているかどうか、浸水深はどの程度かを判断しやすくなる。こうした情報は避難の判断や資産保護にも有用である。

#### 4.2.3 被害率推定

家屋・構造物及び作物の被害率を推定するための統計値が国土交通省の治水経済調査マニュアル（2005）[52]に示されている。こうした統計値は日本ではほとんど公表されてい



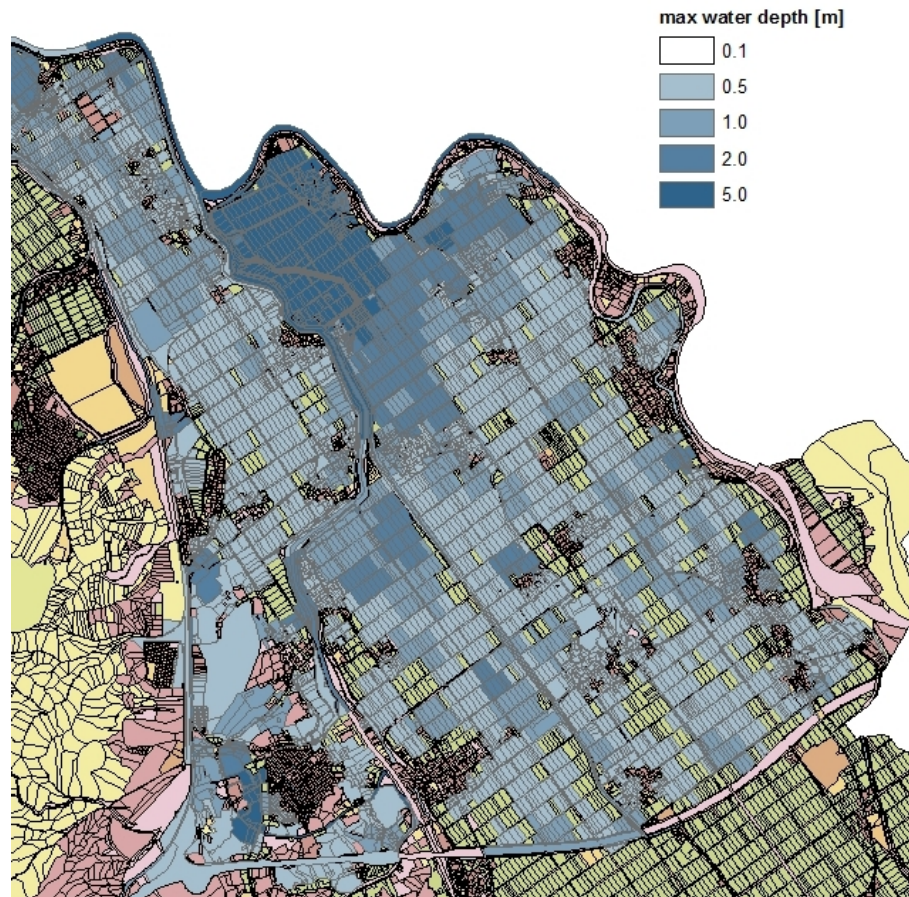


図 4.3 図 4.2 のメッシュデータ浸水深情報をベクトル型データの各ポリゴンに属性情報として付与した例

浸水深 地盤勾配	床下	床上					土砂堆積 (床上)	
		50cm 未満	50~ 99	100~ 199	200~ 299	300cm 以上	50cm 未満	50cm 以上
Aグループ	0.032	0.092	0.119	0.266	0.580	0.834	0.43	0.785
Bグループ	0.044	0.126	0.176	0.343	0.647	0.870		
Cグループ	0.050	0.144	0.205	0.382	0.681	0.888		

A : 1/1000 未満、B : 1/1000~1/500、C : 1/500 以上

注：1. 平成 5 年～平成 8 年の「水害被害実態調査」により求められた被害率。(ただし、土砂堆積は従来の被害率)

2. 家屋の全半壊についても考慮した数値である。

図 4.4 浸水深と家屋被害率の関係 (国土交通省治水経済調査マニュアルより引用)

事項 冠浸水深 浸水日数 作物種類	冠 浸 水												土砂埋没			
	0.5m 未満				0.5~0.99m				1.0m 以上				地表からの土砂堆積深			
	1 }	3 }	5 }	7 以上	1 }	3 }	5 }	7 以上	1 }	3 }	5 }	7 以上	0.5 m 未 満	0.5 ~ 0.99 m	1.0 m 以 上	
田	水稻	21	30	36	50	24	44	50	71	37	54	64	74	70	100	100
畑	陸稲	20	34	47	60	31	40	50	60	44	60	72	82			
	甘しょ	11	30	50	50	27	40	75	88	38	63	95	100			
	白菜	42	50	70	83	58	70	83	97	47	75	100	100			
	蔬菜	19	33	46	59	20	44	48	75	44	38	71	84			
	根類	32	46	59	62	43	57	100	100	73	87	100	100			
	瓜類	22	30	42	56	31	38	51	100	40	50	63	100			
	豆類	23	41	54	67	30	44	60	73	40	50	68	81			
	畑平均	27	42	54	67	35	48	67	74	51	67	81	91	68	81	100

注) 1. 「蔬菜」は、ねぎ、ほうれん草、その他、「根菜」は、大根、里芋、ごぼう、人参、「瓜類」はきゅうり、瓜、西瓜、「豆類」は小豆、大豆、落花生、たまねぎ等である。  
2. 土砂埋没の被害率は、河川の氾濫土砂によるものであるので、「土石流」の場合は実情に応じて修正すること。

図 4.5 浸水深と作物被害率の関係（国土交通省治水経済調査マニュアルより引用）

ないため、現時点ではこの統計値に頼らざるを得ない。構造物・家屋に関する被害率推定手続きは以下のように要約できる。

- 被害率とは、洪水により家屋・構造物や作物が評価額に対してどの程度のパーセンテージで被害を受けるかを意味している。
- 家屋・構造物被害率は図 4.3 の浸水深と図 4.4 の浸水深と被害率の関係により推定できる。図 4.4 の地面勾配は各地域（あるいは各ポリゴン）の地面の勾配を示しており、この地面勾配により流体力（すなわち洪水流速）を陰的に考慮するために分類されている。
- 作物の被害率は図 4.3 の浸水深と図 4.5 の浸水深、浸水継続時間と作物被害率の関係により推定できる。作物の場合、浸水継続時間も考慮するのがポイントであり、図 4.5 に示されるように作物は浸水が生じた後でも浸水時間が短ければより多く生存できる。例えば、浸水深が 0.5m 以下で浸水継続時間が 1~2 日の場合、米被害率は 21% となるが、浸水継続時間が 7 日以上の場合、米被害率は 50% となる。
- この被害率統計値は 1993 年～1996 年に実施された水害被害実態調査から算出されている。

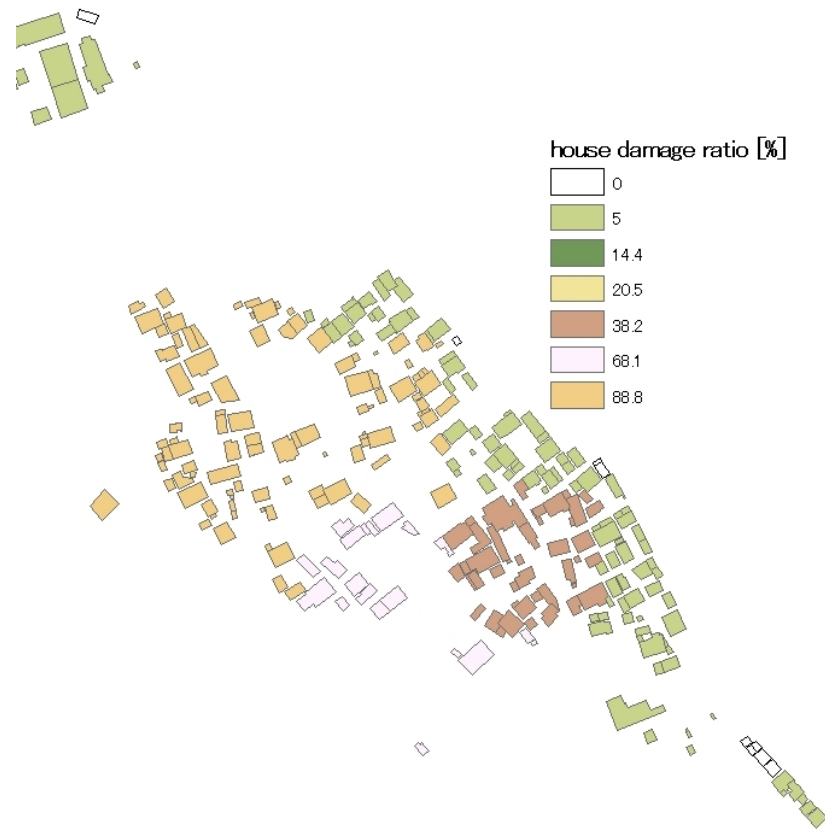


図 4.6 推定手順に従い計算された家屋被害率：5%、38.2%、68.1%、88.8%の被害率が見られる。

家屋被害率推定例を図 4.6 に示す。この地域では平均地面勾配が  $1/500$  以上であるから、図 4.4 の一番下の行の値を被害率推定に用いる。図 4.6 では一部の家屋被害率が最大で 88.8% に達しており、68.1%、38.2%、5% などの被害率も見られる。各家屋の被害率が明確に示されているので、家屋所有者は各々の資産が洪水によりどのような被害を被るかの可能性をはっきりと考えることができる。これは洪水浸水シミュレーションのみよりはずっと有用であると考えられる。

他方、作物被害率（現地の作物種を同定するための情報は一般にはないので、米として考える）の推定例を図 4.7 に示す。この場合シミュレーションにより浸水継続時間が 1～2 日と推定されたので（これは排水を考慮できる洪水氾濫モデルによってのみ可能である）。図 4.5 の対応する値を被害率推定に用いる。図 4.7 に示したように作物被害率としては 21%、24%、37% が得られた。標高が一番低い地域で最大の作物被害率（37%）が推定された。

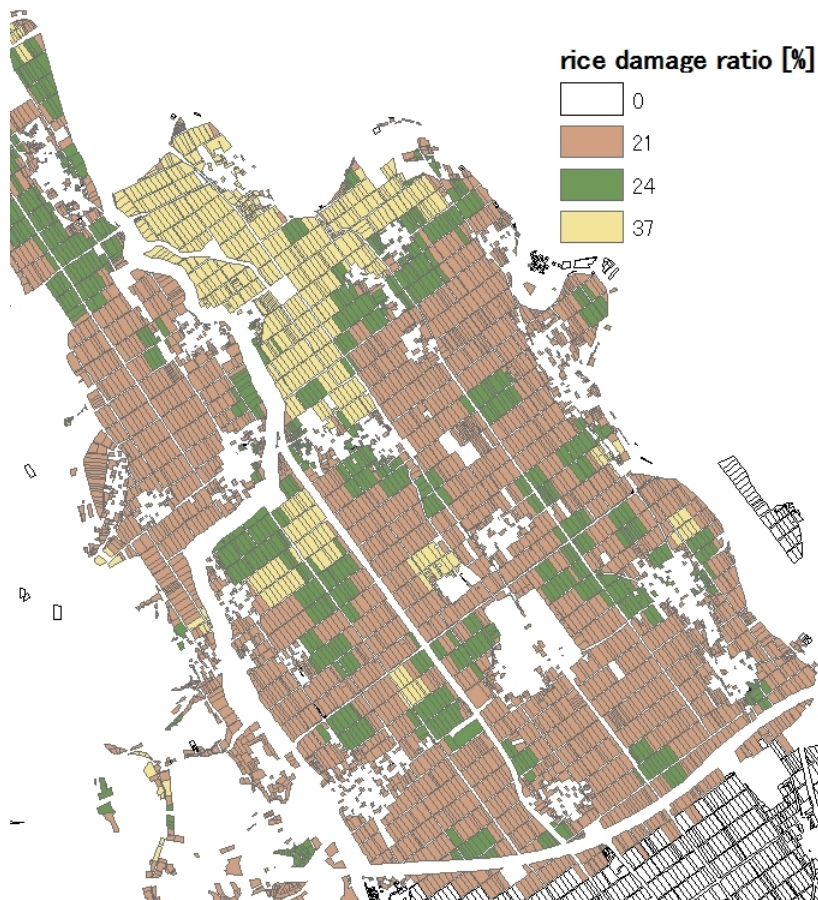


図 4.7 推定手順に従い計算された作物被害率：21%、24%、37%の被害率が見られる。

#### 4.2.4 経済被害推定

各家屋や農地の経済被害は被害率とそれぞれの評価額により計算する。詳細なベクトル型データにより各家や農地の面積が正確に算定できる。平成 17 年における各県の  $m^2$  あたりの家屋評価額が国土交通省治水経済調査マニュアルに記載されている。例えば、滋賀県の  $m^2$  当たりの家屋評価額は 151900 円である。面積と面積当たり評価額と被害率がわかるのでこれにより面積  $\times$  面積当たり評価額  $\times$  被害率として経済被害を推定する。図 4.8 の例では、太枠で囲まれた家屋は当地の郵便局であり、この占有面積は  $376m^2$ 、面積当たりの評価額が 151900 円であり、浸水深が  $0.71m$ 、被害率が  $20.5\%$  であるので、結果として経済被害は  $376 \times 151900 \times 0.205 = 1170$  万円となる。

田畑被害については、経済被害 = 田畑面積  $\times$  面積あたり収量  $\times$  kg あたり評価額  $\times$  被害率で求められる。家屋と同様に、田畑面積はベクトル型データから正確に算出できる。日本では作物の各県での平均収穫高が通常算出されており、平成 17 年において日本では米の平均収穫高は  $0.525kg/m^2$  である。kg あたりの米価格は平成 17 年で 289 円/kg であ

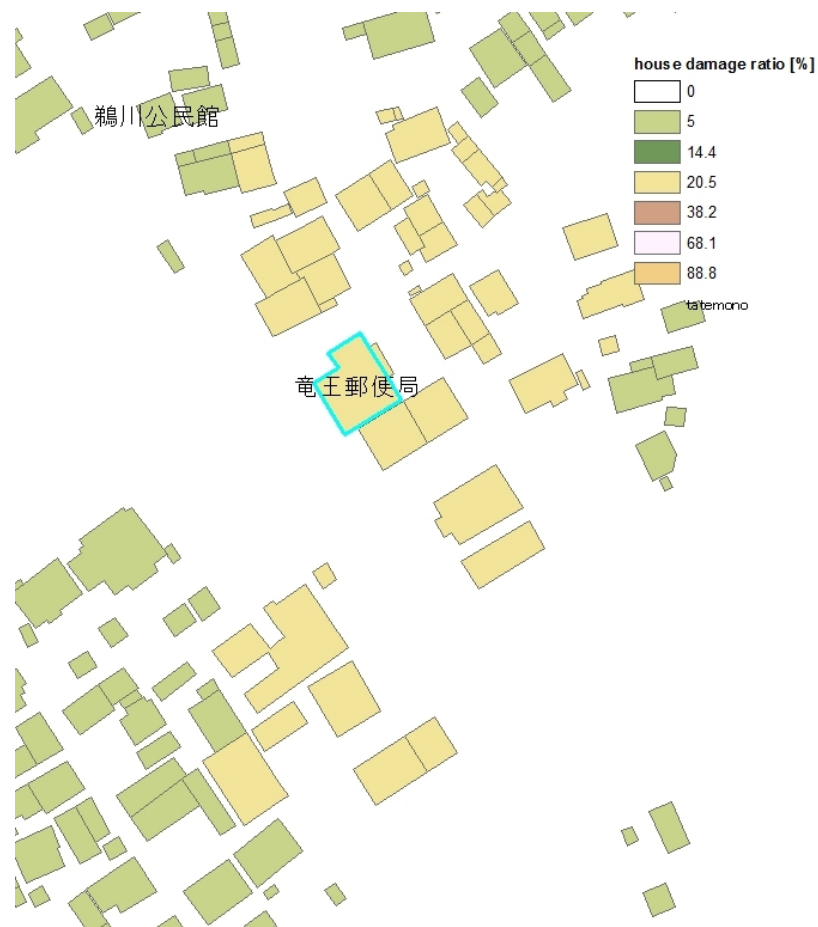


図 4.8 経済被害推定結果：太枠で囲まれた構造物は郵便局を示している．この郵便局の洪水による経済被害は 117000 万円と推定された．

る．図 4.9 の太線で囲った田を例にとると，田面積は  $3419\text{m}^2$  で，浸水深が  $2.5\text{m}$ ，被害率が 37% であるから，結果として経済被害は  $3419 \times 0.525 \times 289 \times 0.37 = 19$  万 2000 円となる．

一般的に，この手法を採用すると面積当たりでは家屋の被害額の方が田畑の被害額より大きくなる．

#### 4.2.5 結語

本章では最初に図 4.2 のようなメッシュデータ浸水深情報を図 4.3 のような GIS 形式のベクトル型データのポリゴンに移行（属性付与）する手続きを示した．ポリゴンに属性情報として与えられた浸水深は地域密着型の洪水災害管理を行うに当たって，住民が洪水をより身近にかつ自分自身の物として感じる事ができるので，非常に有用である．滋賀県竜王町がこのベクトル型データを整備したが，大変な先見性があると思われる．こうしたべ

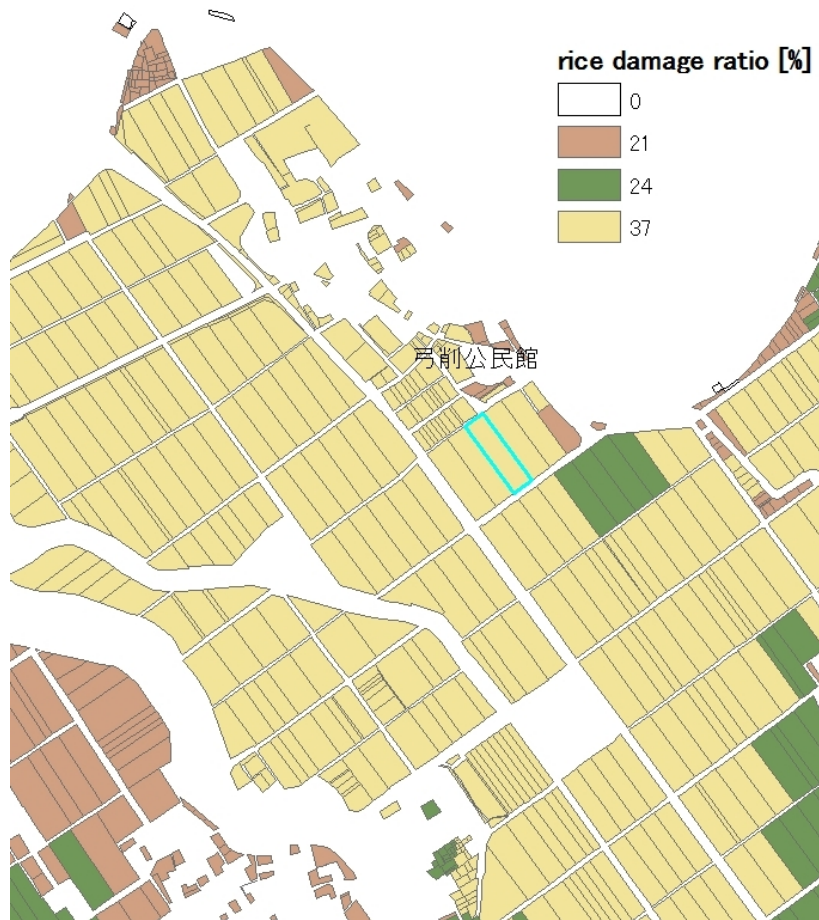


図 4.9 経済被害推定結果：太枠で囲まれた地域はある農地を示している．この農地の洪水による経済被害は 19 万 2000 円と推定された．

クトル型データは洪水災害だけでなく地震や火事災害の被害推定にも利用できる．家屋・建造物及び作物被害は図 4.6 や図 4.7 に示したように，水害実態調査の統計値を使って推定できる．こうした統計値は日本ではほとんど公表されておらず，治水経済調査マニュアルにある水害実態調査の統計値に頼らざるを得ない．こうした被害率の研究は大変有用であるが，洪水氾濫モデルなどの物理数値モデルを構築する努力に比べるとあまり進んでいない．広義の脆弱性評価の研究が現在求められていると言ってよい．4.2.4 節，図 4.8，図 4.9 に示した方法論で，各家や各田畑の経済被害を推定できる．こうすることにより，住民は自分自身の資産の経済被害の概略をつかむことができるので，保険などについても考えることができる．なおここで導入した手法は，詳細なベクトルデータがなくても適用可能である．すなわち，対象地域の航空写真などがあれば，ArcGIS などの基本的な機能により被害を受ける地域の輪郭が描けるので，これにより途上国などを対象としてもこの手法を適用できる．ただしそれでは各家屋の被害までを考えることは難しい．また，被害率は国や地域によっても違うので，被害率算定の作業が必要となる．

ここで示した洪水経済被害推定手法は世界でも最も精緻なものの一つであると考えており、今後更にこの研究を進めていく。





## 第 5 章

# 気候モデル出力を用いた極端気象と洪水災害リスクの分析

本節では 2 章, 3 章, 4 章で開発したモデル・手法及び知見を利用して, 将来に向けて気候変動により滋賀県日野川流域の洪水災害がどのように変動するかの予測を試みる。2 章と同様に気象研究所が開発した超高解像度全球大気モデルにより A1B シナリオに基づいて計算された近未来 (2015-2039 年), 将来 (2075-2099 年) の日野川流域での時間降水量時系列を用いて, 流域平均雨量を計算し, 日野川流域の河川計画の治水安全度に相当する 100 年確率日雨量の現在から将来に向けての変動を推定する。これに基づいて降雨流出計算, 外水・内水氾濫計算, 家屋・農地被害計算を行う。将来の洪水災害変動を河道流量, 氾濫浸水深などのハザード情報だけでなく, 家屋・作物被害率, 地域の経済被害額といったリスク情報からも整理する。本章で提示するような手続きでの将来の洪水リスク推定はまだあまり前例がない。

### 5.1 100 年確率日雨量推定のための水文頻度解析手順

宝 (2006) [4] あるいは宝・小林 (2008) [55] では確率降水量を決定するための手順が推奨されている。宝は主に標本サイズが 30~40 以上から再現期間程度の中標本データに対してこの手順を提案しているが, ここでは全球気候モデルにより計算された現在期間, 近未来期間, 将来期間の各 25 年間の年最大日雨量時系列データに同様な手続きを適用して, 確率水文量を推定することを試みる。

推奨されている水文統計量の推定手続きは以下の (1)~(6) のようである。

- (1) 水文極値データの収集・吟味 (独立性・均質性などをチェック)。
- (2) 候補となる確率分布を複数選ぶ (極値分布, 対数正規分布, ガンマ分布などが

候補となる)。

- (3) データに確率分布を当てはめる(確率紙や解析的方法を用いる)。
- (4) 当てはまり具合(適合度)を評価する(目視,客観的適合度評価規準による)。
- (5) 適合度の良い確率分布を選び,それによって再現確率統計量を求める。
- (6) 同程度の適合度を示す複数の確率分布に対して,ジャックナイフ法を適用し確率水文量の推定精度(ジャックナイフ推定誤差)を求め,これの小さいモデルを選ぶ。

本章では,この手順(4)において適合度基準指標として標準最小二乗基準(SLSC)を採用する。通常は(4)において似たようなSLSCを示す分布形が複数存在することから,SLSC<0.4の分布形のみを選定し[54],これらの適合度が良い分布形に対して,ブートストラップ法,あるいはジャックナイフ法を適用して確率水文量の変動性を評価する。将来に渡ってデータがさらに蓄積したときに確率水文量の値が大きく変動してしまうと,現場の設計・計画において大きな変更や見直しが必要になってしまうから,適合度が良く,かつ,データが増えても確率水文量の変化が小さくてすむような確率分布を採用する必要がある。

一般には母数の個数が少ない確率分布のほうが,リサンプリングによって生成されるデータ(標本)群に対して確率水文量の変動が小さくなる。母数の個数が多いとそれぞれの標本に対して適合度が良くなる分,逆に確率水文量の推定値の変動は大きくなる。また,3母数の分布よりも2母数の分布のほうが,安定性が良い,あるいはロバスト(robust)である。グンベル分布の適合度が優れていればこれを用いるのが良く,グンベル分布が適合しない場合には,3母数の分布を試みれば良い。

この方法は,すでに我が国のほとんどの一級河川,二級河川等の実務において採用されており,その基本的な解析ソフト「水文統計ユーティリティ」が国土技術研究センターのウェブ[58]から参照して利用できるため,以下の水文統計量の推定にはこれを用いた。

## 5.2 リサンプリング法

確率水文量の変動性(推定精度)を調べるためにリサンプリング手法が提案されている[53][56]。リサンプリング手法はデータセットからデータの一部を抽出したり,繰返しを許して元の標本と同じ個数のデータを持つ多数のデータセットを作りだすなどして,元の標本から得られる統計量の偏りを補正したり,統計量の推定誤差を求める手法である。

### 5.2.1 ジャックナイフ (Jackknife) 法

(1)  $N$  個の要素を持つデータセット  $(x_1, x_2, \dots, x_N)$  から統計量  $\hat{\psi}$  を推定するプロセスを次のように表示する .

$$\hat{\psi} = \psi(x_1, x_2, \dots, x_N) \quad (5.1)$$

(2)  $i$  番目のデータを除いた  $N-1$  個の要素を持つデータセットによる統計量を

$$\hat{\psi}_{(i)} = \psi(x_1, x_2, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_N) \quad (5.2)$$

と記す .  $\hat{\psi}_{(i)}$  は全部で  $N$  個 ( $i=1, 2, \dots, N$ ) 計算できる .

(3) 次の式により  $\hat{\psi}_{(i)}$  の平均値  $\hat{\psi}_{(\cdot)}$  を求める .

$$\hat{\psi}_{(\cdot)} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\psi}_{(i)} \quad (5.3)$$

(4) 最終的に偏りを補正した統計量  $\hat{\psi}_J$  , 分散  $\hat{s}_J^2$  は (ジャックナイフ推定値) は以下の式で求められる .

$$\hat{\psi}_J = N\hat{\psi} - (N-1)\hat{\psi}_{(\cdot)} \quad (5.4)$$

$$\hat{s}_J^2 = \frac{N-1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{\psi}_{(i)} - \hat{\psi})^2 \quad (5.5)$$

### 5.2.2 ブートストラップ (bootstrap) 法

(1)  $N$  個の要素を持つデータセット  $(x_1, x_2, \dots, x_N)$  から繰返しを許して  $N$  個取り出し , それを  $(x_1^*, x_2^*, \dots, x_N^*)$  とする . この 1 組の標本をブートストラップ標本という . ブートストラップ標本を用いて統計量  $\psi^*$  を求める .

$$\psi^* = \psi(x_1^*, x_2^*, \dots, x_N^*) \quad (5.6)$$

(2) (1) の操作を独立に  $B$  回繰り返す . 全部で  $B$  個のブートストラップ標本それぞれに対して  $\psi^{*b}$  ( $b = 1, 2, \dots, B$ ) を求める .

(3) 最終的に偏りを補正した統計量  $\psi^{*B}$  , 分散  $\hat{s}_B^2$  を以下の式で求める

$$\psi^{*B} = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \psi^{*b} \quad (5.7)$$

$$\hat{s}_B^2 = \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B (\psi^{*b} - \psi^{*B})^2 \quad (5.8)$$

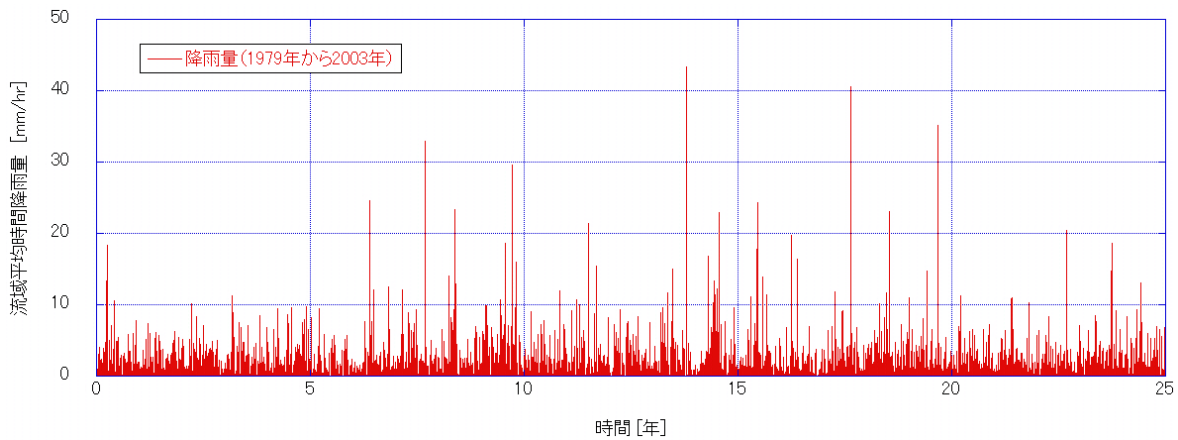


図 5.1 日野川流域の GCM データによる流域平均時間雨量時系列 (1979-2003 年)

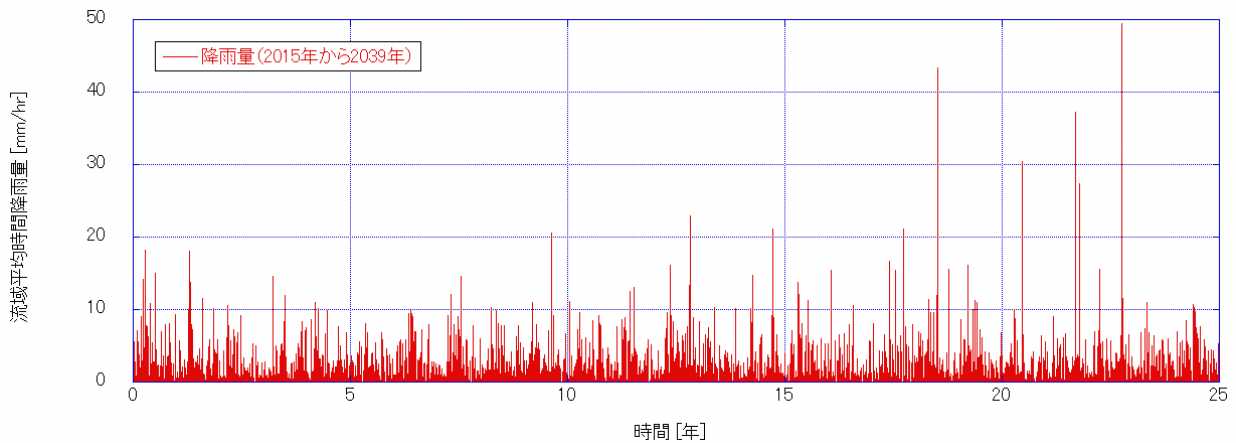


図 5.2 日野川流域の GCM データによる流域平均時間雨量時系列 (2015-2039 年)

なお、ブートストラップ法はブートストラップ標本抽出の際に乱数を発生させる必要があることから、乱数発生手法に結果が依存することがある。ジャックナイフ法は誰が適用しても同じ結果が得られることから、以後の評価はジャックナイフ推定誤差を分布形採択の基準として考えつつ、ブートストラップ推定誤差についても併記する。

## 5.3 気候変動による将来洪水変動予測

### 5.3.1 100 年確率日雨量の推定

2.3.1 節で解説した気象研究所の全球気候モデルの出力降水量を用いて滋賀県日野川流域の現在 (1979-2004 年) から近未来 (2015-2039 年)、将来 (2075-2099 年) に向けての流域平均時間雨量、年最大日雨量の変動を調べ、これを用いて 100 年確率日雨量がどう変動するかを推定する。

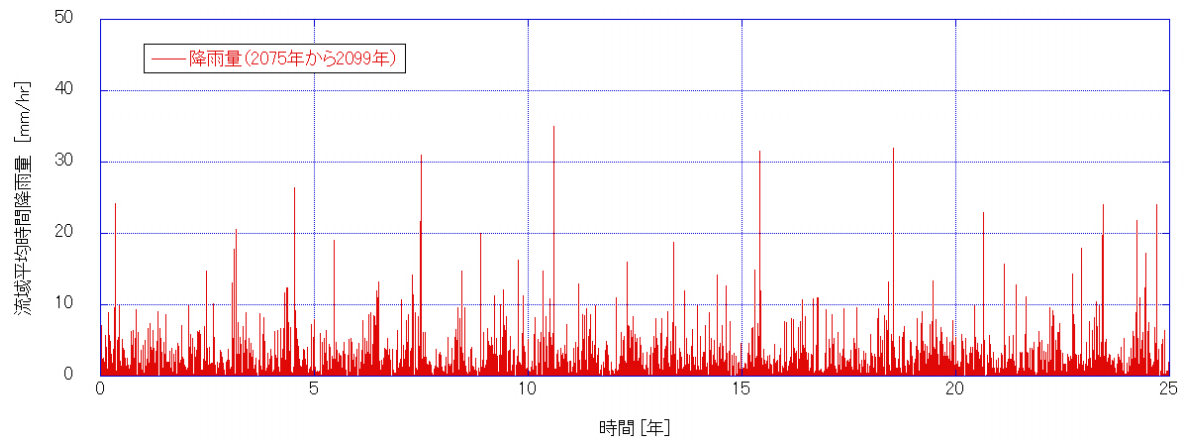


図 5.3 日野川流域の GCM データによる流域平均時間雨量時系列 (2975-2099 年)

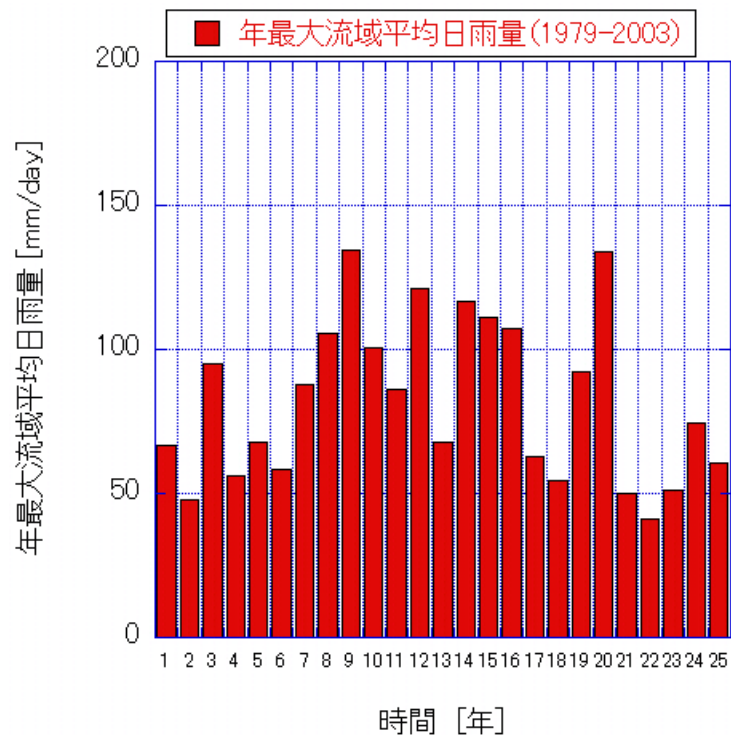


図 5.4 GCM データによる日野川流域の年最大流域平均日雨量時系列 (1979-2003 年)

図 5.1 ~ 図 5.3 に GCM 降水量データから計算した、現在、近未来、将来 25 年間の日野川流域平均時間雨量時系列を示す。現在期間については期間 25 年間の中で最大の時間降水量は 43.4mm/hr であった。近未来期間については 49.5mm/hr、将来期間については 35.0mm/hr であるから、時間降水量については近未来期間で最大の降雨が発生している。現在期間と将来期間を比べると、時間降水量については現在期間の方が最大値は大きい。

図 5.4 ~ 図 5.6 には現在、近未来、将来期間における各 25 年間の年最大日雨量時系列を

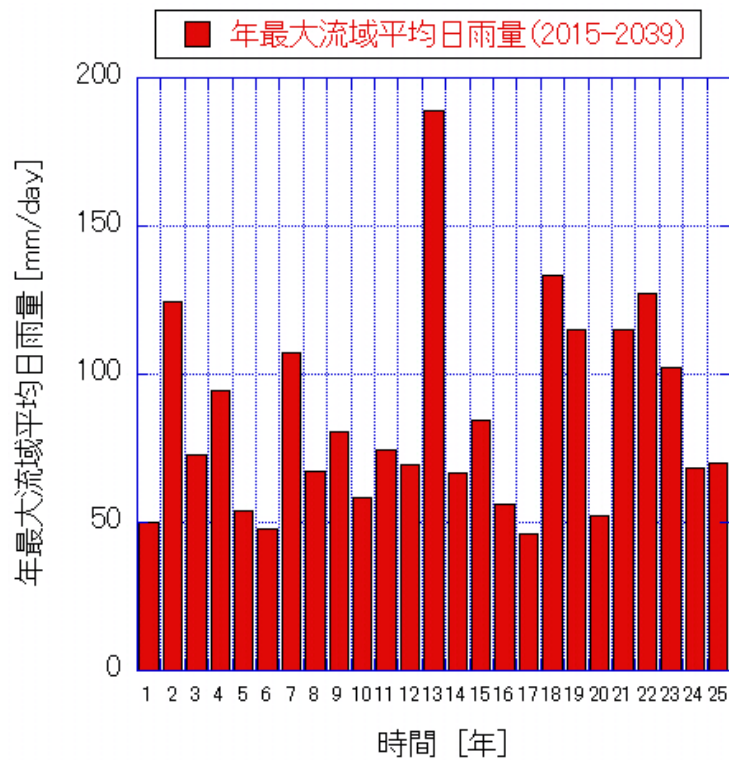


図 5.5 GCM データによる日野川流域の年最大流域平均日雨量時系列 (2015-2039 年)

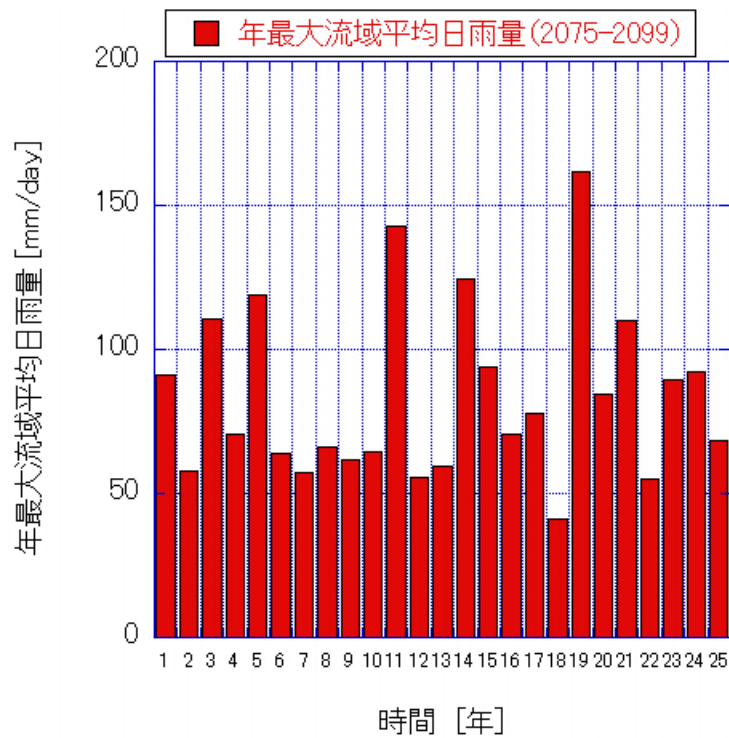


図 5.6 GCM データによる日野川流域の年最大流域平均日雨量時系列 (2075-2099 年)

示す．現在期間においては 1987 年の 133.4mm/day が 25 年間で最大，近未来期間については 2027 年の 189.1mm/day が，将来期間については 2093 年の 161.5mm/day が最大であった．ここでも近未来期間で最大の日降水量が記録された．

このそれぞれ 25 年間のデータに複数の確率分布形をあてはめて，100 年確率日雨量を試算した結果を表 5.1～表 5.3 に示す．現在期間については指数分布による推定値が最大で 219mm/day，最低値が対数ピアソン III 型分布（実数空間法）で 144mm/day であった．この差は 75mm/day である．ただし，両分布とも SLSC は 0.065，0.061 であり GCM 計算値への確率分布の適合度はあまり良くない．11 分布形の中では対数正規分布 2 母数（slade I, L 積率法）の SLSC が 0.045 で，SLSC の観点からは最適という結果を得た．ただし SLSC 0.045 自体はそれほど良い適合度ではない．ここではすべての分布形の SLSC が 0.04 を超えており，5.1 節で解説した基準は満たさない．SLSC<0.05 でみた場合，岩井法，対数正規分布 3 母数クォンタイル法，対数正規分布 2 母数（slade I, L 積率法），対数正規分布 2 母数（slade I, L 積率法）が基準を満たす．これらの分布形のジャックナイフ推定誤差から確率日雨量の変動性を確認すると，この中では岩井法が最も変動性が小さいことがわかる．この分布形を採択するとすると，100 年確率日雨量の Jackknife 推定値 184mm/day となる．ただし，この値は滋賀県により推定された実測データに基づく日野川流域の 100 年確率日雨量 228.7mm/day よりはるかに小さい．

近未来気候については推定値が最大のものが指数分布で 262mm/day，SLSC が 0.049 である．推定値が最低であるのは対数ピアソン III 型分布（実数空間法）で 192mm/day，SLSC が 0.047 であった．最大値と最低値の差は 70mm/day である．SLSC の観点からの最適分布は対数正規分布 2 母数（slade I, L 積率法）で推定値は 245mm/day，SLSC は 0.038 である．SLSC<0.04 の分布はゲンベル分布，一般化極値分布，対数正規分布 2 母数（slade I, L 積率法）の 3 つある．これらの Jackknife 推定誤差を見てみると，ゲンベル分布が最も低い．この場合 Jackknife 推定値は 230mm/day である．

将来気候については平方根指数型最大値分布の推定値が最大で 234mm/day，SLSC は 0.026，対数ピアソン III 型分布（実数空間法）の推定値が最低で 173mm/day，SLSC が 0.027 である．最大値と最低値の差は 61mm/day である．SLSC の観点からの最適分布は対数正規分布 2 母数（slade I, L 積率法）で推定値は 212mm/day，SLSC は 0.02 である．SLSC<0.04 の基準はすべての分布形が満たすことから，Jackknife 推定誤差を見てみると対数ピアソン III 型分布（実数空間法）が一番小さい．これを採用するとすると 100 年確率日雨量 Jackknife 推定値は 197mm/day になる．

このように，現在期間については分布形の SLSC 適合度がそもそも悪いため，SLSC<0.04 の基準を満たさない．また，推定値は滋賀県による実測データに対する 100 年確率日雨量の数値とも乖離が大きい．SLSC<0.04 の基準で分布形にフィルターをかけ，Jackknife 推定誤差から判断する手順を採用するにしても，似たような SLSC 及び

Jackknife 推定誤差を持つ分布形が複数あり，それらにより推定される 100 年確率日雨量の差が大きいので，判断するのにリスクが伴いそうである．そもそもこの各 25 年間のデータから 100 年確率日雨量を推定するのが困難でありそうである [55]．

表 5.1 現在期間 (1979-2003 年) GCM データを用いて推定した 100 年確率日雨量

分布形	100 年 確率日雨量 [mm/day]	SLSC	Jackknife 推定値	Jackknife 推定誤差	Bootstrap 推定値	Bootstrap 推定誤差
指数	219	0.065	219	25	210	24
グンベル	193	0.051	193	21	185	21
平方根指数型最大値分布	210	0.055	216	40	207	34
一般化極値分布	187	0.050	181	28	181	25
対数ピアソン III 型分布 (実数空間法)	144	0.061	168	19		
岩井法	184	0.048	164	17		
石原・高瀬法	172	0.051	169	14	136	68
対数正規分布 3 母数クオンタイル法	199	0.047	163	40		
対数正規分布 3 母数 (slade II)	173	0.051	168	14	172	14
対数正規分布 2 母数 (slade I, L 積率法)	202	0.045	200	33	192	30
対数正規分布 2 母数 (slade I, 積率法)	193	0.046	192	30	188	29

表 5.2 近未来期間 (2015-2039 年) GCM データを用いて推定した 100 年確率日雨量

分布形	100 年 確率日雨量 [mm/day]	SLSC	Jackknife 推定値	Jackknife 推定誤差	Bootstrap 推定値	Bootstrap 推定誤差
指数	262	0.049	262	41	251	38
グンベル	230	0.039	230	35	220	31
平方根指数型最大値分布	256	0.042	263	45	249	44
一般化極値分布	224	0.039	214	70	218	52
対数ピアソン III 型分布 (実数空間法)	192	0.047	242	61	163	48
岩井法	250	0.040	276	74		
石原・高瀬法	222	0.042	230	58	180	88
対数正規分布 3 母数クオンタイル法	226	0.043	220	92		
対数正規分布 3 母数 (slade II)	223	0.043	227	61	212	36
対数正規分布 2 母数 (slade I, L 積率法)	245	0.038	241	44	234	44
対数正規分布 2 母数 (slade I, 積率法)	235	0.040	234	42	227	41

表 5.3 将来期間 (2075-2099 年) GCM データを用いて推定した 100 年確率日雨量

分布形	100 年 確率日雨量 [mm/day]	SLSC	Jackknife 推定値	Jackknife 推定誤差	Bootstrap 推定値	Bootstrap 推定誤差
指数	232	0.040	232	36	222	33
グンベル	205	0.021	205	30	197	28
平方根指数型最大値分布	234	0.026	248	43	228	37
一般化極値分布	205	0.021	203	41	194	34
対数ピアソン III 型分布 (実数空間法)	173	0.027	197	28		
岩井法	195	0.022	182	31		
石原・高瀬法	195	0.023	193	29	171	60
対数正規分布 3 母数クオンタイル法	185	0.027	178	34		
対数正規分布 3 母数 (slade II)	196	0.024	190	30	189	24
対数正規分布 2 母数 (slade I, L 積率法)	212	0.020	208	41	201	38
対数正規分布 2 母数 (slade I, 積率法)	205	0.022	205	37	198	35



### 5.3.2 滋賀県竜王町の気候変動による将来洪水変動予測

前節で示したように GCM データから 100 年確率日雨量を推定するために最適の確率分布形を採択することが難しいことから、2 章と同様に今節ではまずは一般化極値分布を用いて滋賀県日野川流域の将来の 100 年確率日雨量を仮に推定し、これによる滋賀県日野川流域の将来の洪水変動予測を行うことにする。なお、これ以降、この仮に推定された将来の 100 年確率日雨量を、便宜上将来の 100 年確率日雨量と呼ぶことにする。前節でみたように GCM データに一般化極値分布を適用すると 100 年確率日雨量は現在期間については 187mm/day (SLSC 0.05)、近未来期間については 224mm/day (SLSC 0.039)、将来期間については 205mm/day (SLSC 0.021) と推定される。なお、Jackknife 推定値を見ると全ての期間において値が下方修正され、現在期間については観測値による 100 年確率日雨量との差が広がることになることから、最初の推定値をそのまま用いることにする。本章では現在から近未来への降雨変動のみを考慮することにし、滋賀県により推定されている滋賀県日野川流域の 100 年確率日雨量が 228.7mm/day (石原・高瀬法) であるから、ここで仮に日野川流域の近未来の 100 年確率日降水量が  $224/187 \times 229 = 274\text{mm/day}$  になるとして、降雨流出、洪水氾濫、家屋・農作物被害推定計算を行う。

降雨波形については流域面積 (205km<sup>2</sup>) が GCM 解像度 (20km) に比較すると小さいのでとりあえず時間分布のみを考慮し、空間分布は考慮しないことにする。GCM 現在期間と GCM 近未来期間において最大の日雨量が記録された 1987 年 5 月 20 日 (133.4mm/day) と 2027 年 10 月 24 日 (189.1mm/day) の降雨を対象降雨とする。これらの降雨の総量を現在の 100 年確率日雨量 229mm/day と将来の 100 年確率日雨量 274mm/day まで引き伸ばして、降雨流出計算の入力とする。これらの降雨ハイトグラフを図 5.7 と図 5.8 に示す。図 5.7 の 2 つのハイトグラフを見ると、1987 年の降雨は一峰型であり、最大時間降水量は引き伸ばし後でそれぞれ 40mm, 48mm になる。一方図 5.8 の 2027 年の降雨は二峰型であり、引き伸ばし後の最大時間降水量は 25mm, 29mm になる。

図 5.7, 図 5.8 にはこれらの降雨により計算した日野川と法教寺川合流部での流量ハイドログラフも示す。図 5.7 においても、図 5.8 においても、将来の 100 年確率日雨量に対するピーク流量は現在の 100 年確率日雨量に対するピーク流量より大きくなっているのがわかる。ただし、総降雨量が同じであっても、図 5.7 の現在や将来の 100 年確率日雨量に対するピーク流量は、図 5.8 での将来の 100 年確率日雨量に対するピーク流量よりも大きいことに注意されたい。ピーク流量は総降雨量だけでなく、降雨波形にも依存するという定説がここでも確認できた。

これら現在と将来の流量ハイドログラフと降雨波形を用いて内水・外水氾濫解析を行

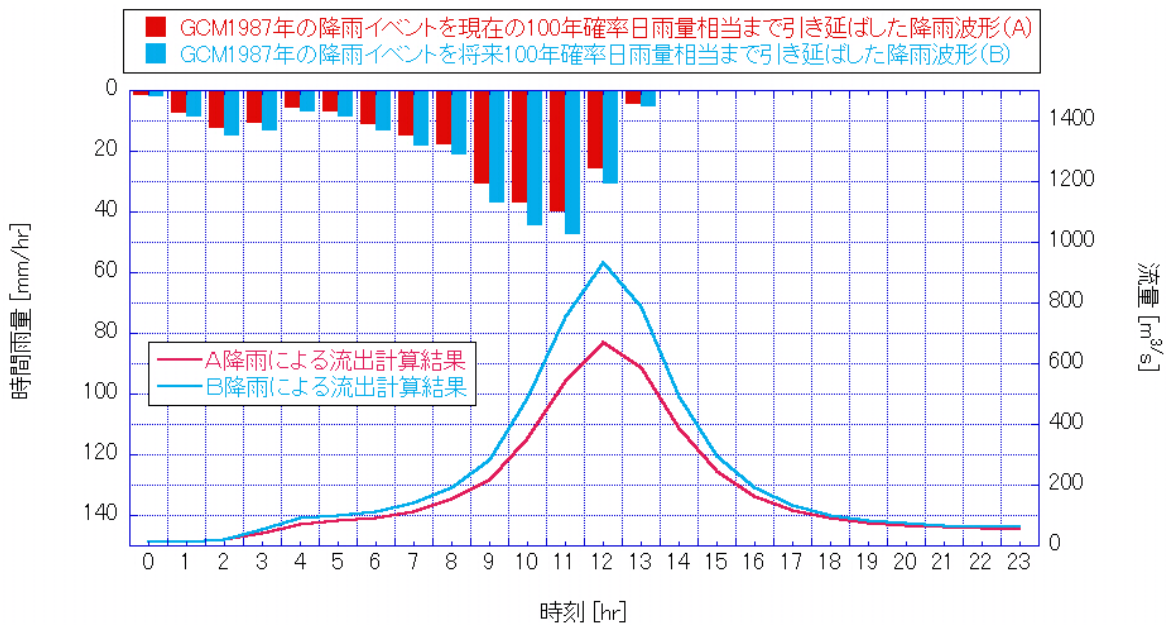


図 5.7 現在の 100 年確率日雨量，GCM により推定した将来の 100 年確率日雨量相当まで GCM の 1987 年 5 月 20 日の降雨イベントデータを引き伸ばし，降雨流出解析を行って計算した日野川・法教寺川合流部での流量ハイドログラフ

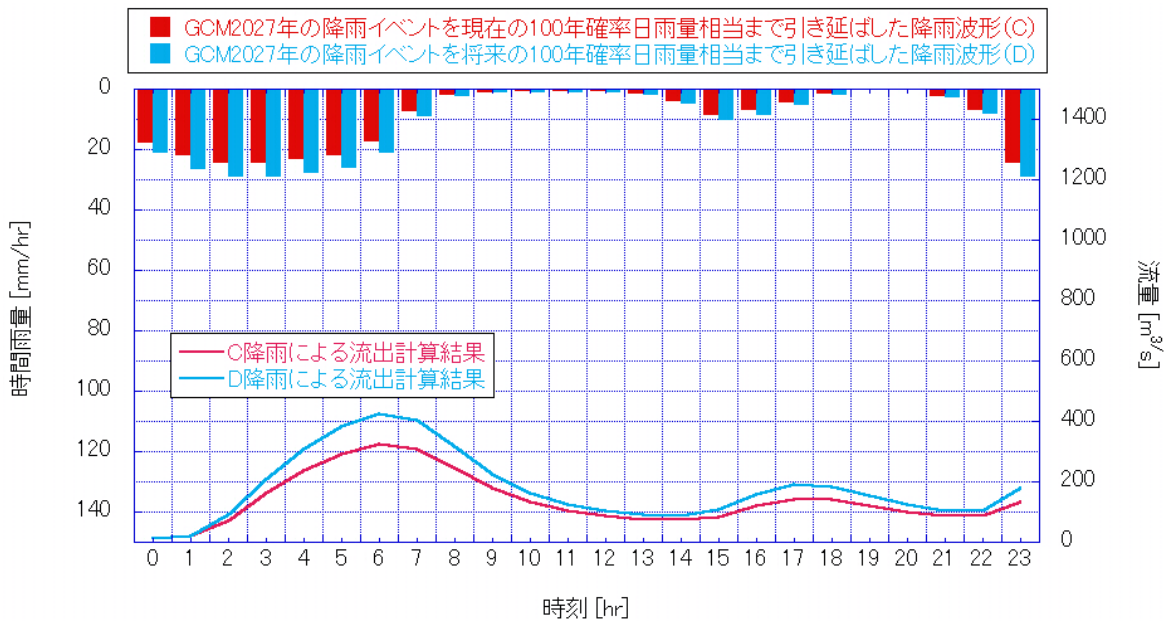


図 5.8 現在の 100 年確率日雨量，GCM により推定した将来の 100 年確率日雨量相当まで GCM の 2027 年 10 月 24 日の降雨イベントデータを引き伸ばし，降雨流出解析を行って計算した日野川・法教寺川合流部での流量ハイドログラフ

表 5.4 各計算条件による浸水家屋数

降雨波形	総戸数	最大浸水深 50cm 未満	1m 未満	2m 未満	3m 未満	3m 以上	50cm 以上
1987 (現在 100 年)	7253	6613	439	109	92	0	640
1987 (将来 100 年)	7253	6325	651	110	80	87	928
2027 (現在 100 年)	7253	6830	317	101	5	0	423
2027 (将来 100 年)	7253	6793	321	134	5	0	460

表 5.5 各計算条件による浸水田畑区画数

降雨波形	総区画数	最大浸水深 50cm 未満	1m 未満	1m 以上
1987 (現在 100 年)	4633	3598	637	398
1987 (将来 100 年)	4633	3220	815	598
2027 (現在 100 年)	4633	3873	521	239
2027 (将来 100 年)	4633	3755	608	270

表 5.6 各計算条件による被害額推定結果

降雨波形	被害額家屋	被害額農地	家屋総資産額	農地総資産額
1987 (現在 100 年)	84 億 2958 万円	2 億 8426 万円	1036 億 1652 万円	12 億 3784 万円
1987 (将来 100 年)	100 億 2070 万円	2 億 9684 万円	1036 億 1652 万円	12 億 3784 万円
2027 (現在 100 年)	69 億 7056 万円	2 億 7651 万円	1036 億 1652 万円	12 億 3784 万円
2027 (将来 100 年)	73 億 3754 万円	2 億 7830 万円	1036 億 1652 万円	12 億 3784 万円

い、メッシュ浸水深情報を家屋ポリゴンデータに割り当てた結果を図 5.9 ~ 図 5.12 に示す。図 5.9, 図 5.10 は 1987 年降雨 (引き伸ばし後) に対する最大浸水深, 図 5.11, 図 5.12 は 2027 年降雨 (引き伸ばし後) に対する最大浸水深である。図 5.9, 図 5.10 を比較すると将来の 100 年確率日雨量に対して図中上部の家屋で浸水深が増加しているのが良くわかる。図 5.11, 図 5.12 の場合も, 図 5.12 の将来 100 年確率日雨量に対しての方が全般に最大浸水深が高い。また, 図 5.9 は現在の 100 年確率日雨量, 図 5.12 は将来の 100 年確率日雨量に対する結果であるが, これらを比較すると, 総降雨量が小さい図 5.9 の結果の方が最大浸水深が総じて大きいのがわかる。

図 5.13 ~ 図 5.16 に農地の最大浸水深を示す。図 5.13, 図 5.14 は 1987 年降雨 (引き伸ばし後) に対する結果, 図 5.15, 図 5.16 は 2027 年降雨 (引き伸ばし後) に対する結果である。図 5.13, 図 5.14 を比較すると将来の 100 年確率日雨量に対して多くの地域で最大浸水深が上昇しているのがわかる。図 5.15, 図 5.16 についてもこの傾向は同様である。図 5.13 と図 5.16 を比較すると総降雨量が小さい図 5.13 の場合の方が総じて最大浸水深が高いのがわかる。これは家屋の場合と同じ傾向である。

これらの最大浸水深を家屋と田畑の場合に対して浸水深毎に階数分けした表 5.4, 表 5.5 を示す。氾濫解析対象地域には 7253 の家屋があるが, 1987 年降雨 (現在 100 年確率日雨量) に対しては 640 戸で床上浸水が生じた。ところが, 1987 年降雨 (将来 100 年確率日

雨量)では928戸が床上浸水している。また、2027年降雨に対しては現在の100年確率日雨量に対して床上浸水が423戸、将来の100年確率日雨量に対して460戸である。田畑についてみると、全部で4633区画存在し、1m以上の浸水田畑数は、1987年降雨に対して398から598区画に、2027年降雨に対して239から270区画に増加している。基本的に大きな浸水を受ける地域は将来100年確率日雨量の場合に増加しているのがわかる。

図5.17~図5.24に各条件に対して家屋及び農地の被害率を推定した結果を示す。基本的には先に示した浸水深に応じた被害率が割り当てられているのがわかる。図5.17, 図5.18では図中上部の家屋で被害率が例えば20.5%から38.2%に変動している。図5.19, 図5.20でも同様に、図中上部の家屋で被害率が例えば5.0%から14.4%に変動しているのが分かる。

同様に、農地についても図5.21, 図5.22を見ると、将来の100年確率日雨量に対して中央部で被害率37%の地域が増加している。図5.19, 図5.20についても被害率37%の地域が若干増加している。なお、農地の被害率は浸水深に対するランク分けが家屋に比べると少ないので、浸水深に対する変動が家屋よりも緩やかである。

図5.25~図5.32に家屋、農地被害額の分布図を示す。家屋については多くは1000万程度の被害額が推定されている。上部の若干大きな建造物は1987年降雨(現在100年確率日雨量)について7000万程度、1987年降雨(将来100年確率日雨量)について1億3000万程度の被害が生じると推定された。建物面積が大きい方が基本的に被害額推定値は大きくなる。農地については多くは10~20万程度の被害、一部30~40万程度の被害が見られる。最大浸水深に応じて推定被害額も大きくなるのが見て取れる。

表5.6に被害総額推定結果を示す。なお、被害額推定と同様な手続きで、氾濫解析対象地域の家屋総資産額を1036億1652万円、農地総資産額を12億3784万円と試算した。4ケースで最大の被害が出るのは1987年降雨(将来100年確率日雨量)で家屋被害額100億2070万円(総資産の9.7%)、農地被害額2億9684万円(総資産の23.9%)であった。1987年降雨(現在100年確率日雨量)からの変動を見ると、家屋で15億9112万円の増加である。農地については1258万円の増加になる。したがって、基本的には洪水災害経済リスクは増加すると考えた方が良さそうである。ただし、浸水深の考察でも述べたが、2027年降雨(将来100年確率日雨量)に比較すると、1987年降雨(現在100年確率日雨量)の方が被害額は大きい。総降雨量が増加したとしても、降雨がピークが低く長く続くような波形だと被害額は小さくなることもある。今回のGCMデータによる考察では結論は出せないが、仮に将来に向けて100年確率日雨量が増加したとしても、降雨ピークが低くなるような降雨パターンが増えたとすると、結果としては被害危険性は上がらないこともある。

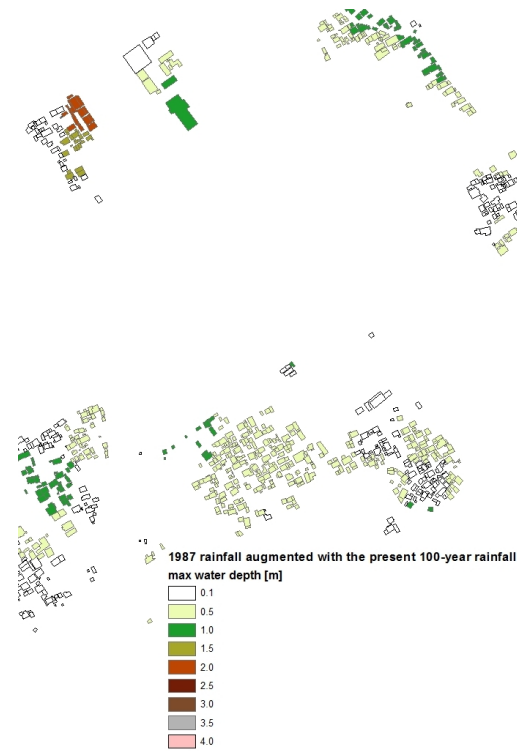


図 5.9 1987 年降雨イベントを現在の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の最大浸水深を推定した結果



図 5.10 1987 年降雨イベントを将来の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の最大浸水深を推定した結果

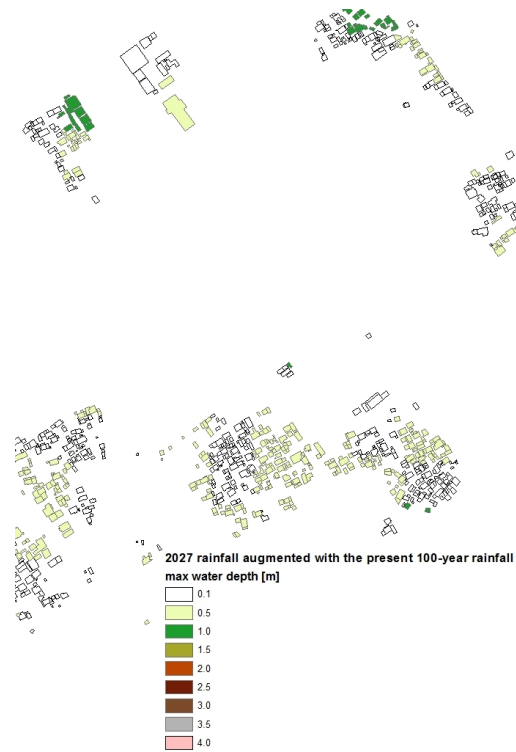


図 5.11 2027 年降雨イベントを現在の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の最大浸水深を推定した結果



図 5.12 2027 年降雨イベントを将来の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の最大浸水深を推定した結果

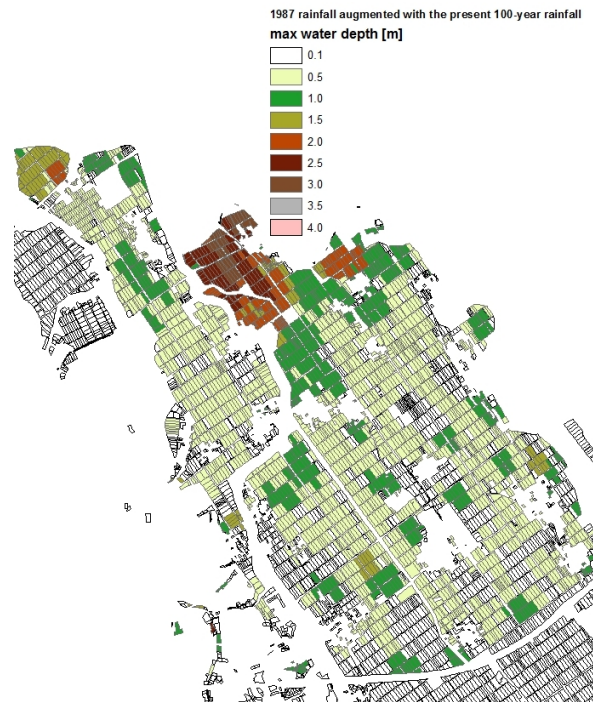


図 5.13 1987年降雨イベントを現在の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の最大浸水深を推定した結果



図 5.14 1987年降雨イベントを将来の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の最大浸水深を推定した結果



図 5.15 2027 年降雨イベントを現在の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の最大浸水深を推定した結果



図 5.16 2027 年降雨イベントを将来の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の最大浸水深を推定した結果



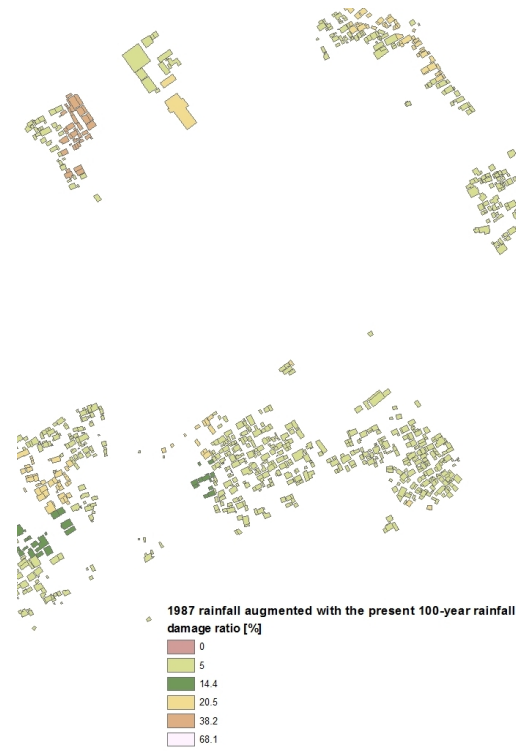


図 5.17 1987年降雨イベントを現在の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の被害率を推定した結果

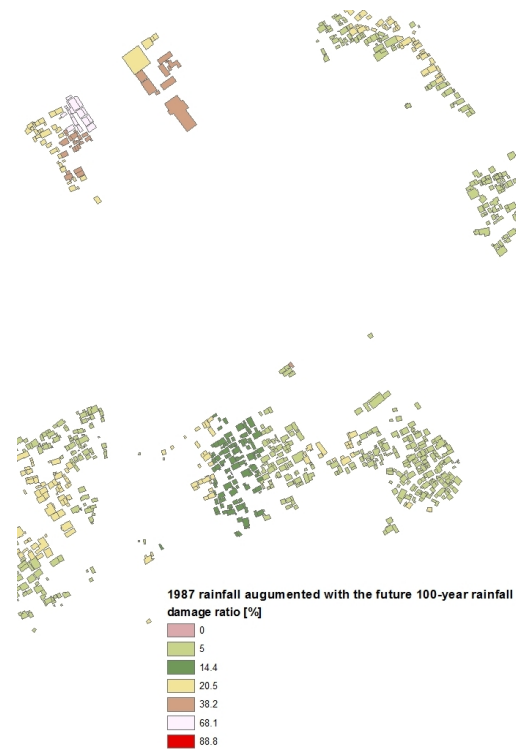


図 5.18 1987年降雨イベントを将来の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の被害率を推定した結果

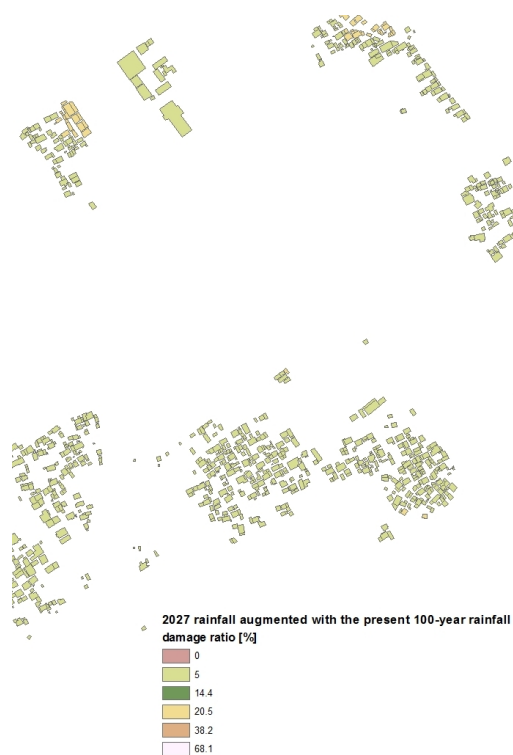


図 5.19 2027 年降雨イベントを現在の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の被害率を推定した結果



図 5.20 2027 年降雨イベントを将来の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により家屋の被害率を推定した結果



図 5.21 1987 年降雨イベントを現在の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の被害率を推定した結果

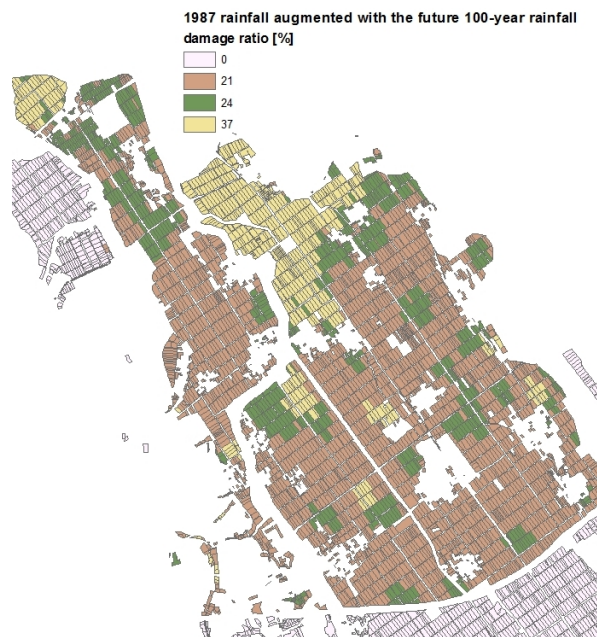


図 5.22 1987 年降雨イベントを将来の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の被害率を推定した結果

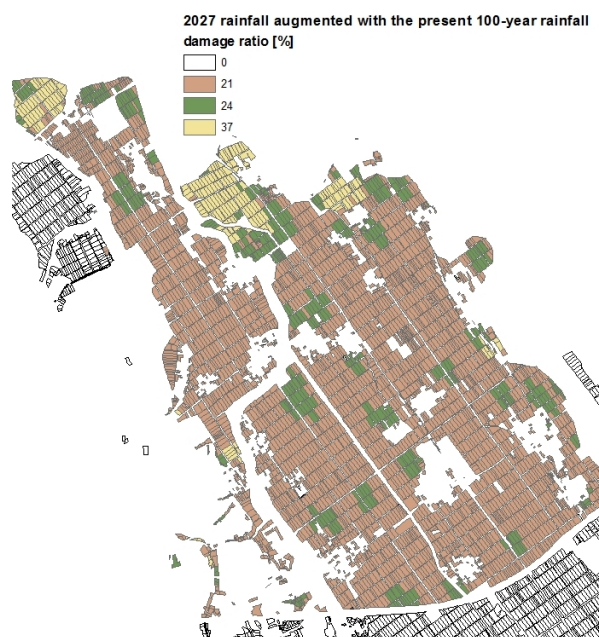


図 5.23 2027 年降雨イベントを現在の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の被害率を推定した結果

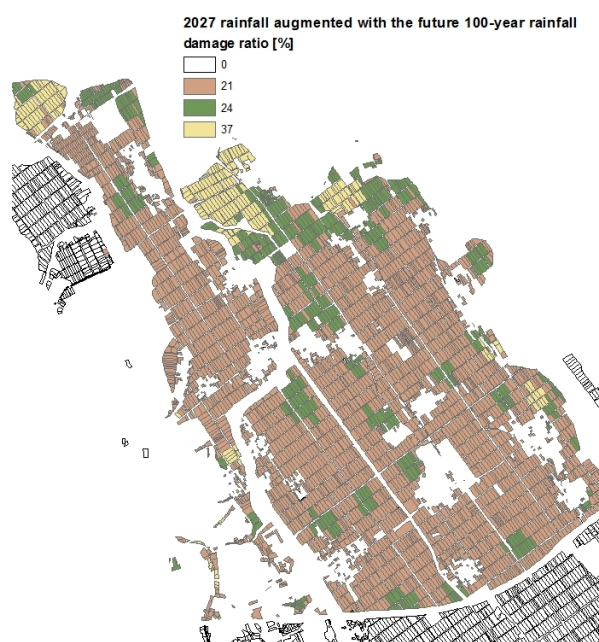


図 5.24 2027 年降雨イベントを将来の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨により農地の被害率を推定した結果



図 5.25 1987年降雨イベントを現在の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各戸の被害額を推定した結果

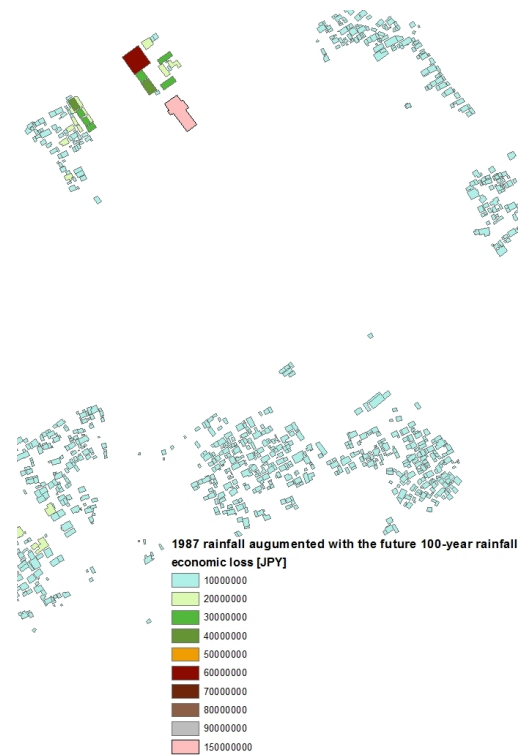


図 5.26 1987年降雨イベントを将来の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各戸の被害額を推定した結果



図 5.27 2027 年降雨イベントを現在の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各戸の被害額を推定した結果

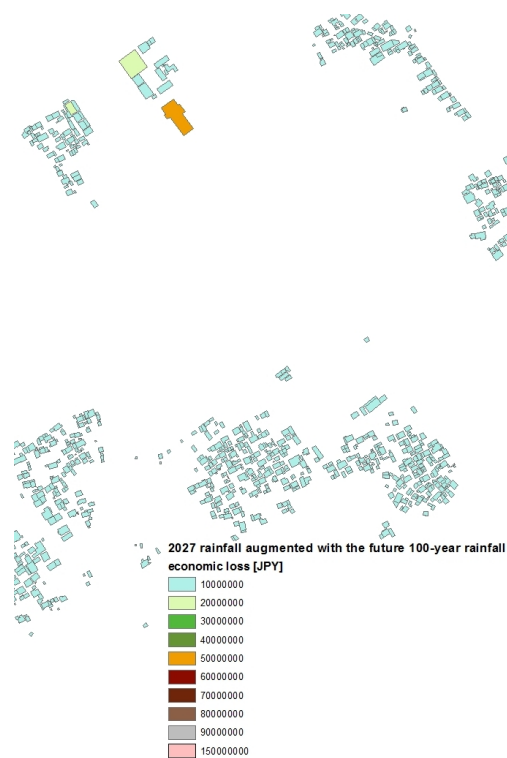


図 5.28 2027 年降雨イベントを将来の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各戸の被害額を推定した結果

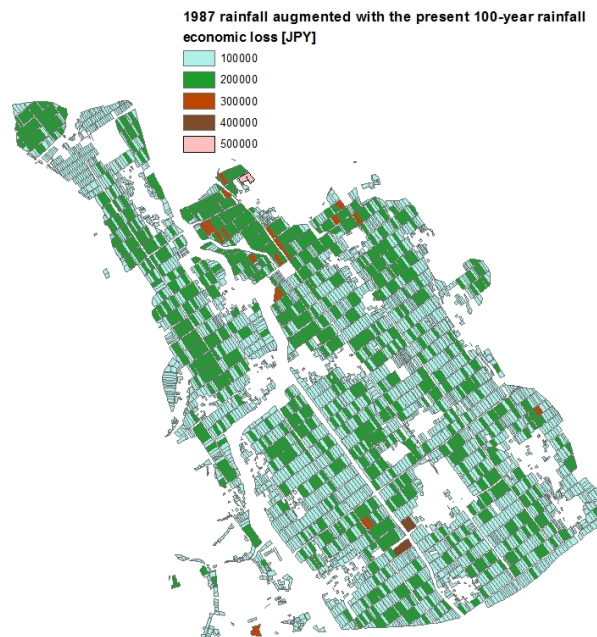


図 5.29 1987年降雨イベントを現在の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各農地の被害額を推定した結果

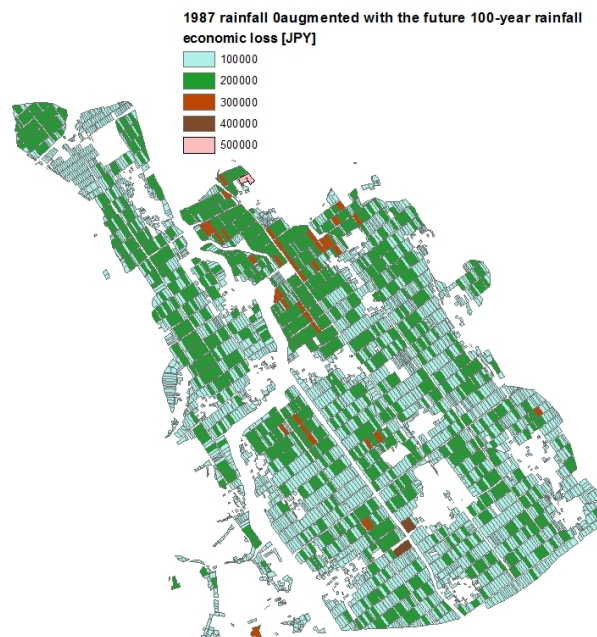


図 5.30 1987年降雨イベントを将来の100年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各農地の被害額を推定した結果

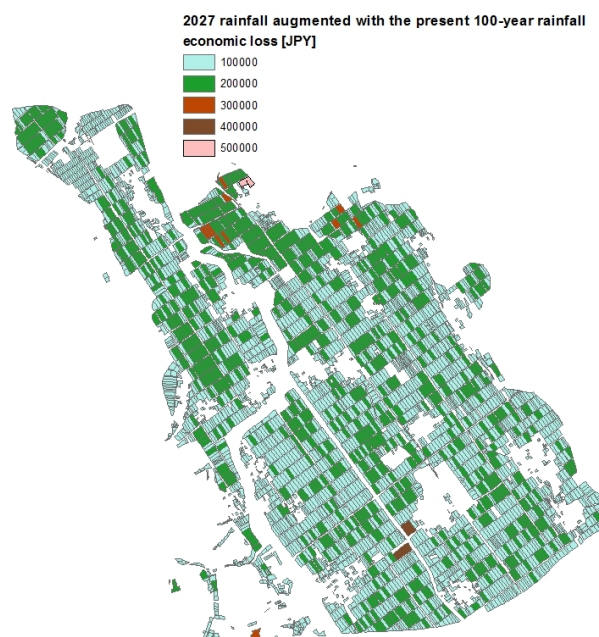


図 5.31 2027 年降雨イベントを現在の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各農地の被害額を推定した結果

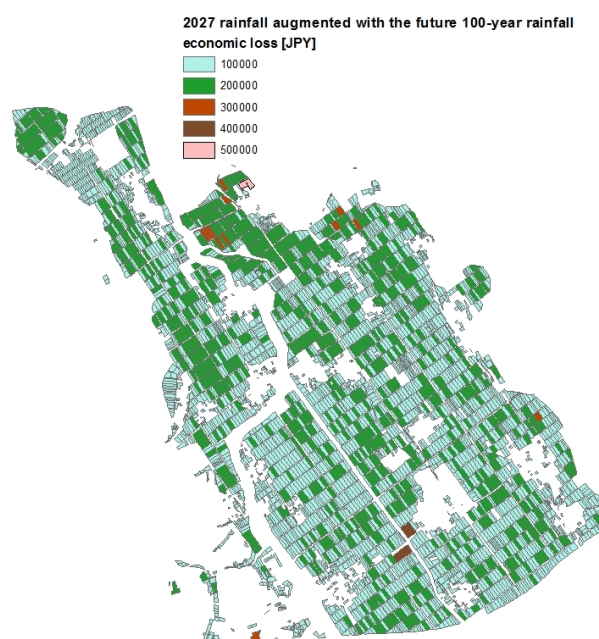


図 5.32 2027 年降雨イベントを将来の 100 年確率日雨量相当に引き伸ばした降雨による各農地の被害額を推定した結果



### 5.3.3 結語

ここで取り扱った各素過程のモデルについて細部において改良の余地は少なからずあるが、全体を統合した形で解析精度の観点からバランスのとれた地域密着型の洪水対策にも貢献できるレベルの洪水ハザード、経済リスク推定モデルが構築できたと考える。ただし、現在、近未来、将来の GCM データに確率分布形を適用して 100 年確率日降水量を求めようとしても、25 年間の年最大日雨量しかないため信頼性に欠けるきらいはある。100 年確率日降水量の推定については、地域頻度解析や、毎年値だけでなく非毎年値を用いることも考える必要があると思われる。ただし、こうした手法を用いると、実際の河川計画に沿った検討は難しくなる。根本的な解決策として全球気候モデルの降水量が 100 年間連続で出力されることを期待する。

今回一般化極値分布を用いた例で示したように、仮に現在から将来に向けて 100 年確率日雨量が増加するとすれば、竜王町の洪水リスクは基本的には将来的に増加することになる。増加する 100 年確率日雨量を基に洪水氾濫計算を行うと、床上浸水家屋数は増加し、田畑の浸水深も増え、経済被害は増大するという結果を得た。仮に将来に向けて 100 年確率日雨量が増加したとしても、降雨ピークが低くなるような降雨パターンが増えるとする、結果としては被害危険性は上がらないこともある。今後は、更に降雨の時空間パターンを考慮したり、GCM のアンサンブル計算を用いるなどして、不確定性の定量化を行っていく予定である。



## 第 6 章

# 極端気象を含む長期の降水量系列の 頻度解析

年最大地点日降水量の観測年数が 1880 年頃から現在まで 100 年を超える場所も多くなってきた。河川計画では治水安全度が 100 年に設定される流域も多く、この場合一般には 100 年確率流域平均日降水量の値を推定することが必要となる。地点降水量とは言い、必要な再現期間 100 年を超える降雨の大標本データが存在する状況が増えてきたことから、宝 (2006) [4] あるいは宝・小林 (2009) [5] において、水文統計量を求める新たな手法としてノンパラメトリック法が提唱されている。この手法はこれまでのように確率分布形を観測データにあてはめて水文統計量を求める手法と異なり、誰が適用しても同じ結果が出るため、実務者の迷いを取り除けるという利点がある。本稿ではこのノンパラメトリック法の適用可能性について検討する。

### 6.1 ノンパラメトリック手法

ノンパラメトリック法の手順は以下のようである。

Step 1: 大標本極値データを確率紙にプロットする。確率分布は考えないため、単純な普通目盛 (横軸は水文量, 縦軸は 0 から 1 の非超過確率で普通目盛とする) を考える。プロットング公式は、近年よく使われるカナン公式  $(i-0.4)/(N+0.2)$  を採用する。ここでは比較のためワイブル公式  $i/(N+1)$  も併用する。

Step 2: 各プロット点を順順に直線をつないでいく。これがいわゆる経験分布である。

Step 3: 非超過確率  $1-1/T$  ( $T$  は再現期間 [年]) に相当する水文量の値を線形内挿手法で求める。

Step 4: ブートストラップ法により確率水文量の偏りを補正し、その推定精度を調べる (5.2.2 節参照)。

## 6.2 パラメトリックな従来型の手法による水文統計解析

滋賀県北東部に位置する姉川流域（標本サイズ  $N=108$ ）、天野川流域（ $N=107$ ）、芹川流域（ $N=107$ ）、彦根（ $N=100$ ）、余呉川流域（ $N=106$ ）、愛知県・豊川流域（石田地点  $N=104$ ）の6カ所の年最大雨量データを極値（グンベル）確率紙にカナン公式でプロットする。図 6.1 は姉川流域年最大2日雨量の例である。データ点が直線状に並んでいないので、グンベル分布の適合が極めて悪いことは、一見して明らかである。このプロットに最小二乗法を適用すると、推定されたグンベル分布は、図 6.1 の回帰直線のようになり、非超過確率 0.990（再現期間 100 年に相当）とこの回帰直線の交点から  $x$  軸の雨量を読み取ると 360 mm となる。これが、図解法（ただし、カナン公式を用いた）による推定値である。同じ手法を、天野川流域、芹川流域、彦根、余呉川流域、豊川流域に対して適用すると、順に 330, 430, 335, 260, 302 mm という 100 年確率水文学量を得られた。

グンベル確率紙上でプロット点を直線でつなぎ、100 年確率水文学量を求めると（経験分布法）、図 6.1 に示すように、440 mm となる。同様に、天野川流域、芹川流域、彦根、余呉川流域、豊川流域に対して適用すると、順にそれぞれ 380, 480, 380, 285, 285 mm という 100 年確率水文学量になった。

加えて、グンベル分布と GEV 分布によるパラメトリックな解析（Bootstrap 法による補正無）を行い、これを前述の他の手法による結果と合わせて表 6.1 に示す。なお、パラメトリックな解析については、前述の国土技術研究センターの水文統計ユーティリティを用いた。

表 6.1 からわかるように、適合度指標  $SLSC > 0.03$  となる場合が多く、グンベル分布はデータへの適合度が全体的に悪いと言える [4]。またグンベル分布、GEV 分布の両者とも芹川流域、彦根に対しての適合度が特に悪い（芹川に対して  $SLSC=0.149, 0.039$ 、彦根に対して  $SLSC=0.181, 0.044$ ）。

## 6.3 ノンパラメトリック法による 100 年確率日降水量の推定

極値確率紙ではなく、6.1 節で示した普通目盛り確率紙を用いる。確率分布を用いないので確率分布関数に含まれる母数（parameters）の推定が必要でないため、ノンパラメトリックな方法である。ただし、各順序統計量  $(x_1, x_2, \dots, x_N)$  に非超過確率を与える必要がある。ここでは、ワイブル公式、カナン公式によりプロットして得られる  $T$  年確率雨量を求める。普通目盛でプロット（カナン公式）すると、図 6.2 のようになる。図 6.2 のグラフが、標本に含まれる全データに対する確率分布関数に相当する。このままでは見にくいので、非超過確率の大きい部分だけ拡大したのが、図 6.3 のグラフである。このグラフ

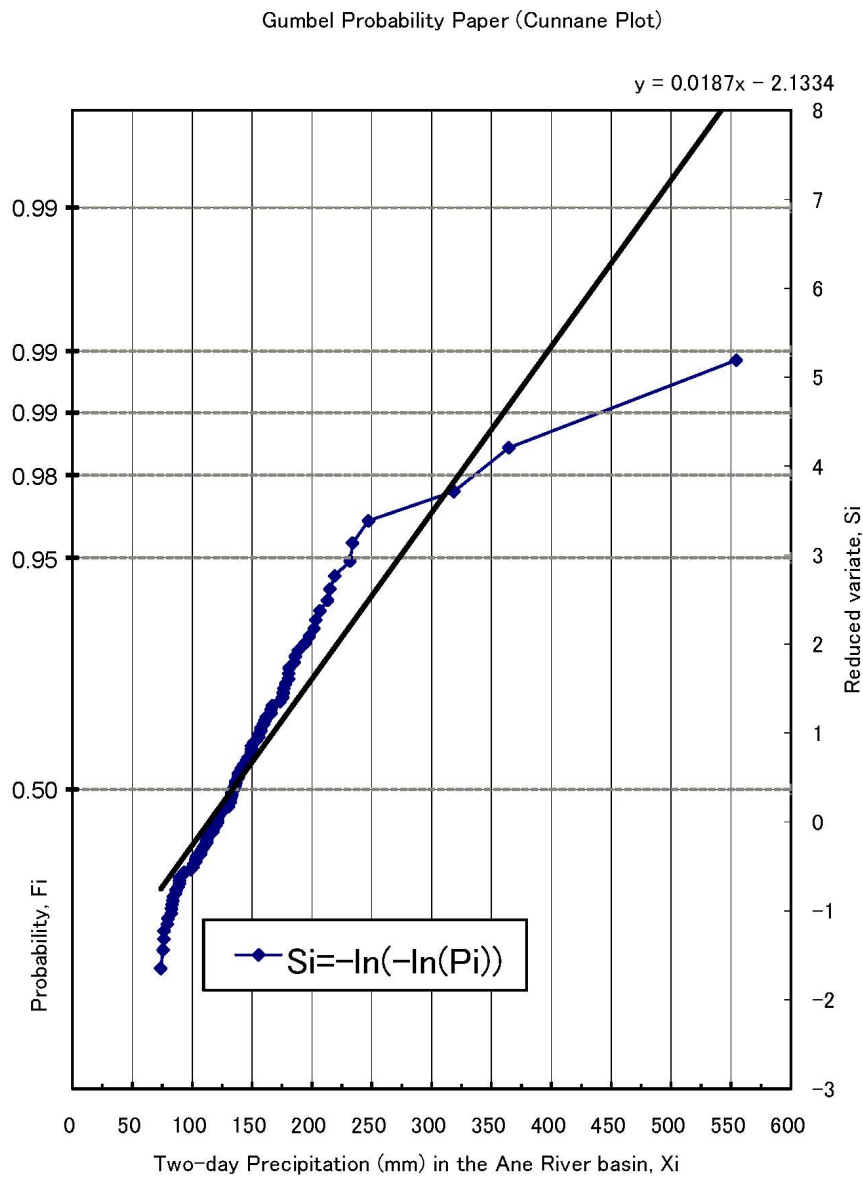


図 6.1 姉川流域年最大 2 日雨量の極値確率紙へのプロット

から読み取れるように、この方法によれば、100 年確率雨量は 463 mm となった。同様にしてワイブル公式を用いると、100 年確率日雨量は 537mm となった。これらの値はパラメトリック法による推定値より大きい。ここで扱った年最大雨量系列に対して、従来のパラメトリックな方法では、確率分布の適合度が悪く、図 6.1 に示すような、最大値が飛び抜けて大きいような標本（データセット）に対して再現確率統計量（確率水文量）を過小推定することによる。他の 4 カ所についても同様の方法を適用して得られた結果を整理すると、表 6.2 の (I)、(II) のようになる。これと表 6.1 の結果を比べると、ノンパラメト

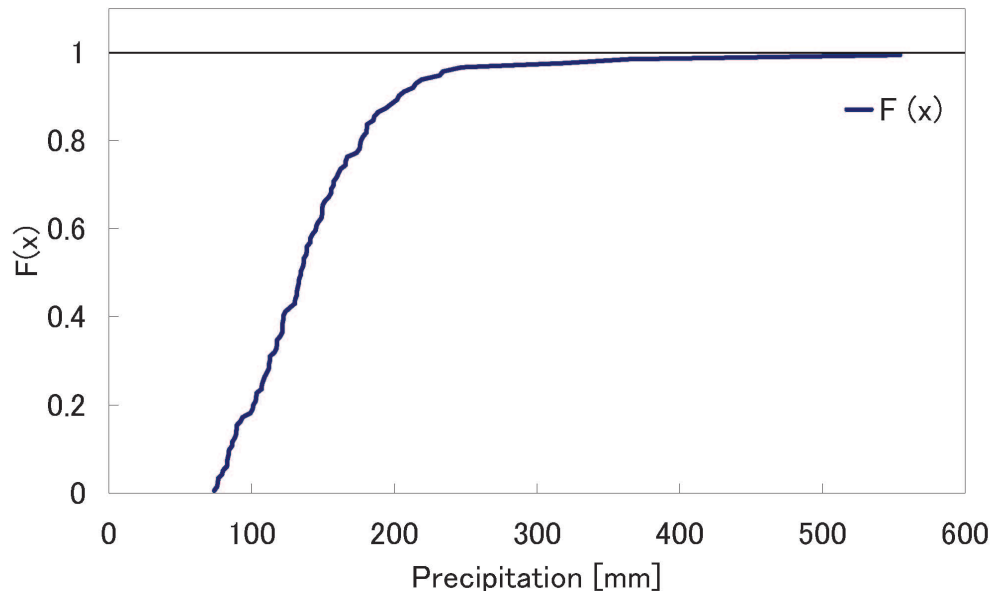


図 6.2 普通目盛にプロットした経験分布

リック法（ただしブートストラップ法による補正なし）の方が確率雨量を多く見積もっているのがわかる。

表 6.1 従来型のパラメトリックな手法による 100 年確率日雨量（mm） [姉川のみ 2 日雨量]

確率分布 推定法	グンベル分布（極値確率紙）		グンベル分布		GEV 分布	
	最小二乗法	経験分布法	L 積率法	SLSC	L 積率法	SLSC
姉川流域	360	440	290	0.033	298	0.026
天野川流域	330	380	250	0.032	281	0.021
芹川流域	430	480	313	0.149	401	0.039
彦根	335	380	231	0.181	292	0.044
余呉川流域	260	285	195	0.035	177	0.020
豊川流域	302	285	302	0.021	300	0.021

これにバイアス補正のためにブートストラップ法を適用する。ブートストラップ標本の数  $B$  を  $B=100$  から 10000 まで 100 個きざみに変えてみたところ、2000 以上とすると結果が安定することがわかった。図 6.4 は、姉川流域の年最大 2 日雨量に対して、ブートストラップ法を適用した結果を示している。横軸がブートストラップ標本の数で、縦軸がブートストラップ法によって得られる 100 年確率日雨量である。図中、赤線（上）がワ

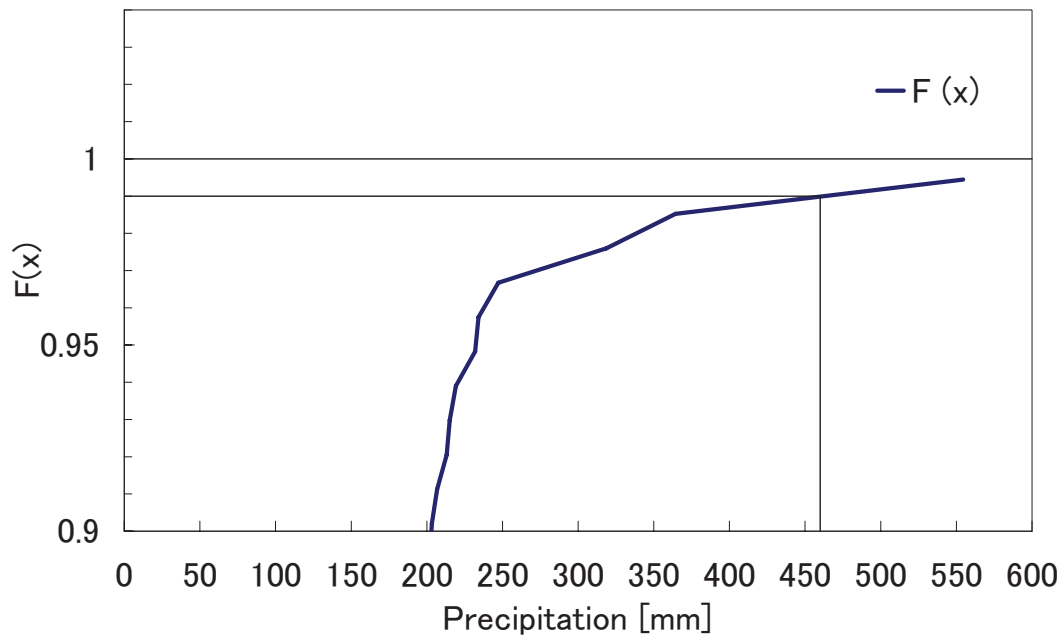


図 6.3 図 6.2 において非超過確率 0.90 以上の部分を拡大表示

表 6.2 ノンパラメトリックな手法による 100 年確率日雨量 (mm) [姉川のみ 2 日雨量]

	統計年数 N (年)	(I) ワイブル公式	(II) カナン公式	(II') ブートストラップ法
姉川流域	108	537	463	426
天野川流域	107	517	413	383
芹川流域	107	735	541	494
彦根	100	560	436	381
余呉川流域	106	413	315	288
豊川流域	104	286	284	280

ワイブル公式を使った場合、青線（下）がカナン公式を使った場合で、両者とも移動平均をとって平滑化した値も併記してある。結局  $B=2000$  として、ブートストラップ法で推定し直した姉川流域の 100 年確率 2 日雨量はカナン公式で 426mm となった。

これは、図 6.1、表 6.1 の極値確率紙における経験分布法による 440 mm を少し下回る結果である。なお、参考のため試みたワイブル公式でブートストラップ法により補正を行った推定値は 470mm となった。カナン公式を使って同様に天野川流域、芹川流域、彦根、余呉川流域、豊川流域における 100 年確率日雨量をブートストラップ法で求めた結果は、それぞれ、383, 494, 381, 288, 280mm となった（表 6.2 の (II')）。

豊川流域のデータを極値確率紙にプロットすると、図 6.5 のようになる。このデータセットの特徴は、第 1 位の雨量と第 2 位の雨量の値が近いことであり、図 6.1 で見たよう

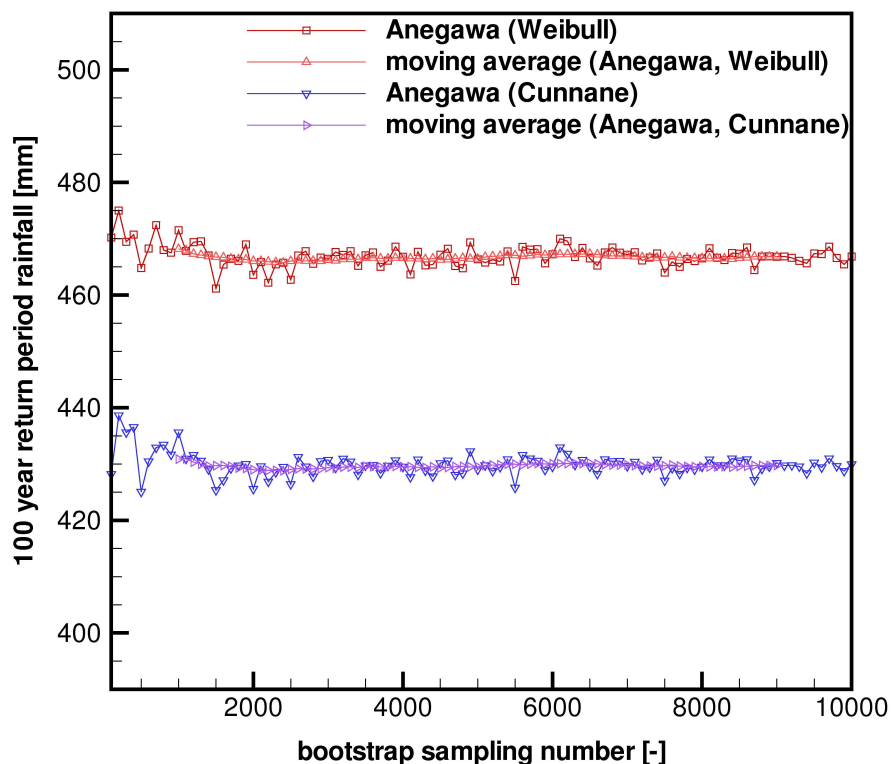


図 6.4 ブートストラップ標本の数とそれに応じて得られる 100 年確率雨量の変動（赤線（上）：ワイブル公式を使った場合、青線（下）：カナン公式を使った場合；両者とも移動平均をとって平滑化した値も併記してある）

な姉川ほか滋賀県北東部の雨量のように第 1 位が大きく飛び離れているものとは異なる。すなわち、表 6.2 の豊川流域の行を見てわかるように、(I), (II), (II') の推定値の差が小さくなる。第 1 位と第 2 位との狭い区間において 100 年確率の値が決まるからである。図 6.5 からわかるように、最小二乗法（図中の回帰直線）であれば日雨量値は 302mm ということになる（表 6.1 のゲンベル分布の最小二乗法の欄）。なお、極値確率紙上でのプロットがこの程度の高い直線性を示すと、ゲンベル分布の他の推定法（L 積率法）でも 302mm、GEV 分布でも 300mm とほぼ近い推定値を与えることになる。

ただし、ノンパラメトリック法では、この豊川のデータセットでは第 1 位と第 2 位とが近い値であるので、プロット点が縦に立った形でプロットされるので、表 6.1 におけるゲンベル分布（Bootstrap 補正無）よりも 20mm 以上下方修正されることになる。一方、図 6.1 で見た姉川のように第 1 位と第 2 位とが離れていると、表 6.1 のパラメトリック法（例えばゲンベル分布）による解析解は、ノンパラメトリック法によって上方修正されることになる。

表 6.3 に全国 51 気象官署の 1901～2006 年の 106 年間（那覇は 101 年間）のデータに



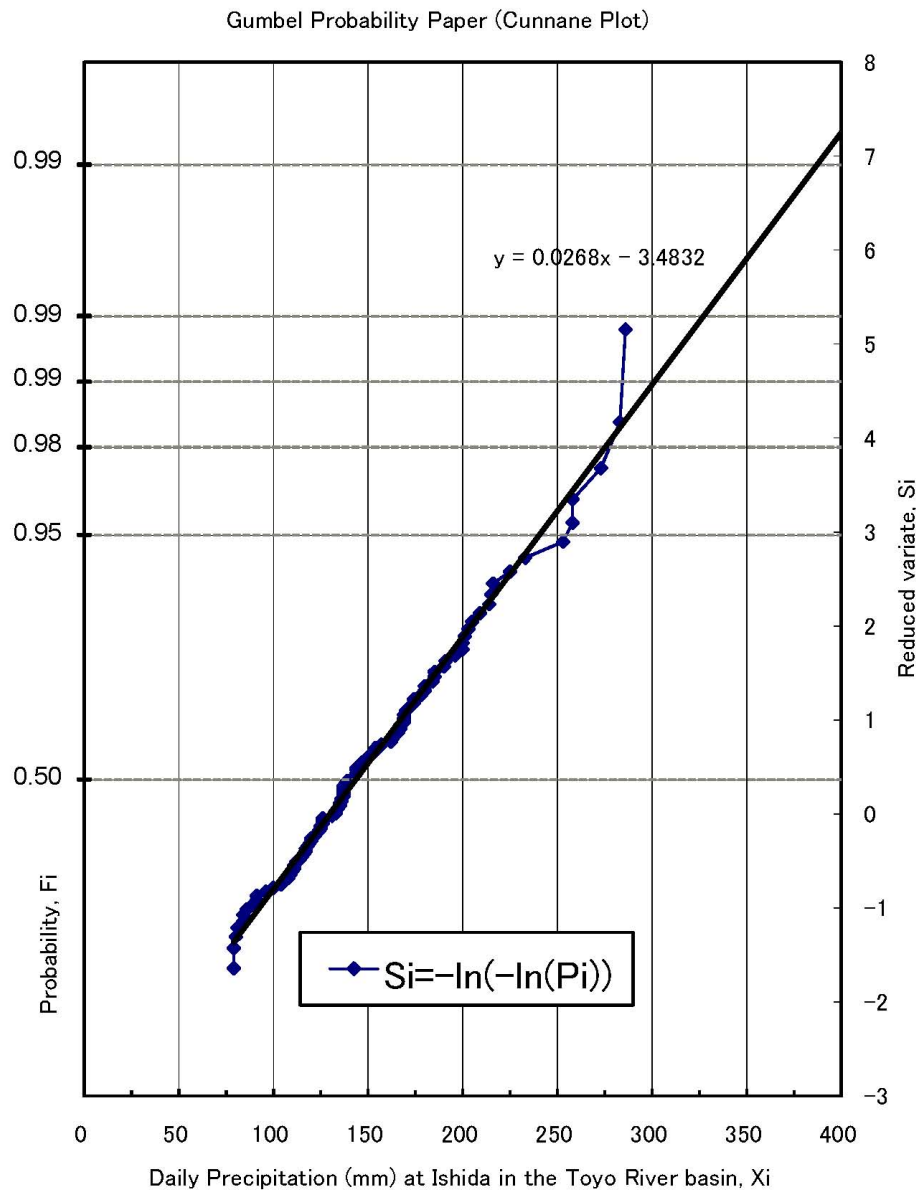


図 6.5 豊川流域年最大日雨量の極値確率紙へのプロット

ノンパラメトリック法（ただしブートストラップ法による補正なし）を適用した結果を示す．なお表中のパラメトリック法の値は気象庁の異常気象リスクマップ [59] で算定されている値を記載した．異常気象リスクマップにおける確率水文量の推定手続きは 5.1 節とほぼ同様であるが，詳細については異常気象リスクマップを参照されたい．誤差は 100 年確率日雨量（ノンパラメトリック法） - 100 年確率日雨量（パラメトリック法）である．誤差率は誤差を 100 年確率日雨量（ノンパラメトリック法）で割った値である．

表 6.3 を見ると，全 51 地点中 41 地点についてはノンパラメトリック法による推定値の

方が大きいのがわかる。呉では両手法による推定値が等しく、11地点ではノンパラメトリック法による推定値の方が小さい。特に秋田、山形、前橋、名古屋、飯田、東京、京都、神戸、大阪、和歌山、大分、宮崎、高知、那覇などでは誤差率が10%以上(ノンパラメトリック法の推定値が過大)であった。

表 6.3 全国 51 気象官署 (1901~2006 年) データにノンパラメトリック法を適用した結果

地点名 地点名	パラメトリック法 [mm/day]	ノンパラメトリック法 [mm/day]	誤差 [mm/day]	誤差率 [-]
旭川	165	176	11	0.06
網走	130	143	13	0.09
札幌	167	179	12	0.07
帯広	166	168	2	0.01
根室	175	182	7	0.04
寿都	174	191	17	0.09
秋田	163	182	19	0.10
宮古	277	283	6	0.02
山形	181	210	29	0.14
石巻	170	158	-12	-0.08
福島	182	167	-15	-0.09
伏木	191	190	-1	-0.01
長野	121	120	-1	-0.01
宇都宮	222	217	-5	-0.02
福井	190	200	10	0.05
高山	259	262	3	0.01
松本	153	155	2	0.01
前橋	240	303	63	0.21
熊谷	281	297	16	0.05
水戸	241	262	21	0.08
敦賀	214	199	-15	-0.08
岐阜	242	252	10	0.04
名古屋	280	331	51	0.15
飯田	237	272	35	0.13
甲府	246	238	-8	-0.03
津	341	363	22	0.06
浜松	304	328	24	0.07
東京	289	329	40	0.12
横浜	293	278	-15	-0.05
境	250	266	16	0.06
浜田	347	365	18	0.05
京都	242	285	43	0.15
彦根	192	189	-3	-0.02
下関	279	304	25	0.08
呉	218	218	0	0.00
神戸	262	297	35	0.12
大阪	190	220	30	0.14
和歌山	287	327	40	0.12
福岡	271	290	19	0.07
大分	367	430	63	0.15
長崎	382	419	37	0.09
熊本	422	449	27	0.06
鹿児島	306	316	10	0.03
宮崎	448	518	70	0.14
松山	194	206	12	0.06
多度津	192	193	1	0.01
高知	445	580	135	0.23
徳島	379	418	39	0.09
名瀬	511	543	32	0.06
石垣島	353	344	-9	-0.03
那覇	399	452	53	0.12

## 6.4 結語

本節では、降雨の再現期間を超えるような大標本データに対して、宝（2006）[4]で提唱されているノンパラメトリック法による水文頻度解析の適用可能性について検討した[5]。ノンパラメトリック法は確率分布モデルを用いないので解析者によらず同一の結果が得られる（ただし、Bootstrap 標本サイズに依存する）。これまで複数の確率分布形を観測データに適合させ、100年確率日雨量を推定する際には、最終的にはこれらの分布形の複数の推定値の平均を取るような苦肉の策が取られることもあり、実務者を悩ませてきた。ノンパラメトリック法はこうした困難を解消できる可能性がある。本節では、ノンパラメトリック法による推定値はパラメトリック法による推定値より大きくなる傾向があるが、観測データの第1位値と第2位値の差に原因があることなどがわかった。今後ノンパラメトリック法の適用事例を更に増やしていきたい。



## 第7章

# 結論

本論文では、洪水流出、河道流、内水湛水、外水氾濫などの個々の素過程に対して開発されてきた、あるいは新規に開発した数値モデルを統合的に取り扱い、洪水災害を防ぐためにこれらの数値ハザードモデルが有効であることを示すと共に、家屋・農作物の洪水・浸水による被害の深刻さや経済リスクを評価する手法を新たに提案した。これにより地域の住民が生命を守り、かつ資産を保護し、防災計画を策定し、今後の生活様式や土地利用を改善していくことを考えることができるような、統合的な洪水ハザード数値モデルの運用とリスク評価の枠組みの基礎を開発することを試みた。これに加えて再現期間を超えるような観測年数を持つ大標本の降雨データセットに対して水文頻度解析を行うために、新たに提案されているノンパラメトリック法の精度を全国 51 気象官署の年最大日雨量時系列などを用いて、パラメトリック法の結果と比較することにより検討した。本研究のように水文頻度解析、降雨流出解析、外水・内水氾濫解析、リスク評価などの一連の過程を連続的統合的に取り扱う事により流域の視点から洪水を考えることができる。また、気象研究所が開発した全球気候モデルによる A1B シナリオに基づく温暖化影響評価実験の出力降水量を用いて、地球温暖化による洪水ハザード及びリスクの将来変動についても現状で可能な限り分析した。本論文で得た具体的な結論について、各章ごとに以下に記す。

第 2 章ではまず日本全国の 51 気象官署の 1901 年から 2006 年までの 106 年（ただし那覇では戦時の欠測を除いた 101 年）の年最大日降水量データを用いて過去から現在まで日本の年最大日降水量が増加しているかどうかについてトレンド解析統計手法である Mann-Kendall 法を用いて分析した。これにより、有意水準 5% で年最大日雨量時系列が上昇傾向にあると判断されたのは伏木、境、熊本の 3 地点、減少傾向にあるとされたのは秋田の 1 地点であった。これらの地点の Mann-Kendall 傾斜は伏木 0.19、境 0.30、熊本 0.53、秋田-0.15 である。なお、有意水準 5% には満たないが、統計量  $Z$  が正の値を示した地点は 51 地点中 40 点であった。

次に、気象研究所が開発した超高解像度全球大気モデルによる気候変動影響評価実験

による降水量出力を用いて、現在期間（1979-2003年）から近未来期間（2015-2039年）、将来期間（2075-2099年）に向けて日本の100年確率日雨量がどのように変動するかの将来推定を試みた。まず、日本近郊（北緯20-50度，東経120-150度の範囲）で、全球20kmGCMの26082個の出力点における年最大日雨量時系列にMann-Kendall検定を用いてトレンド検定を行うことにより、この範囲では95%の信頼度で増加・減少トレンドが検出された地域は最大で5%であり、非常常海表面温度（SST）により計算された降水量であっても出力期間の25年を考える場合には定常水文頻度解析が適用できるのではないかという結果を得た。次に、一般化極値分布（GEV）と現在気候データによる日本の100年確率日降水量と、全国51気象官署における同期間の年最大日雨量時系列による100年確率日雨量を比べると、九州、四国などで高い雨量を示し、東北地方や北海道に北上するにつれて値が小さくなっていくなど、日本全体での定性的な傾向は比較的良く一致していることがわかった。しかしながら、気象官署の25年間の年最大日雨量時系列とGCMの最近隣節点の時系列を比べると、年最大日降水量時系列の個々の値などは必ずしも近くないことがわかった。これに加えて、現在から近未来にかけては日本全域のGCM出力点1098地点中、100年確率日降水量が増加する地点は56%、減少する地点は44%、また現在から将来にかけては100年確率日降水量が増加する地点は65%、減少する地点は35%という結果を得た。今回の全球気候モデル出力降水量はある条件下での1計算結果であるから、この結果が将来を決定論的に予測するものではないが、興味深い知見が得られた。

第3章では京都府由良川流域、滋賀県日野川流域を対象に物理法則に基づく分布型の降雨流出モデルと、滋賀県日野川流域を対象に外水・内水氾濫と河道網による排水を考慮して氾濫モデルを構築した例を示した。特に、京都府由良川流域に対して最適化手法であるLevenberg-Marquardt法を用いたパラメタ推定法を導入し、パラメタの自動推定について検討した。さらに滋賀県日野川流域については雨域の移動方向が降雨流出・洪水氾濫過程に及ぼす影響について分析した。結果として、日野川流域において流域に降る総雨量が一定228.7mm（100年確率日雨量）の雨域が東西南北方向から流域上を通過する場合、日野川本川の法教寺川合流部における流量は、雨域が南から北、東から西へ移動する場合、つまり下流側へ移動する場合の方が、上流側へ移動する場合よりも一般に高くなることがわかった。

また、滋賀県竜王町における氾濫過程では他の要素もあるものの日野川本川の流量ハイドログラフの傾向は必ず反映されること、したがって、日野川本川の観測、管理は重要であるという認識を得た。それに加えて、支派川の流量ハイドログラフの形状も洪水氾濫に影響を及ぼすことがあることを確認した。特に竜王町では、西から東へ雨域が移動する場合に竜王町の西側に位置する支川の流量増加のタイミングが速くなる。これにより計算では、例えば祖父川と新川の合流部で溢水が早々に始まる。他の方向から雨域が移動する場合の計算では日野川本川と中津井川合流部での溢水が最初に生じたことから、本川に加え

て支川の水位を計測するなど支川の氾濫過程への影響を更に検討することが必要であることがわかった。

第4章ではGISをプラットフォームとし、家屋・構造物、田畑、道路などがはっきりと識別可能なベクトル型（ポリゴン）データを用いて、洪水経済被害を推定する手法を提案した。この手法は世界でも最も精緻なものの一つである。基本的な手順としては、洪水氾濫シミュレーションを行い、浸水深をメッシュデータで出力し、このメッシュデータ情報を各家屋・農地ポリゴンに属性情報として割り当て、浸水深から被害率を推定し、経済被害額を推定する。浸水深と被害率の関係は1993年～1996年に実施された水害被害実態調査に基づいており、家屋・農地評価額についても各年度の変動を考慮できる。特に、農作物被害については従来あまり考慮されてこなかった湛水継続時間について考慮したのが目新しい。この手法は浸水深、被害率、被害額などを表で示すことに比べて、実態を空間的に把握できる点が重要で、今後ますます発展することが見込まれる。

第5章では全球気候モデルによる日野川流域降水量を用いて、滋賀県竜王町の現在から将来に向けての洪水災害変動予測を行った。現在、近未来、将来の全球気候モデルによる25年間の年最大日雨量時系列を用いて、日野川流域の100年確率日雨量を推定した所、25年間の年最大日雨量しかないため推定値の信頼性に欠けることが見て取れた。100年確率日降水量の推定においては、地域頻度解析や、毎年値だけでなく非毎年値を用いることも考える必要があると思われる。

一般化極値分布を用いて100年確率日雨量を推定すると日野川流域においては現在から近未来に向けて100年確率日雨量が増加するという結果を得た。これに基づいて、現在100年確率日降水量と増加する将来100年確率日降水量相当までGCMにより計算された1987年5月20日降雨イベントと2027年10月24日降雨イベントを引き伸ばした4条件について、内水・外水氾濫解析を行った。この結果、例えば、氾濫解析対象地域には7253の家屋があるが、1987年降雨（現在100年確率日雨量引き伸ばし）に対しては640戸の床上浸水が生じるのに対し、1987年降雨（将来100年確率日雨量引き伸ばし）では928戸が床上浸水するという試算を得た。また、2027年降雨引き伸ばしに対しても現在100年確率日雨量では床上浸水が423戸、将来100年確率日雨量に対しては床上浸水が460戸となると推定された。田畑についても、全4633区画で、1m以上の浸水田畑数は、1987年降雨に対して398（現在）から598区画（将来）に、2027年降雨に対して239（現在）から270区画（将来）に増加するという結果を得た。

また、氾濫解析対象地域の家屋総資産額を1036億1652万円、農地総資産額を12億3784万円と試算した。この地域に対して前述の4条件で最大の経済被害が出るのは1987年降雨（将来100年確率日雨量引き伸ばし）によるもので家屋被害額100億2070万円（総資産の9.7%）、農地被害額2億9684万円（総資産の23.9%）と推定された。1987年降雨（現在100年確率日雨量引き伸ばし）からの変動を見ると、家屋で15億9112万円

の増加，農地については1258万円の被害額の増加になる．仮にこの変化が実際に起こる場合には，滋賀県竜王町の洪水災害リスクは増加する．ただし，仮に将来に向けて100年確率日雨量が増加したとしても，降雨ピークが低くなるような降雨パターンが増えたとすると，結果としては被害危険性は上がらないこともあることなどが見て取れた．

第6章では，極端気象を含む長期（100年以上）の年最大日雨量系列データの頻度解析にノンパラメトリック手法とBootstrap法を適用し，パラメトリック法による解析結果と比較することによりその精度を定量的に検証した．ノンパラメトリック法は確率分布モデルを用いないので解析者によらず同一の結果が得られる（ただし，Bootstrap標本サイズに依存する）．これまで複数の確率分布形を観測データに適合させ，100年確率日雨量を推定する際には，最終的にはこれらの分布形の複数の推定値の平均を取るような苦肉の策が取られる事もあり，実務者を悩ませてきた．ノンパラメトリック法はこうした困難を解消できる可能性がある．ノンパラメトリック法による推定値はパラメトリック法による推定値より多くの場合，過大になる傾向があるが，観測データの第1位値と第2位値の差に原因があることなどが示された．

水災害においてはまずは人の生命を守ること，次に資産を守り，最終的には人間活動（事業）を継続していくことが基本的な目的である．この目的を達成するために洪水流出，河道流，内水湛水，外水氾濫などの個々の素過程をより正確に再現するための理論や数値モデルが開発されてきた．本論文ではこうした過去の先人たちの蓄積を基礎として，滋賀県日野川流域，竜王町や，京都府由良川流域などにおける洪水現象を再現し，その素過程に関する理解を深めた．こうした数値モデルの更なる開発は今後も進める必要がある．さらに，実際に洪水災害が生じた場合にどのように対応していくかを検討するためにGISを用いたリスクアセスメントの枠組みを提案した．これを用いて滋賀県竜王町を対象にワークショップなども実施しており，地域に密着した洪水対策をどのように実施していくかなどについても今後引き続き検討していきたい．気象庁の全球気候モデルの出力降水量を用いて，将来の気候変動による洪水ハザード及びリスクの変動についても現状でできる範囲の分析を行った．本研究の各要素，全体の枠組みをより発展させ，極端気象による洪水災害の防止・軽減に微力を尽くしていきたい．



## 参考文献

- [1] 京都大学防災研究所巨大災害研究センター：第 15 回地域防災計画実務者セミナー講演集（平成 21 年 11 月 17 日～19 日開催），2009
- [2] 辻本哲郎編：豪雨・洪水災害の減災に向けて ソフト対策とハード整備の一体化，技報堂出版，372pp.，2006
- [3] 京大・NTT リジリエンス共同研究グループ：しなやかな社会の創造，日経 BP 企画，207 pp.，2009
- [4] 宝 馨：大標本時代の水文頻度解析手法 リターンピリオドを超えるようなサイズの標本に対する極値データ解析 ，京都大学防災研究所年報，第 49 号 B，pp. 7-12, 2006.
- [5] 宝 馨・小林健一郎：標本サイズと水文頻度解析，水工学論文集，土木学会，第 53 巻，pp. 205-210, 2009
- [6] 小林健一郎・寶 馨・中北英一：全球気候モデル出力を用いた日本域の 100 年確率日降水量の将来予測，水工学論文集，土木学会，第 54 巻，6 pp.，2010
- [7] Kendall, M.G.: Rank Correlation Measures, Charles Griffin, London, 1975
- [8] 西岡昌秋・宝 馨：Mann-Kendall 検定による水文時系列の傾向変動，水文・水資源学会誌，Vol. 17，No. 4, pp. 343-353, 2004
- [9] 徐宗学・竹内邦良・石平博：日本の平均気温・降水量時系列におけるジャンプ及びトレンドに関する研究，水工学論文集第 46 巻，pp.121-126, 2002
- [10] Mizuta, R., Oouchi, K., Yoshimura, H., Noda, A., Katayama, K., Yukimoto, S., Hosaka, M., Kusunoki, S., Kawai, H. and Nakagawa, M.: 20-km-mesh global climate simulations using JMA-GSM model -Mean climate states-, J. of the Meteorological Soc. of Japan, Vol. 84, pp. 165-185, 2006
- [11] 中北英一他：流域圏を総合した災害環境変動評価研究，21 世紀気候変動予測革新プログラム 平成 19 年度研究成果報告書，pp.135-136, 2008
- [12] 東博紀・大楽浩司・松浦知徳：地球温暖化による豪雨発生頻度の変化と洪水氾濫への影響評価，水工学論文集第 50 巻，pp. 205-210, 2006
- [13] 和田一範・川崎将生・富澤洋介・楠昌司・栗原和夫：高解像度全球モデルおよび地域

- 気候モデルを用いた地球温暖化にともなう洪水リスクの評価, 水文・水資源学会誌, Vol. 21, No. 1, pp.12-22, 2008
- [14] Kusunoki, S. and Mizuta, R.: Future changes in the baiu rain band projected by a 20-km mesh global atmospheric model: sea surface temperature dependence, Scientific Online Letters on the Atmosphere (SOLA), The Meteorological Society of Japan, 4. pp.85-88, 2008
- [15] 文部科学省地球・環境科学技術推進室: 21世紀気候変動予測革新プログラム平成19年度研究成果報告会要旨集, 2008
- [16] Rayner, N.A., Parker, D.E., Horton, E.B., Folland, C.K., Alexander, L.V., Rowell, D.P., Kent, E.C., and Kaplan, A.: Global analyses of sea surface temperature, sea ice, and night marine air temperature since the late nineteenth century, Journal of Geophysical Research, 108, No. D13, 4407, doi:10.1029/2002JD002670, 2003
- [17] Kitoh, A. and Kusunoki, S.: East Asian summer monsoon simulation by a 20-km mesh AGCM, Climate Dynamics, DOI 10.1007/s00382-007-0285-2, 2007
- [18] Kim, S., Nakakita, E., Tachikawa, Y. and Takara, K.: Precipitation changes in Japan under the A1B climate change scenario, 水工学論文集第54巻, 2009 (in printing)
- [19] 池淵周一・椎葉充晴・宝 馨・立川康人: エース水文学, 朝倉書店, pp. 170-171, 2006
- [20] Jenkinson, A. F.: The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements, Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society, 81, pp. 158-171, 1955
- [21] 森田 恒 幸: IPCC 排 出 シ ナ リ オ (SRES) に 関 す る サ ー ベ イ , <http://www.env.go.jp/earth/report/h13-01/h13-01-5.pdf>
- [22] 安田誠宏・高田理絵・金洙列・間瀬肇: 地球温暖化予測データに基づく台風極端化特性の評価と高潮シミュレーション, 海岸工学論文集第55巻, 2008
- [23] 椎葉充晴・市川 温・榊原哲由・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.
- [24] 市川 温・村上將道・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. 43-52, 2001.
- [25] 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.
- [26] 小林健一郎・寶 馨: 洪水氾濫シミュレーションによる農地の作物被害の推定, 京都大学防災研究所年報第52号B, pp.19-27, 2009
- [27] 寶 馨・立川康人・児島利治・可児良昭・池淵周一: 降雨流出に及ぼす山腹斜面の影

- 響 - いわゆる「緑のダム」の洪水調節効果の流域水文学的検討 - , 京都大学防災研究所年報, 47B, pp. 171-182, 2004.
- [28] 石原藤次郎・石原安雄・高棹琢馬・頼千元：由良川の出水特性に関する研究，京都大学防災研究所年報 5 号 A , pp. 147-173, 1962.
- [29] 国土交通省近畿地方整備局福知山河川国道事務所：由良川水系河川整備計画 [直轄管理区間]
- [30] 小林健一郎・立川康人・佐山敬洋・寶 馨：分布型降雨流出モデルによる 2004 年 10 月台風 23 号由良川洪水の解析，水工学論文集, Vol. 50, pp. 313-318, 2006.
- [31] 宝 馨：寶 馨と小林健一郎の共同研究メモによる，2007
- [32] Levenberg, K., A method for the solution of certain nonlinear problems in least squares, *Quart. Appl. Math.*, 2, 164-168, 1944.
- [33] PEST: Model-Independent Parameter Estimation, *Water Numerical Computing*, 2003.
- [34] Finsterle, S.: *iTOUGH2 User's Guide*, Lawrence Berkeley National Laboratory, University of California, Berkeley, 2000.
- [35] Cirpka, O.A. : *Parameter Estimation and Inverse Modeling (Lecture Note)*, Institute fuer Wasserbau, Universitaet Stuttgart, 2003.
- [36] 滋賀県：淀川水系東近江圏域河川整備計画
- [37] 小林健一郎・宝 馨・立川康人：最適化手法による分布型降雨流出モデルのパラメータ推定，水工学論文集，Vol. 51, pp. 409-414
- [38] 小林健一郎・宝 馨：雨域の移動が流域の降雨流出・洪水氾濫過程に及ぼす影響，水工学論文集, Vol. 53. pp. 841-846, 2008
- [39] Yen, B.C. and Chow, V. T.: A laboratory study of surface runoff due to moving rainstorms, *Water Resources Research*, Vol. 5, No. 5, pp.989-1006, 1969
- [40] Surkan, A.J.: Simulation of storm velocity effects on flow from distributed channel networks, *Water Resorces Research*, Vol. 10, No. 6, pp. 1149-1160, 1974
- [41] Ngirane-Katashaya, G.G. and H.S.Wheather: Hydrograph sensitive to strom kinematics, *Water Resources Research*, Vol. 21, No. 3, pp. 337-345, 1985
- [42] Surgent, D. M.; An investigation into the effects of storm movement on the design of urban drainage system, 1, *Public Health Eng.*, 9, pp. 201-207, 1981
- [43] 室田明・原幸男：移動する降雨シミュレータによる洪水発生の実験的研究，第 29 回土木学会年次学術講演会, II-56, 1974
- [44] Takahashi, Y., Mushiake, K. and Hashimoto, T.: Effects of movement of precipitation area upon runoff phenomena, in *Systems Approach to Hydrology*, Proc. the First Bilateral U.S-Japan Seminar in Hydrology, Hawaii, Honolulu, Jan. 11-17,

- 1971, pp. 279-293, 1971
- [45] 高棹琢馬・椎葉充晴・久保省吾：降雨の空間的分布が出水に及ぼす影響，第30回土木学会年次学術講演会，II-85, 1975
- [46] 日野幹雄・砂田憲吾：周期変動降雨に対する表面流出の応答特性に関する基礎的研究，土木学会論文報告集，第262号，pp. 55-56, 1977
- [47] 宝 馨：豪雨特性が洪水流出に及ぼす影響に関する数値実験的検討，昭和61年度文部科学省研究費補助金（自然災害（1））研究成果報告書「豪雨域の強度・規模・移動方向が洪水流出に及ぼす効果に関する研究」，pp. 151-164, 1987
- [48] 日本リスク研究学会：リスク学事典，pp. 16-17，阪急コミュニケーションズ，2006
- [49] International Risk Governance Council (IRGC): White Paper on Risk Governance, Vol. 1, pp. 5-8, 2005
- [50] Kaplan, S and B. Garrick: On the quantitative definition of risk, Risk Analysis, 1(1), pp. 11-28, 1981
- [51] Kobayashi, K and Takara, K: An Integrated Flood Risk Assessment Framework for the Community-Based Flood Disaster Management in Japan, Road Map Towards a Flood Resilient Urban Environment, Proceedings Final Conference of the COST action C22 Urban Flood Management in cooperation with UNESCO-IHP, Paris, 26-27 Nov. 2009, CD-ROM, 8 pp.
- [52] 国土交通省：治水経済調査マニュアル平成17年度版，2005
- [53] 宝 馨：水資源システムにおける確率論的モデルと手法の評価に関する研究，京都大学学位論文，224 pp., 1989
- [54] 田中茂信：毎年・非毎年時系列資料を用いた水文極値の頻度解析に関する研究，京都大学学位論文，123 pp., 2009
- [55] 宝 馨・小林健一郎：水文極値の大標本に対するノンパラメトリックな頻度解析，日本自然災害学会年次学術講演会，九州大学，II-4-3, 2008.
- [56] 宝 馨・高棹琢馬：水文頻度解析における確率分布モデルの評価規準，土木学会論文集，第393号/II-9，pp. 151-160, 1988
- [57] 宝 馨：水文頻度解析の進歩と将来展望，水文・水資源学会誌，第11巻，第7号，pp. 740-756, 1998
- [58] 国土技術センター：水文統計ユーティリティー，<http://www.kasen-keikaku.jp/suimon/>
- [59] 気象庁：異常気象リスクマップ <http://www.data.kishou.go.jp/climate/riskmap/index.html>

# 謝辞

本論文は、2005年に京都大学防災研究所に21世紀COE研究員として在職を始めて以来実施してきた研究成果の一部をまとめたものです。ドイツのシュツットガルト大学で地下環境における多相流の分野で博士論文をまとめて学位Doktor-Ingenieurを頂いて以来二度目の学位論文になります。よもや自分が二つの学位を頂けるとは思っておりませんでした。こうした機会を与えてくださった京都大学防災研究所教授の寶馨教授に心より感謝いたします。京都大学での職歴は5年に至ろうとしていますが、その間常に支援教員として数多くのご援助、ご指導を頂きました。在職してはありましたが、これで晴れて寶教授の教え子という事になります。

研究を進めるにあたり特に頻りに議論していただいた、京都大学防災研究所中北英一教授、京都大学大学院工学研究科立川康人准教授に最大限の感謝を致します。お二人には学位論文の調査委員も引き受けて頂きました。お二人と議論をすることにより、常に研究の方向性を再考することができました。

防災研究所多々納裕一教授、川池健司准教授、Kim Sunmin講師、京都大学井上和也名誉教授、現在土木研究所の佐山敬洋博士、京都大学大学院工学研究科の椎葉充晴教授、細田尚教授にも心より感謝いたします。皆さまには陰に陽にご支援を頂きました。他にも色々のご教示いただいた先生方は数え上げれば切りがないほどです。特に京都大学防災研究所の多くの先生方に感謝いたします。

京都大学生存基盤科学研究ユニットの歴代ユニット長である、京都大学防災研究所の井合進教授、京都大学エネルギー理工学研究所の小西哲史教授にも数々のご助力を頂きました。ここに記して感謝いたします。

京都大学防災研究所防災技術政策分野の山敷庸亮准教授を始めとする研究室の皆さまとはいつも共に時を過ごすことができ、普段の生活の励みになりました。全員のお名前を挙げることはできませんが、研究室のすべての皆さまに感謝いたします。

両親、義理の両親、兄弟には当然ですが常に助けてもらいました。また、最後になりますが、妻の志帆には最大限の援助を受けました。ありがとうございました。