

気候変動下での水資源確保に関する リスク事例の工学的検討

Engineering case studies on risks
related to securing the water resources under the climate change

2022 年 3 月

岐阜大学大学院

工学研究科博士後期課程

生産開発システム工学専攻

ALATANNABUQI

目次

第 1 章 序論	1
1.1 研究の背景	1
1.2 研究の目的	3
1.3 本論文の構成	4
 第 2 章 豪雨時におけるため池堤体の信頼性評価	 6
2.1 概説	6
2.2 研究対象のため池	8
2.3 解析方法	10
2.3.1 確率雨量の計算と土質パラメータの決定	10
2.3.2 浸潤線の決定	14
2.3.3 豪雨時の水収支	16
2.3.4 年破壊確率	17
2.3.5 費用便益解析	19
2.4 解析結果	20
2.4.1 臨界滑り円と浸潤線	20
2.4.2 安全率と破壊確率	21
2.4.3 費用便益解析	22
2.5 結語	22
 第 3 章 山地森林集水域での MCMC 法を用いた湧水生起の潜在性評価	 25
3.1 概説	25
3.2 対象集水域の概要と水文データ	27
3.2.1 対象集水域の概要と観測項目	27

3.2.2	解析に用いる水文データ	29
3.3	降雨流出モデル	31
3.3.1	集中型コンパートメントモデル	31
3.3.2	降雨流出モデルの水収支	32
3.3.3	降雨流出モデルにおける同定対象パラメータ	33
3.4	MCMC 法	34
3.4.1	適用するデータ同化手法の選定	34
3.4.2	ベイズの定理に基づく MCMC 法の考え方	35
3.4.3	MCMC 法の計算手順	36
3.4.4	パラメータ同定結果に関する検討事項	38
3.4.5	MCMC 法の降雨流出モデルへの適用	40
3.5	降雨流出シミュレーション結果	43
3.5.1	流量推定結果の確認	43
3.5.2	流量および貯水高の 90 日間移動平均	43
3.5.3	各流量係数の変動傾向と渇水生起の潜在評価	44
3.6	結語	46
 第 4 章 結論		51
4.1	本研究のまとめ	51
4.2	今後の課題	53
 謝辞		54
 付録		55

第 1 章 序論

1.1 研究の背景

水は生活，農業，工業，発電など社会経済の持続的な発展に不可欠な資源である．しかし，近年の地球温暖化に伴う気候変動の影響を受け，降水の形態，頻度およびパターンを含めた様々な影響が顕在化しつつある^{1),2)}．

気候変動の影響は全球各地域において，水循環，水資源，水災害，食料，健康，自然生態系などの様々な分野で現れている．例えば，190 名以上の犠牲者が出た 2017 年米国南東部からカリブ海の島々でのハリケーン，降水量の減少による食物収穫量の減少をもたらした 2006 年のオーストラリアや 2012 年のアメリカ・カナダでの干ばつ，2011 年のタイでの大規模な洪水被害などが挙げられる．

世界平均地上気温は 1880 年～2012 年に 0.85℃上昇し，世界平均海面水位は 1901 年～2010 年に 0.19m 上昇し，地域的な計算が十分揃う期間（1901 年～2012 年）では地球全体で地上気温が上昇したとされている³⁾．一方，両極域の海水面積は 1979 年～2012 年に 10 年当たり 9.4～13.6%の割合で減少し，北半球の積雪面積は 1967 年～2012 年に 10 年当たり 1.6%の割合で減少していると示されている⁴⁾．

日本でも気候変動の影響は既に身近なものとなっている．42 名の犠牲者がでた 2017 年の九州北部豪雨，2018 の台風 21 号や 24 号と記録的猛暑，2021 年 7 月～8 月の記録的な豪雨とこれを主要な原因とする浸水災害や土砂災害など，気候変動に伴う台風や豪雨の頻度増加により洪水災害が毎年のように起きている．

気候変動による降水量の長期変化傾向は全球で地域によって大きく異なり，空間的・時間的な変動も大きい．日本での降水現象の変化として，1900 年～2010 年の日降水量 100mm 以

上および 200mm 以上の日数が増加傾向にある一方、日降水量が 1.0mm 未満あるいは無降水の日数も増加傾向となっている⁵⁾。

降水量の減少による渇水被害事例として、給水制限が通算 1259 日にもおよんだ首都圏での 1964 年の渇水、1994 年の列島渇水、2002 年の少雨による福岡県筑後川流域での取水制限、2007 年の中国地方と四国地方での取水制限などが挙げられる。降水イベントからの時間遅れが短い洪水被害や土砂災害などと比べ、渇水現象は少雨もしくは長期間の無降雨期間から渇水被害が顕在化するまでの期間が長い。また、その影響が長引き、顕在化しない場合もある。

降水現象の極端化に伴う大規模降雨により供給される水量の大部分は短時間で流出するため、流域内に貯留される水量はそれほど増えないが、降雨によって供給される水量の減少は直接的に水資源賦存量の低下を招く。このように、降水現象極端化は、洪水リスクのみならず渇水リスクを高めるため、気候変動下での水資源確保について検討しておくことが不可欠となる。一方、日本は島国であり、国土の約 4 分の 3 が山地で、河川は急流で、流域面積が小さい特徴がある。そして、水量の季節変化が大きい。梅雨や台風の季節に河川流量が短期間で上がり、せっかく降った雨が洪水や土石流などの被害を発生させながら海へ流れてしまう。逆に、空梅雨や空台風によって降水量が少ない期間が長く続くと河川流量が減り、渇水の原因となる。

前者に関しては水資源に関わるリスクへの対応策としては、水資源の予備的確保による降雨量減少への適応と早期の適切な利水制限等を実現するための水資源量不足の予測が挙げられる。前者ではダムやため池などの貯水池の効率的な安定運用が不可欠となる。後者は渇水の生起予測であり、渇水となる数ヶ月前にその可能性を把握することによって、適切な事前対策に繋げることが目的となる。

水資源の予備的確保による降雨量減少への適応策として、日本では大きな降水量の季節変化や地理的特徴に合わせ、水資源の確保のためにため池などの水利施設が水田農業に利用されている。しかし、ため池の継続的な利用は次のようないくつかの問題に直面している。

- 1) 大半の江戸時代前に造られたため池は老朽化し、老朽化ため池の改修と保全が必要となっている。
- 2) 全国の老朽化ため池を改修完了するまでに多大な経費を要する。
- 3) 各地のため池管理者の高齢化と水田面積の減少に伴い、放置されているため池の数が増

えている。

気候変動に適応した水資源確保にあたって、ため池の機能を発揮・維持させていくためにはリスクを精確に評価してため池の被害を減らせる、効果的な対策をとることが必要である。また、リスクを可能な限り低減させるために、地域住民に災害リスク情報を把握させ、データベース化していくことも必要である。ため池の豪雨による破壊危険性について様々なリスク事例がある。ため池の所在する地域の確率雨量に基づいた破堤確率の把握および堤体改修のコストと便益についての情報整理が地元の日常的なため池の改修、維持、管理、対策に非常に重要となる。しかし、確率雨量と堤体の土質定数の変動を考慮したため池改修を評価した事例はほとんどない。

一方、後者として、災害予防対策や水資源確保のために早期の適切な利水制限等を実現するための水資源量不足の予測が重要となる。洪水リスク予測や評価については、降水や流出特性に基づく多くの研究⁶⁾⁻⁸⁾が活発に行われてきたが、渇水リスク評価に資する流出特性や流出メカニズムに基づく研究成果がほとんどない。吉川ら⁹⁾はこの原因を治水が渇水対策より重要だったからと指摘している。しかし、とくに日本では、日常生活で実感しにくい渇水の潜在リスクを定量的に評価することが渇水被害の軽減や渇水対策に有効となる。

1.2 研究の目的

ため池の整備、改修は進むが、災害をもたらす外力には上限がないため、破堤の危険性が常に存在する。気候変動に伴う洪水と渇水リスクの高まりが予測されている近年、災害を意識し、条件が異なる個々のため池に対し、被害の可能性を把握することが重要となっている。

また、地球温暖化に伴う気候変動により渇水被害の頻発化、長期化、深刻化が懸念される中、いかに早く目に見えない渇水のサインを捉えるかが鍵となる。異常少雨が渇水の主要な要因ではあるが、少雨以外に河川水の利用率、水利用構造¹⁰⁾、気候、地形、土壌、土地利用と地質^{11),12)}など様々な要素の影響を受けるため、異常少雨という状況だけでは説明できない。

以上の背景に基づき、水資源確保の観点から、本論文では、これら2種類のリスクに関わる事例に着目して、工学的な観点から検討を試みる。前者に関しては、老朽化ため池の貯水

機能を維持させる上で重要となるため池堤体の安全性と経済性について評価し、リスクおよび改修による費用便益の関係を精確に把握し、対策の優先順位を検討する際の情報提供を目的とする。後者については、山地森林集水域での長期水文データを用い、降雨流出メカニズムに基づき渇水生起の予兆をつかむ手法を提案し、渇水となる数ヶ月前にその可能性を把握することによって、適切な事前対策に繋げることを目的とする。

1.3 本論文の構成

本論文は、気候変動下での水資源確保に関するリスク事例の工学的検討した論文である。本論文は4章から成る。第1章では、本研究の背景と目的を記述した。第2章では、豪雨時におけるため池堤体の信頼性評価として、岐阜市内の老朽化したため池堤体の改修に係る費用対効果を確率雨量に基づき解析する。第3章では、1994年の大渇水期を含む23年間の山地森林集水域での長期水文観測データを用いて、渇水発生時の地中内水分状態を解析する。最後の第4章では本研究の成果を総括し、結論としてまとめ、今後の課題について記述する。

参考文献

- 1) Dore, M.H.I.: Climate change and changes in global precipitation patterns: What do we know?, Environment International, Vol. 31, pp. 1167-1181, 2005.
- 2) 環境省: 気候変動影響評価報告書, p.16, 2020.
- 3) 気候変動に関する政府間パネル (IPCC) 気候変動 2013: 自然科学的根拠 (政策決定者向け要約) 第 5 次評価報告書, 第 1 作業部会報告書 (気象庁翻訳), p. 3, 2013.
- 4) 気候変動に関する政府間パネル (IPCC): 第 5 次評価報告書の概要 (総合報告書), p. 12, 2015.
- 5) 文部科学省, 気象庁, 環境省: 気候変動の観測・予測及び影響評価総合レポート『日本の気候変動とその影響』, p. 13, 2013.
- 6) 谷誠: 山地流域における自然貯留の洪水緩和機能に関する方法論的考察, 水利科学, 第 318 号, pp. 151-173, 2011.
- 7) 佐山敬洋: 令和元年度台風 19 号による洪水災害と降雨流出特性, 京都大学防災研究所年報, 第 63 号 A, pp. 82-90, 2020.
- 8) 河村明: 都市流域における洪水流出解析の現象と将来展望, 水文・水資源学会誌, 第 31 巻, 第 6 号, pp. 451-466, 2018.
- 9) 吉川秀夫, 竹内邦良: 渇水持続曲線の性質とその応用, 土木学会論文報告集, 第 234 号, pp. 61-71, 1975.
- 10) 今村瑞穂, 中沢式仁, 中村昭: 渇水被害の分析と水管理への適用に関する研究, 第 24 回水理講演会論文集, pp. 59-64, 1980.
- 11) 横尾善之, 沖大幹: 流域の気候・地形・土壌・地質・土地利用が河川の流況に与える影響, 水工学論文集, 第 54 巻, pp. 469-474, 2010.
- 12) 虫明功臣, 高橋裕, 安藤義久: 日本の山地河川の流況に及ぼす流域の地質の効果, 土木学会論文報告集, 第 309 号, pp. 51-62, 1981.

第2章 豪雨時におけるため池堤体の信頼性評価

2.1 概説

日本は細長い島国である。面積の 70%近くが山地であり、平野の面積は約 25%に過ぎず、そのうち農地の面積は 13%しかない。現在、水田面積は約 260 万 ha であるが、日本は水稻を主な食料生産にしているため、豊富で安定した水資源が欠かせない。

水利施設、特にため池は古代から現代に至って貴重な水源として、農業に欠かせない役割を果たしている。ため池とは、降水量が少なく、大きな河川に恵まれない地域などで、農業用水を確保するために水を集めて取水ができるように、人工的に造成された池であり、灌漑農業を象徴する歴史的な施設でもある。冬に水を使わない時、流水を取り入れ貯めて、春の用水量が多い時に耕作地へ供給する。また、梅雨時の余分な水を貯めておけば盛夏時の渇水の危険性を減らすことができる。ため池へ流れ込む水は、ため池の上流の集水域に降った雨が集まってきたものであり、受益域で農業用水として使われてから、水路を通じて河川へ流れ込む。

日本の農地は中山間地にも多く存在し、大河川から取水するのが非常に難しいことから、大昔からため池を含めた多くの水利施設が築造された。日本でもっとも古いため池は約 1400 年前に造られたといわれている。農業発展に伴って、ため池も日本各地に築造され、現在約 21 万個¹⁾のため池があり、西日本を中心に分布している。ため池の多くは江戸時代以前に築造されたと推測されている。中でも、近畿地方と中国・四国地方に存在するため池は日本全国の 70%ほどを占める。なお、日本全国に分散している多くのため池の設計、施工、材料などの土木工学的要素は不明とされている²⁾。

ため池の主要な役割は以下のようにまとめられ、ため池はその歴史や文化を通して地域の

農業や農村の生活と密接にかかわっており、今後とも維持管理をしていく必要がある。

- ・ 水資源の確保：ため池に貯めた農業用水を耕地へ引き、降水量の少ないときでも安定した農業生産を確保する。また、灌漑用水のみならず、生活用水、防火用水、地下水の涵養など多面の機能を持っている。
- ・ 防災：ため池は降雨の集ってきやすい洪水路線に沿って多く築造されており、豪雨などの流出水はため池に貯められてから余水吐によって下流に流されている。そのほか、上流から流出してくる土石流を受けることによって、ため池堤防が下流の住民、田畑を災害から守っている。
- ・ 自然生態系の保全：ため池周辺の植物、動物の生息空間に役立っている。つまり、ため池は魚、植物などの安定な生息地になり、自然生態系を保全している。

現在、多くのため池において、以下のような問題点が浮き彫りにされつつある。

- ・ 利用できる用地が減少しつつあり、また、今後水利施設の新設もますます困難になってきており、ため池の改修と保全は日に日に重要となると考えられている。また、各地のため池管理者の高齢化と水田面積の減少に伴い、放置されているため池の数が増えて、上流斜面の植物の伐採などのメンテナンスが行われなくなっている。
- ・ 宅地開発に伴い、地面はコンクリートやアスファルトで覆われ、そこに降った雨は染み込まず、ため池に流れてくる量が増えて、決壊による災害発生の危険性が生じている。
- ・ 取水施設の老朽化や洪水の増加による土砂の流入によって、ため池そのものの利水機能も低下し、農業生産にも影響が出始めている。
- ・ 日本のため池は築造後長い期間を経ているため、堤体の安定性の低下が懸念されている。ため池被害の主な外因に豪雨と地震が挙げられる。これまでの、被害はほとんど豪雨によるものであり、その割合は77%以上となっている。

こういった老朽化ため池が、近年の気候変動に伴う異常な降水現象により、毎年のように被災している。これに伴い豪雨時ため池被害に対する防災・減災・克災の重要性が高まっている。

豪雨によるため池の被災形態は越流破壊、すべり破壊、浸透破壊に大きく分類される。豪雨によるため池の破壊では、これらの破壊現象が複合的に発生している場合が多い。しかし、被害を減らすため日本全国の数多い老朽化ため池を改修するには膨大な資金と労力を必要

とする。限られた経済力と労力の中、リスクと改修効果を把握することがとても重要であり、ため池ごとに評価ができれば、改修の優先順位を客観的に決めることが期待できる。また、どのくらいの降水量でため池がどのような状態になるかを把握することが防災対策検討において重要となる¹⁾。

これまでに豪雨時のため池の安定性解析、ため池破壊に対する対策³⁾および改修の効果評価⁴⁾、ため池の被災原因の分類と崩壊メカニズム⁵⁾など様々な研究が行われている。しかし、確率雨量と土質定数のばらつきを破壊確率の計算に考慮し、改修のコストと便益を経済的に評価した事例がほとんどない。

本章では、ため池を適切に予防保全および更新していくにあたって、ケーススタディとして確率雨量と堤体の地盤特性の不確定性を同時に考慮し、老朽化ため池の豪雨時破堤確率を求める。さらに求められた破堤確率を費用便益解析に用い、改修の費用対効果を検討する。これにより改修の信頼性評価を考察することを目的とする。

2.2 研究対象のため池

ここで検討対象とする本堂ため池は岐阜県岐阜市城田寺字葭原 1854 に位置し、改修前の堤高 4.2m、堤長 43.0m、貯水量 1300.0m³の均一式ため池である。堤体材料はシルト質細砂であり、1862 年に築造され、2008 年の時点で 146 年経っている。最新の改修年は 1976 年（洪水吐の改修）であるが、老朽化による堤体からの漏水や取水施設の破損などが見られ、災害の発生が懸念されたため、2009～2011 年の 3 ヶ年に渡って均一型から前刃金型への大改修が行われた。灌漑面積は 3.2ha であり、その内訳は、水田 3.1ha、畑 0.1ha となっている。ため池の集水面積は約 2.7ha である。改修事業が必要とされた理由は次の通りである。

- 1) 取水施設の老朽化の進行により水管理が困難な状態であるほか、底樋からの漏水が見られるため、決壊による災害の発生が懸念される。
- 2) 余水吐の底部が破損しており、漏水が見られる。
- 3) 堤体の下流法先より漏水が見られる（100m 当たり 1.16 L/s）。
- 4) 堤体法面の安定勾配が確保されていないほか、天端幅が不足している。

表-2.2.1 本堂ため池の改修前後の諸元

	改修前	改修後
堤高	4.2m	4.74m
形式	均一	前刃金
満水位からの余裕高	1.2m	1.6m
天端幅	2.2m	3.0m
前法勾配	1 : 2.0	1 : 1.8
後法勾配	1 : 1.7	1 : 1.8

表-2.2.1 に本ため池の改修前後の緒元を示す。また、改修中の本堂ため池の状況を写真-2.2.1～写真-2.2.4 に示す。



写真-2.2.1 右岸部



写真-2.2.2 斜樋



写真-2.2.3 後法



写真-2.2.4 余水吐

2.3 解析方法

2.3.1 確率雨量の計算と土質パラメータの決定

(1) 確率雨量の計算

確率雨量とは再現期間内に平均的に一度経験する雨量をいう。例えば、再現期間 100 年の確率雨量が 200 mm ということは、200 mm 以上の大雨が平均すると 100 年に一回の確率で起こりうるということである。この場合、100 年確率雨量を 200 mm と表現する。

年超過確率はある値を超える確率のことである。年超過確率は再現期間 T_R の逆数になる。例えば、10 年に一度の大雨の年超過確率は $1/10$ となり、100 年に一度の大雨の年超過確率は $1/100$ となる。この関係を用いれば、確率雨量 R の累積分布（非超過確率） $F(R)$ は、以下のようになる。

$$F(R) = 1 - \frac{1}{T_R} \quad (2.3.1)$$

岐阜市における年最大雨量の統計年は、時間・10 分最大雨量について 66 年間（1942 年～2007 年）、24 時間最大雨量について 39 年間（1969 年～2007 年）である。これらのデータからガンベル分布により年最大雨量 R （24 時間、1 時間、10 分）の確率分布を求めた。その手順を以下に示す。

- 1) 統計年 N 間年の年最大雨量データを小さい順に並べ、 i 番目の値を R_i とする。
- 2) R_i の非超過確率 $F(R_i)$ を、次式（Hazen Plot）により求める。

$$F(R_i) = \frac{i - 0.5}{N} \quad (2.3.2)$$

ここに、 i はデータの順位、 N はデータの総数である。

- 3) ここで用いる雨量データは短期間の年最大雨量データであるため、適用分布形をガンベル分布にした。

$$F(R) = \exp\left(-e^{-\frac{R-\beta}{\alpha}}\right) \quad (2.3.3)$$

ここに、 α 、 β はパラメータである。次式に $F(R_i)$ を代入し、標準極値変量 $x(R_i)$ を求める。

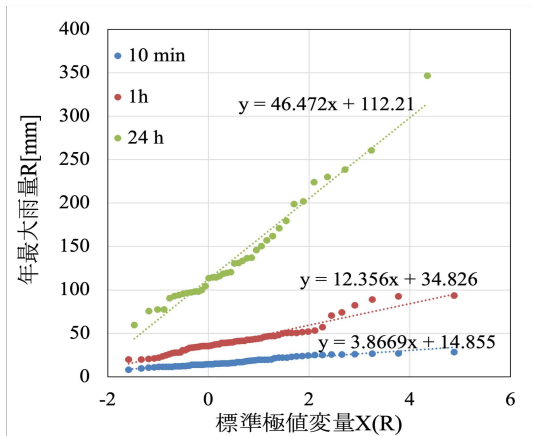


図-2.3.1 年最大雨量

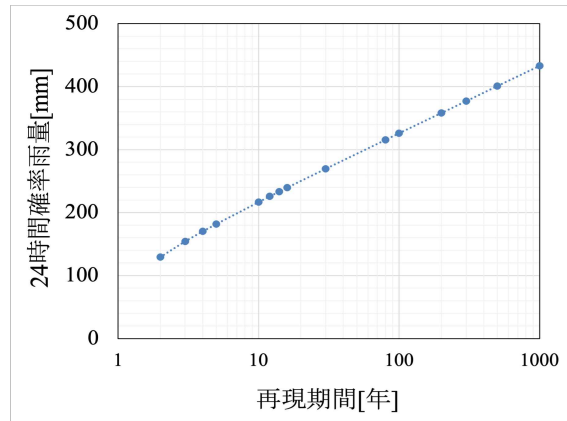


図-2.3.2 各再現期間の 24 時間確率雨量

$$x(R_i) = \frac{R - \beta}{\alpha} = -\ln(-\ln F(R_i)) \quad (2.3.4)$$

4) 統計データ R_i と $x(R_i)$ をプロットし, α , β を回帰分析から求める (図-2.3.1).

再現期間 T_R 年における 24 時間確率雨量 R (図-2.3.2) は, 式 (2.3.1) と式 (2.3.4) から, 次のようになる.

$$R = -\alpha \ln\left\{-\ln\left(1 - \frac{1}{T_R}\right)\right\} + \beta \quad (2.3.5)$$

(2) 間隙比および単位体積重量の決定

土は固体の土粒子と水および空気や蒸気などの気体から構成されるが, 土の間隙は水と空気が占めている. 地下水位より低い位置にある土では, 間隙はすべて水で満たされていると考える.

土の単位体積重量は, 以下のように表される.

$$\gamma_t = \frac{G_s + eS_r}{1 + e} \gamma_w \quad (2.3.6)$$

$$\gamma_{sat} = \frac{G_s + e}{1 + e} \gamma_w \quad (2.3.7)$$

$$\gamma' = \frac{G_s - 1}{1 + e} \gamma_w \quad (2.3.8)$$

ここに, γ_t : 湿潤単位体積重量, γ_{sat} : 飽和単位体積重量, γ' : 水中単位体積重量, e : 間隙比, S_r : 飽和度, γ_w : 水の単位体積重量 [kN/m^3], G_s : 土粒子密度 (真比重) である.

本堂ため池の堤体土はシルト質細砂であり, 現地で調査された標準貫入試験のデータ (N 値) から間隙比, 単位体積重量を推定する. N 値とは地層の硬軟を示す値である. 質量 63.5

kg の重錘を 75cm 落下させて、試験用サンプラーを 30cm 土中に打ち込むのに要する打撃回数を N 値という。表-2.3.1 に N 値と地盤硬さの関係を示す。表-2.3.2 に本堂ため池で求められた N 値を示す。表から、本堂ため池の基礎地盤は中位もしくは密に締まっている状態であると推測される。

堤体土の間隙比は、 N 値と相対密度 D_r の Meyerhof⁶⁾式を用いて推定した。

$$D_r = \frac{e_{max} - e}{e_{max} - e_{min}} = 0.21 \sqrt{\frac{N}{\frac{\sigma_v'}{98} + 0.7}} \quad (2.3.9)$$

ここに、 e_{min} ：最小間隙比、 e_{max} ：最大間隙比、 σ_v' ：有効土かぶり圧 [kN/m²]である。

一般に、山砂に代表されるシルト質細砂の間隙比は、0.4～1.0 の範囲にある。有効土かぶり圧が深さ H (2.5m) と単位体積重量の積になることから間隙比と単位体積重量を式 (2.3.6)～式 (2.3.9) より推定した。表-2.3.3 にため池堤体の土質定数を示す。

(3) 内部摩擦角 ϕ' と粘着力 c' の推定

N 値から内部摩擦角を推定する場合、先ほどと同様に有効土かぶり圧を考慮した推定式を用いる必要がある。現在提案されている式は以下の通りである。

$$\text{港湾構造物：}\phi'(^{\circ}) = 25 + 3.15(N/(\frac{\sigma_v'}{98} + 0.7))^{0.5} \quad (2.3.10)$$

$$\text{鉄道構造物：}\phi'(^{\circ}) = 26 + 1.85(N/(\frac{\sigma_v'}{98} + 0.7))^{0.6} \quad (2.3.11)$$

$$\text{内田・畑中式：}\phi'(^{\circ}) = 20 + (20N/(\frac{\sigma_v'}{98}))^{0.5} \quad (2.3.12)$$

土かぶり圧を上式に代入した結果、 ϕ' はそれぞれ 30.1°、29.3°、29.5°となった。そこで、ここでは $\phi'=30^{\circ}$ として解析を行う。

粘着力 c' と飽和度 S_r の関係について考えてみる。不飽和状態にある土においては、毛管水の働きにより土粒子間に圧縮力が生ずる。この粒子間圧縮力は、土中の水分量の大小によって変化する。乾燥状態においては水の作用がないため粒子間圧縮力は小さいが、土中水分量が増加するにつれて大きくなり、ある状態でピークになったあとまた低下する。すなわち、見かけの粘着力 c' は、 S_r が低い状態では小さいが、 S_r の増加につれて上昇して最大値をとり、その後低下する。

松尾⁷⁾の実験式により、砂質土の c' が最大となる飽和度 S_r^* を計算する。

$$S_r^*(\%) = -100.0e + 128.8 \quad (2.3.13)$$

表-2.3.1 地盤の硬さと N 値

土の状態	砂層	粘土層
極めて緩い	0～4	0～2
極めて軟らかい		
緩い	4～10	2～4
軟らかい		
中位	10～30	4～8
密に締まっている	30～50	8～15
硬い		
極めて密である	50 以上	15～30
極めて硬い		
極度に硬い		30 以上

表-2.3.2 本堂ため池の N 値

土質	天端からの深度 [m]	N 値
	1.5	3
堤体シルト質細砂	2.5	3
	3.5	3
基礎基盤砂質シルト	4.5	8
	5.5	11

表-2.3.3 土質定数

間隙比	湿潤重量 γ_t	飽和重量 γ_{sat}	水中重量 γ'	初期飽和度	粘着力 c'	内部摩擦角
e	[kN/m ³]	[kN/m ³]	[kN/m ³]	S_{r0} [%]	[kN/m ²]	ϕ' [°]
0.8	17.4	19.0	9.0	60.0	1.0～9.8	30.0

上式の e に 0.8 を代入すると、 c' がピーク値をとる飽和度は $S_r^* \approx 49\%$ となる。そのときの c' を c_{max}' とすると、粘着力 c' と飽和度 S_r の関係は、松尾⁸⁾により次式のようになる。

$$c'/c_{max}' = 1.0 - 0.018(S_r - S_r^*) \quad (2.3.14)$$

飽和状態 ($S_r=100\%$) の砂質土の粘着力を $c'=1 \text{ kN/m}^2$ ⁹⁾と仮定すると、上式より $c_{max}' = 12.2 \text{ kN/m}^2$ となる。初期飽和度を $S_{r0}=60.0\%$ ¹⁰⁾と仮定することにより、(2.3.13) 式から粘着力 $c'=1.0 \sim 9.8 \text{ kN/m}^2$ の範囲となった。

2.3.2 浸潤線の決定

老朽化ため池の洪水による堤体破壊は越流破壊、すべり破壊、浸透破壊が主な破壊パターンである (図-2.3.3)。本研究の対象となる本堂ため池は堤高が 4m 強と小規模であり、破堤に繋がる水理破壊は生じにくいものと考えられる。また、満水位からの余裕高が余水吐の越流高より高いため、堤体越流は生じないとする。本研究では浸透によるすべり破壊を検討する。

(1) 臨界滑り円の決定

滑り破壊とは土のせん断強度を上回る力がかかると、土は破壊し、滑り面に沿って連続して土がずれることによって起こる破壊である。

堤体の斜面破壊は滑り面の位置によって以下の 3 つ分類される (図-2.3.4)。改修前の本堂ため池は均一型であり、浸潤線の位置が高いため、降雨浸透による滑り破壊の危険性が考えられる。図-2.3.4 のうち、破堤に繋がる斜面破壊は、斜面先破壊と底部破壊が該当する。本ため池は、底部破壊を防ぐ目的で下流斜面先直下に腰石積を設置している。ここでは斜面先破壊を考え下流斜面先と天端を通る臨界滑り円を決定することにした。

斜面安定解析には一般的斜面安全率を用いる (図-2.3.5)。式 (2.3.15) で表すように斜面安全率は斜面の滑ろうとする力に対する抵抗力と滑動力の比である。

$$F_s = \frac{\text{滑り面に抵抗しようとする力(抵抗力)}}{\text{滑り面に沿って滑ろうとする力(滑動力)}} \quad (2.3.15)$$

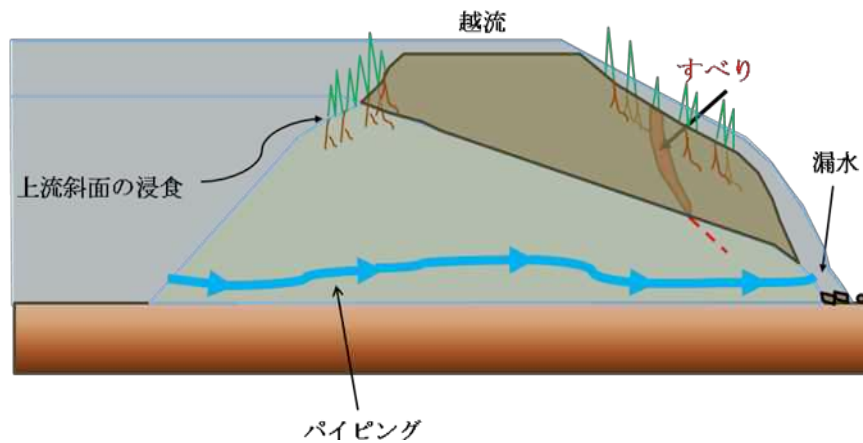


図-2.3.3 豪雨によるため池堤体の破壊形態

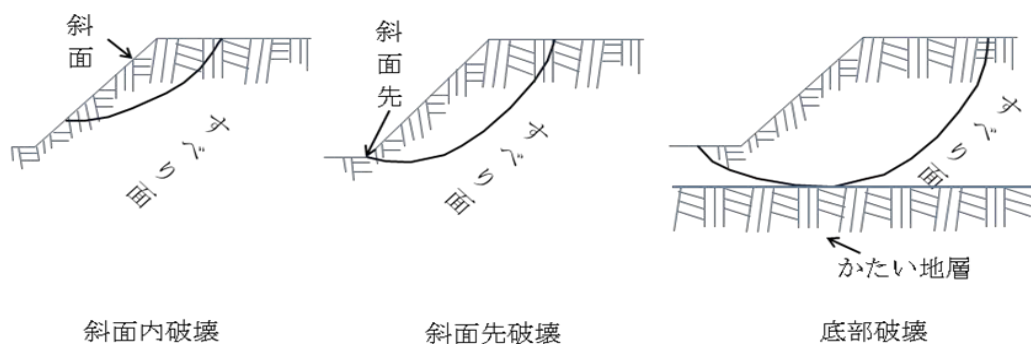


図-2.3.4 斜面破壊のパターン

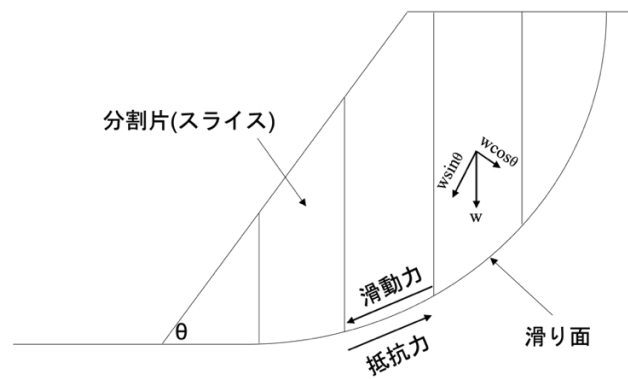


図-2.3.5 滑り土塊の分割とスライスに働く力

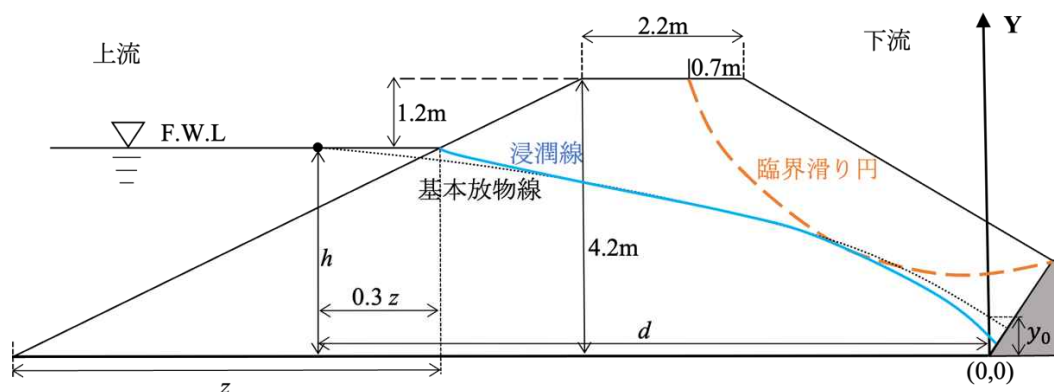


図-2.3.6 本堂ため池堤体横断面図

滑り安全率 F_s は修正フェレニウス法を用い、次式で示す.

$$F_s = \frac{\sum_{i=1}^n (W'_i \cos \theta_i \cdot \tan \phi' + c' \cdot l_i)}{\sum_{i=1}^n W_i \sin \theta_i} \quad (2.3.16)$$

ここに、 w は湿潤（飽和）重量 [kN/m], w' は有効（水中）重量 [kN/m], θ は滑り面の傾角[°], l は滑り土塊と滑り面が接触する部分の長さ[m]を表す.

(2) 浸潤線の決定

浸潤線とは土を浸透する重力水の自由水面を表す線で、浸透する流線のうち最上部にある流線のことである. 浸潤線 y は、キャサグランデ¹¹⁾の方法により以下の式で与えられる.

$$y = \sqrt{y_0^2 + 2y_0x} \quad (2.3.17)$$

$$y_0 = \sqrt{h^2 + d^2} - d \quad (2.3.18)$$

ここに、 y_0 :放物線の切片[m], h :上流部水深[m], d :水平距離[m], x :水平座標[m]である.

図-2.3.6 に改修前の本堂ため池の堤体横断面図を示す. 本章では飽和度と浸潤線には各再現期間の24時間年最大雨量を用いた.

2.3.3 豪雨時の水収支

降雨浸透により、堤体中の飽和度が上昇すると共に定常時における浸潤線も上昇する. この結果、粘着力と摩擦抵抗力が減少し、安全率の低下をもたらす.

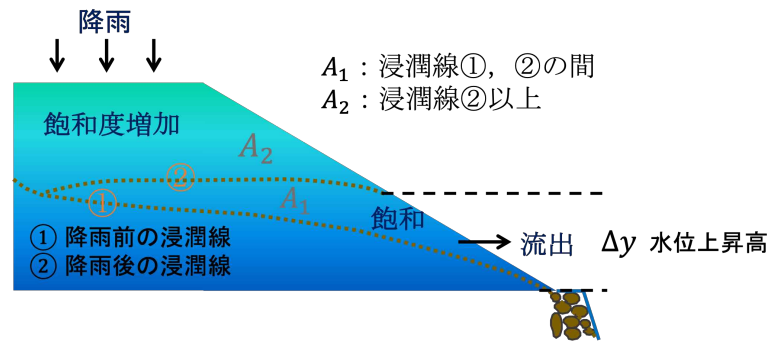


図-2.3.7 水収支の模式図

水収支を考慮すると、以下の式が成り立つ。

$$\text{降雨量} = \text{涵養量} + \text{飽和度増加量} + \text{流出量} \quad (2.3.19)$$

$$\text{涵養量} = (100\% - 60\%)nA_1 \quad (2.3.20)$$

$$\text{飽和度増加量} = \Delta y S_r n A_2 \quad (2.3.21)$$

ここに、 n ：間隙率、 A_1 ：涵養部の面積 [m^2]、 A_2 ：不飽和部の面積 [m^2] (図-2.3.7) である。
間隙率 n は、次式に間隙比 $e=0.8$ を代入し得た。

$$n = e / (1 + e) = 4/9 \quad (2.3.22)$$

流出量は、降雨終了後の下流法面からの水位上昇高を Δy [m]とすると流出量が次式になる。

$$\text{流出量} = k i t_0 \Delta y / 2 \quad (2.3.23)$$

ここに、 k ：透水係数 [m/s]、 i ：動水勾配、 t_0 ：降雨継続時間 [s]である。

涵養部、不飽和部の面積は、降雨後の浸潤線② (図-2.3.7) が与えられれば求まる。一般的に地下水涵養は、地表からの平均飽和度が80%以上になると発生する。この関係を用いると、涵養量、飽和度増加量は降雨量 R と水位上昇高 Δy の関数になる。水収支式 (2.3.23) は R と Δy の関数となり、 Δy を与えることにより Δy が求まり、滑り安全率を求める。確率降雨は年最大24 時間降雨を用い、各再現期間における堤体の飽和度、浸潤線を求めて安全率を計算した ($k=1.0 \times 10^{-5} \text{ m/s}$)。

2.3.4 年破壊確率

2.3.2 で求めた安全率は、斜面の破壊危険度の指標として用いられている。ため池堤体の信頼性を評価するには、堤体斜面の破壊確率を推定する必要がある。破壊確率は安全率の分布

が 1 以下となる確率なので、安全率の確率分布を求める必要がある。豪雨時の破壊確率は、得られた安全率に土質強度定数のバラツキを考慮することにより求め、豪雨の生起確率を乗じることにより本ため池の年破壊確率を算定することとした。

安全率の式の形を変えると次式になる。

$$F_S = \frac{\sum_{i=1}^n (W'_i \cos \theta_i \cdot \tan \phi' + c' \cdot l_i)}{\sum_{i=1}^n W_i \sin \theta_i} \quad (2.3.24)$$

$$= (\beta c' + \gamma \tan \phi') / \alpha$$

ここに、 w は湿潤（飽和）重量 [kN/m]、 w' は有効（水中）重量 [kN/m]、 θ は滑り面の傾角[°]、 l は滑り土塊と滑り面が接触する部分の長さ[m]を表す。 α 、 β 、 γ は定数である。

土質定数の変動性を考慮すると、安全率 F_S は確率変数となる。安全率が F_S のとき、破壊確率は $P(F_S \leq 1)$ となる。これより、豪雨時 R の条件付き破壊確率 $P(F|R)$ は以下のようにになる。

$$P(F|R) = P(F_S \leq 1)$$

$$= \int_{-\infty}^1 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}((x-\bar{F}_S)/\sigma)^2} dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\frac{1-\bar{F}_S}{\sigma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (2.3.25)$$

$$= \Phi\left(\frac{1-\bar{F}_S}{\sigma}\right)$$

ここに、 \bar{F}_S :中央安全率（図-2.3.8）、 σ :標準偏差、 Φ :標準正規分布である。標準偏差 σ は次式で表される。

$$\sigma = \sqrt{\beta^2 \sigma_{c'}^2 + \gamma^2 \sigma_{\tan \phi'}^2} / \alpha \quad (2.3.26)$$

$$\sigma_{c'} = 0.4\bar{c}', \quad \sigma_{\tan \phi'} = \frac{\sigma_{\phi'}}{\cos^2 \phi'} = 0.1\bar{\phi}' / \cos^2 \phi'$$

σ は c' 、 ϕ' の変動係数をそれぞれ 0.4, 0.1 として求めた。

求めた中央安全率と計算時に得られた定数 α 、 β 、 γ と標準偏差を用いて、確率降雨時の破壊確率を求めた。最後に、年破壊確率 P_F は、年最大 24 時間雨量の確率密度関数（図-2.3.9）を $f(R)$ とすると、以下の式で算定できる。

$$P_F = \int_0^{\infty} P(F|R) f(R) dR \quad (2.3.27)$$

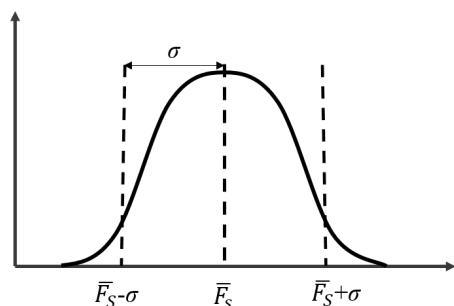


図-2.3.8 安全率の分布

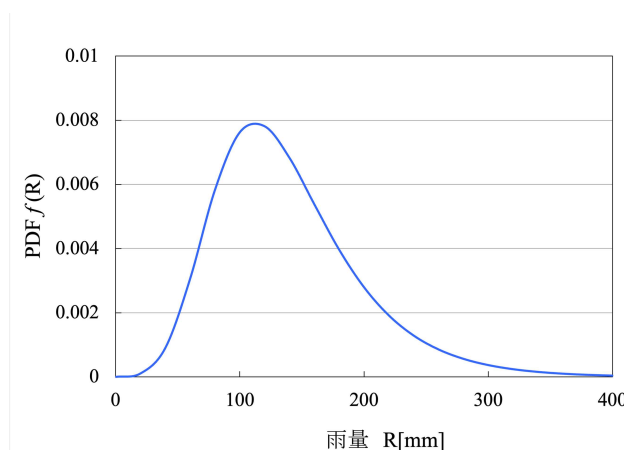


図-2.3.9 年最大 24 時間確率密度

表-2.3.4 本堂ため池の改修費・損失費

単位：[千円]	損失費 C_F	114,488
改修費 C_0	施設費	57,535
	用地費	1,940
	その他	12,525

2.3.5 費用便益解析

(1) 費用便益比

費用便益分析は事業の経済的効率を評価する手法である。ここでは、費用便益分析の根幹となる社会的割引率と費用便益比について説明し、本堂ため池における老朽化ため池改修事業について評価することを目的とする。

土地改良事業の投資においては、限られた財政資金を適切に利用する観点から総費用と総便益を比較し、総便益が総費用を超過しているかどうかを経済的側面で検討し、改修の判断材料の一つとしている。災害軽減の便益は改修前年を基準年とし、改修する場合と改修しない場合の損失費の差により算出する。ここでは、表-2.3.4 の値を用い費用便益比 B/C を式(2.3.28)により現在価値に換算して求め、分析した。

$$\frac{B}{C} = \frac{\text{改修前後の期待損失費用 } E(B_t)}{\text{改修費用 } C_i - \text{残存価値 } C_R} \quad (2.3.28)$$

ここに、 $E(B_t) = \sum_{k=1}^t \frac{P_F C_F}{(1+j)^k}$ 、 C_F ：損失費用（被害想定額）、 C_i ：改修費 C_0 の現在価値、 C_R ：
 t 年後の施設費、用地費の現在価値。

(2) 社会的割引率

同じの価格の商品でも受け取る時点によって価値が異なる。費用便益分析では費用と便益を現在の価値として統一的に換算し、評価する必要がある。社会的割引率とは将来発生する便益と費用を現在の価値に換算するために用いる数値である。日本では4%¹²⁾が用いられている。

現在価値とは将来に生ずる価値を割り引いて現在の価値に直したものである。現在価値 B は、 t 年後に生ずる価値 V と、割引率 j を用いた式 (2.3.29) で表せる。

$$B = V/(1+j)^t \quad (2.3.29)$$

社会的便益の現在価値の大きさは割引率の水準に依存する。投資効果を考えた場合、割引率が大きいと現在の投資額は抑制されることになる。

ある事業が実施された場合の費用を C 、その年効果（便益）を B_k とすると、 t 年間ににおける総便益 B を費用 C で除したものが費用便益比となる。

$$\frac{B}{C} = \frac{\sum_{k=1}^t B_k / (1+j)^k}{C} \quad (2.3.30)$$

費用便益比が1以上であれば、当該事業が有効であると判断する。上で述べたように、費用便益比は社会的割引率の値により左右される。

2.4 解析結果

2.4.1 臨界滑り円と浸潤線

式 (2.3.16) を用いて天端を通る滑り円弧の内安全率が最小となる滑り円を試算した結果、前述の図-2.3.6 のように臨界滑り円は下流法肩から 0.7m 離れた点を通る円弧となった。図-2.3.6 に式 (2.3.17) と式 (2.3.18) を用いて得られた浸潤線（常時満水位）を示す。また、 $y_0=0.455\text{m}$ となった。

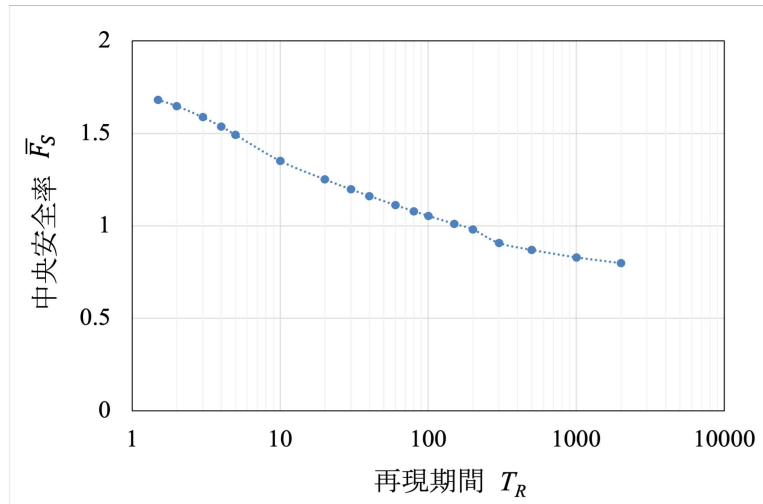


図-2.4.1 安全率の推移

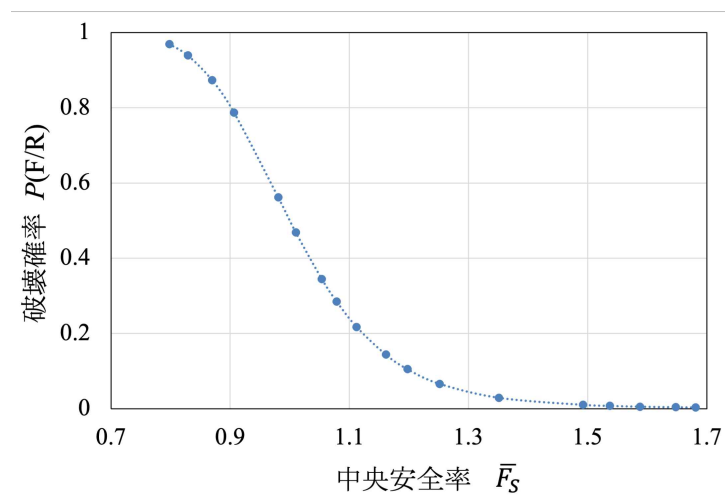


図-2.4.2 安全率と条件付き破壊確率

2.4.2 安全率と破壊確率

図-2.4.1 に確率雨量時の滑り安全率の推移を示す。この図より、安全率は 30 年確率雨量で約 1.2 となり、150 年確率雨量を越えると 1 以下となる。従って、本ため池は豪雨時に浸透による滑り破壊が生じ、破堤する可能性がある。図-2.4.2 に安全率と条件付き破壊確率を示す。得られた年破壊確率は $P_F=0.023$ ，その再現期間 ($1/P_F$) は約 43 年となった。

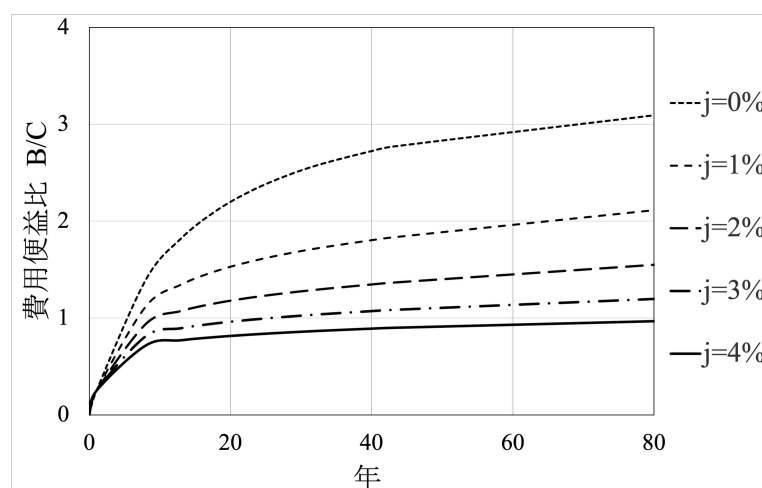


図-2.4.3 費用便益比の年次変化

2.4.3 費用便益解析

社会的割引率 j を0%~4%まで変化させ、前に求めた年破壊確率値を用いて費用便益比 B/C の年次変化を計算した（図-2.4.3）。図より、費用便益比 B/C は経過年とともに増加していくが、社会的割引率 j の増加に伴って減少することがわかる。 B/C は、 $j=0\sim3\%$ で約6年~25年後に1を越えるが、 $j=4\%$ の場合は80年（ため池の耐用年数）間近で1となる。これは、便益を豪雨時の滑り破壊による被害のみを評価しているからであり、改修によるその他の便益（取水施設の更新効果、耐震性改善効果等）について、今後検討していく必要がある。社会的割引率の増加に伴い B/C の増加率が小さくなることが明らかになった。

2.5 結語

本章では全面改修がなされた老朽化ため池において、改修前の豪雨時破堤確率を信頼性解析により求め、費用対効果を検討することにより改修評価を考察した。得られた結果をまとめると、以下のようになる。

- 1) 各確率降雨時における飽和度、浸潤線を求めて安全率を算定した。安全率は30年確率雨量で約1.2となり、150年確率雨量を越えると1以下となる。従って、本ため池は豪雨時

に浸透による滑り破壊が生じ、破堤する可能性が考えられる。

- 2) 次に、土質定数のバラツキを考慮した信頼性解析により、豪雨時の破堤確率を算定した。得られた年破壊確率は $P_F=0.023$ となり、再現期間は約 43 年である。
- 3) 費用便益解析の結果、社会的割引率 j が 0～3%の範囲ではため池の耐用年の半数以下で B/C は 1 を越えるが、 $j=4\%$ では耐用年近辺でほぼ 1 となった。費用便益比は経過年とともに増加するものの、社会的割引率が高いほど費用便益比の増加率が小さいため、それぞれの水利施設の確率雨量、土質強度定数の変動を考慮した信頼性評価や改修の経済性判断が重要になることが明らかになった。

本章では、豪雨時における堤体の信頼性を評価するにあたって、滑り破壊の解析および費用便益解析を行った。こうしたリスク事例の検討より、ため池の管理者や所有者などがリスクおよび改修による費用便益の関係を精確に把握し、対策の優先順位を検討する際の情報として有用になることを示した。

しかし、今後条件の異なる多数のため池および、越流破壊と浸透破壊に対する評価も加えていく必要がある。本研究に用いた土質定数は、主に N 値からの推定値である。解析に当たっては、粘着力の値が結果を大きく左右する。ため池改修時には土質試験を実施してデータを蓄積して行くことが重要である。本章では便益を豪雨時の被害軽減額に限定して評価したが、改修による便益を総合的に評価するには、これに加えて取水施設の更新効果、耐震性改善に伴う効果、住民の精神的安心感等を考慮することが今後の課題である。

参考文献

- 1) 農林水産省農村振興局防災課：ため池ハザードマップ作成の手引き，p. 1, 2013.
- 2) 鈴木尚登：農業用ため池の地震動による被災要因に関する研究—2011 年東北地方太平洋沖地震を例として—，農工研報，第 54 号，pp. 73-155, 2015.
- 3) 堀俊和，毛利栄征，松島健一，有吉充：豪雨リスクを考慮したため池の減災対策，農業農村工学会誌，第 78 巻，第 9 号，pp. 759-763, 2010.
- 4) 西村伸一，森俊輔，藤澤和謙，村上章：豪雨時の越流破堤に対するため池堤体の信頼性設計，土木学会応用力学論文集，第 12 巻，pp. 89-97, 2009.
- 5) 堀俊和：農業用ため池の豪雨災害に関する研究，農業工学研究所報告，第 44 号，pp. 139-247, 2005.
- 6) Hatanaka, M. and Feng, L.: Estimating Relative Density of Sandy Soils, Soils and Foundations, Japanese Geotechnical Society, Vol. 46, No. 3, pp. 299-313, 2006.
- 7) 松尾稔：地盤工学—信頼性設計の理念と実際，技報堂出版，p. 232, 1984.
- 8) 松尾稔：地盤工学—信頼性設計の理念と実際，技報堂出版，p. 234, 1984.
- 9) 国土技術研究センター：河川堤防の構造検討の手引き，p.57, 2002.
- 10) 萩原協仁：不飽和強度を考慮した河川堤防の安定解析に関する検討事例，全地連「技術e-フォーラム2007」札幌，2007.
- 11) Casagrande A.: Seepage through Dams, Journal of New England Water Works Association, Vol. LI, No. 2, pp. 131-172, 1937.
- 12) 国土交通省河川局：治水経済調査マニュアル(案)，p. 61, 2005.

第3章 山地森林集水域での MCMC 法を用いた 渇水生起の潜在性評価

3.1 概説

近年，世界各地で気候変動による降水現象の極端化に伴う洪水災害発生規模や頻度の増加が懸念されている．2017 年 7 月と 2019 年 8 月の九州北部豪雨，2018 年 7 月の西日本を中心に降った豪雨，2020 年 7 月熊本県中心の豪雨，2021 年 7 月と 8 月の記録的な豪雨および豪雨が主な原因となる浸水災害，土砂災害などが毎年のように起っている．

一方，気候変動に伴い無降水日数の増加¹⁾²⁾や積雪量の減少³⁾による渇水の規模と頻度が増加することも考えられ，渇水の頻発化，長期化，深刻化によりさらなる渇水被害の激甚化が懸念されている．1994 年の列島渇水の際，水道水の断水や減圧給水による影響を受けた人は約 1,200 万人で，日本全国で約 1,400 億円の農作物被害が発生した．福岡県筑後川では 2002 年の少雨により，最大 55%の取水制限が行われた．2016 年の渇水では，利根川上流の降雪量が観測開始以来最少で雪解けも 1 ヶ月早くなり，5 月の雨量も平年の半分以下となった．渇水の長期的影響は，農業用水の断水による稲の立ち枯れ等の被害，工業用水の取水制限，地盤沈下，水質の悪化など経済，環境，社会的な問題を引き起こす．このように気象災害による国民生命，生活，産業活動などへの影響が大きいため，気象災害への対策¹⁾²⁾に関心が高まっている．こうした災害対策などを検討する際には，洪水・渇水リスクの適切な評価が重要になる．洪水リスク評価について多くの研究⁴⁾⁶⁾が行われてきた．一方，少雨が継続しても，渇水災害として顕在化するかどうか曖昧であることから，渇水リスク評価について流出特性や流出メカニズムに基づく研究成果がほとんどない．降水量が渇水を引き起こす一つの

重要なファクターではあるが、少雨が続いても渇水になる場合とならない場合があるのは、降水量を浸透、貯留させる土壤内に隠れている流出特性やメカニズムが違うためと考えられる。

海外での乾燥地域では降水量減少そのものが渇水（干ばつ）の要因になるため、Mckee ら⁷⁾は様々な期間における総降水量を SPI (Standardized Precipitation Index) として指標化した。Kourgialas ら⁸⁾は GIS を用いクレタ島の干ばつの原因となりうる動的要素と静的要素を併用し、それぞれのマップを空間的に重ねることにより干ばつの脆弱性を5つのレベルに分類した。Haied ら⁹⁾は Deciles, SPI, RDI を用いてアルジェリアの干ばつの厳しさと継続期間を評価した。さらに、Meza ら¹⁰⁾は全球範囲で農業システムにおける干ばつリスクの分布を示した。このように海外のほとんどの渇水（干ばつ）研究では降水量と干ばつを短絡化させた幅広い干ばつのリスクをマッピング、予測、モニタリングするモデルの構築に主眼が置かれている。また、SPI や DRI (Drought Risk Index) などの降水量に関わる指標だけから統計的手法により渇水の規模、継続時間、影響などを評価している。

一方、日本では、山田ら¹¹⁾は、日本の渇水現象を対象として、降雨が流出に影響を及ぼす日数を推定し、流量に影響を及ぼすのは過去1ヶ月から3ヶ月の降雨と考察している。菊池ら¹²⁾は月最小降雨量と無降雨期間に着目し、渇水期における流出特性を評価した。山田らや菊池らの研究は、渇水を生起させる水文特性の評価を試みたものであり、数ヶ月単位での小雨が渇水発生のトリガーとなることを示唆している。さらに最近では、将来気候予測に基づき渇水リスクに及ぼす気候変動の影響も評価されている^{13),14)}。

国内外の渇水についてのこれまでのほとんどの研究が渇水を引き起こしうる自然的要因（降水量、蒸発散量、気温）の分析やこれらのデータを統計的に平年値との差を計算するモデルの開発にとどまっている。流出特性が地質、地形、植生などの状況により異なることを指摘している¹⁵⁾⁻¹⁷⁾研究はあるが、渇水を引き起こす仕組みに関する研究は見当たらない。

渇水現象は生活・経済活動など社会に大きな影響を及ぼすため、その発生を事前に察知できることが望まれる。ただし、長期間の少雨は渇水のトリガーにはなるが、少雨の継続が必ずしも渇水を生起させるとは限らない。蔵治¹⁸⁾が指摘するように、長期的な流出量の減少が渇水生起のバックグラウンド要因になるため、対象流域内の水分貯留量と降水量の減少を併せて評価することが必要になる。すなわち、少雨が続く前に、流出特性から渇水の予兆を

読み取り，渇水注意報などを出すことができれば，渇水被害を最小化させられる．

一方，複雑な流出現象を解析するため，流出現象を表現するさまざまな流出モデルが提案されている．この際，初期水位，間隙率，動水勾配，流出率などのモデルパラメータの同定が必要となる．パラメータ同定によく用いられる方法として試行錯誤法がある．パラメータの数が一つの場合には観測流量と推定流量を容易に近づけることができるが，パラメータの数が多いたときにはパラメータの組み合わせが増加し，膨大な時間と労力が要る．また，パラメータが互いに関連しているときには，真値を得る客観性を保証できない．

近年，気象モデルや生物モデルなどの数理モデルにおけるデータ同化手法^{19),20)}の有用性が着目され，水文学の分野でも適用されている²¹⁾⁻²³⁾．データ同化とは，ベイズの定理に基づき，観測値を説明する尤もらしいモデルパラメータの同定およびモデルによる観測値の補完を実現する手法である．数理計画法やメタヒューリスティックス法などの最適化手法では初期値の範囲を適切に与えなければ局所最適解に陥る可能性があるが，データ同化手法では初期値の範囲は理論的な定義域として設定できるとともに，同定値の尤もらしさを評価することも可能となる．また，任意の観測値標本を対象にすることもできるため，モデルパラメータの変動を組み込むことも容易である．ただし，モデルパラメータの種類数が増えるに従い自由度が大きくなり，同定値の尤度が低下する問題を解決することが不可欠となる²⁴⁾．

本章では，こうした得失に配慮しつつ，データ同化手法を降雨流出モデルに適用することにより，水資源確保に関するリスク事例の2つ目として，渇水生起時の流出パラメータの変動特性を流出メカニズムに基づき検討する．とくに，大渇水が発生した1994年を含む23年間（1985年～2007年）の長期水文観測データを用いて，渇水が発生する予兆を明らかにすることを目的とする．

3.2 対象集水域の概要と水文データ

3.2.1 対象集水域の概要と観測項目

本章では木曽川支川付知川上流のニッ森山東斜面に位置する森ヶ洞集水域（岐阜県中津川市）（図-3.2.1）での長期水文観測データを用いる．集水域面積は0.5 km²である．集水域の最



図-3.2.1 集水域周辺の AMeDAS 観測点と集水域内での降水量・水位観測点

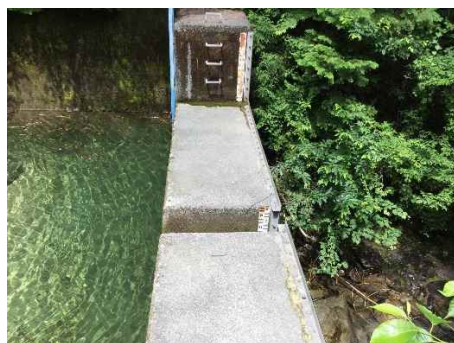


写真-3.2.1 測点 MH における量水



写真-3.2.2 雨量計と雨量計周辺の様子

高標高と最低標高がそれぞれ 1223m と 700m であり、流紋岩が集水域の大半を占めている。本集水域では 1983 年より 5 年間実施された林野庁の水土保持機能強化総合モデル事業の対象地域に含まれていた。この事業では、森林の有する水土保持機能と森林資源の有効活用を

同時かつ調和的に達成できるよう、複層林の造成、水土保持施設の建設および量水堰、雨量計などの水文観測設備が設置され、モデル事業後も同様の水文観測が岐阜県により継続実施された。なお、水文観測データの取得期間は 1985 年から 2007 年までの 23 年間である。

森ヶ洞集水域内の量水堰（写真-3.2.1）（三角堰）による水位観測点（測点 MH）と転倒マス型雨量計による降雨量観測点（測点 RM）の位置を図-3.2.1 に示す。降雨量データについて、1985～1993 年は 1 日毎、1994～1995 年は 1 時間毎、1996～2007 年は 10 分毎に取得されている。河川水位については、1985～1993 年は 1 日毎、1994～2007 年は 10 分毎のデータとなっている。以下では、便宜的に、1985～1993 年を前半期間、1994～2007 年を後半期間と呼ぶことにする。

3.2.2 解析に用いる水文データ

(1) 降水量

転倒マス型雨量計が設置された測点 RM の周辺立木（写真-3.2.2）の影響により、雨量が正しく計測されない場合のあることが判明した。そこで、図-3.2.1 に示す対象集水域近隣の AMeDAS 観測点（中津川：測点 RN，黒川：測点 RKr，恵那：測点 REn）における降水量データを用いて測点 RM での降水量を補正した。補正の手順を図-3.2.2 に示す。まず、重回帰分析に基づき、測点 RM における時間降水量 $R_{m_{obs}}$ を測点 RN，RKr，REn でのそれぞれの時間降水量 R_n ， R_{kr} ， R_{en} を用いて表現し、これを R_{m1} とする。次に、 R_{m1} と $R_{m_{obs}}$ で単回帰分析を行い、単回帰直線から著しく外れたデータ $R_{m_{obs}}$ を異常値とみなし、この単回帰分析の結果 R_{m2} に置き換える。さらに、 R_n ， R_{kr} ， R_{en} と R_{m2} でもう一度重回帰分析を行い、 R_{m3} を得る。最後に、 R_{m3} と測点 MH での観測流量 Q_{obs} との降雨流出応答関係を目視で確認する。このとき、森ヶ洞集水域での降水量とは明らかに違うと判断されるケースが稀に存在する。このことは、雨域の移動や局所的な雲の発達などにより、森ヶ洞集水域と本集水域近隣の AMeDAS 観測点での降水発生状況が異なることが原因であると考えられる。こうしたケースについては、 $R_{m_{obs}}$ を採用する。ただし、前述のとおり、 $R_{m_{obs}}$ は正しいデータではない可能性があるため、データの取り扱いには注意する必要がある。こうした修正の結果、 $R_{m_{est}}$ を得る。なお、1996 年と 1997 年の降水量は欠測となっていたため、1995 年の回帰分析の係数を用いて補間した。本章では、この方法によって補正された降水量データ $R_{m_{est}}$ を用いることとする。また、

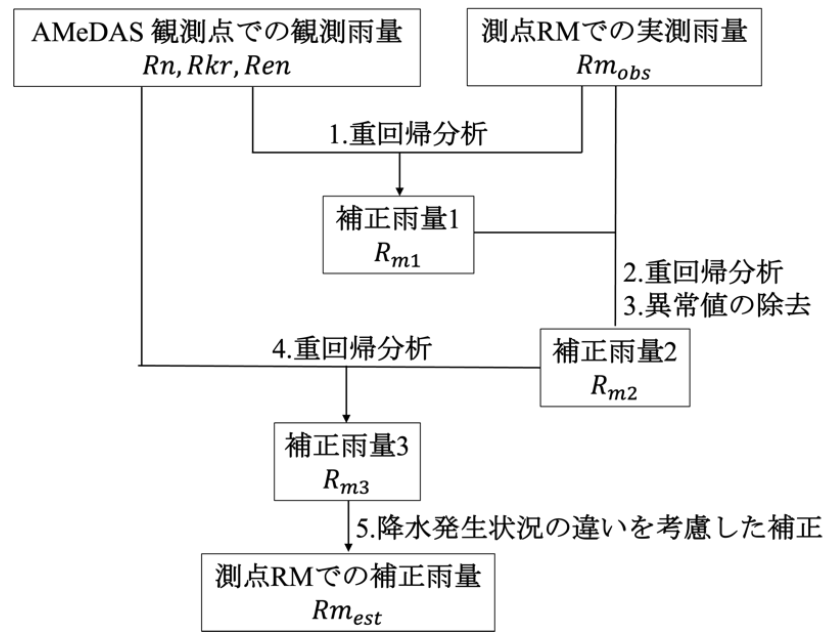


図-3.2.2 測点 RM における降水量の補正手順

前半期間は日降水量データしか得られていないため、標高と距離が測点 RM に最も近い AMeDAS 観測点である測点 RKr（黒川）での日降水量に対する時間降水量の割合を用いて測点 RM での時間降水量に変換し、前半期間と後半期間の時間解像度を統一した。

(2) 水位と流量

測点 MH では、量水堰で水位計測され、三角堰の流量公式によって流量が算出されている。前半期間の流量データを時間平均流量に変換し、後半期間の時間単位と統一させた。ただし、秋季の落葉や冬季の水面凍結を原因とする計測水位の異常が確認されたため、以下ではデータが正しく取得されていると考えられる各年 4～9 月を高信頼期間、流量データとしての信頼性が低い 1～3 月および 10～12 月を低信頼期間として扱うこととする。

(3) 蒸発散量データ

本集水域では、蒸発散量はもとより、気温や風速も観測されていないため、この集水域を対象として、次の Penman-Monteith 式を用いて Shomami ら²⁵⁾が推定したによる蒸発散量を用いた。

$$E = \frac{\Delta(R_n - G) + \rho c_p (e_{sat}(T) - e)/r_a}{\lambda \{ \Delta + \gamma(1 + r_s/r_a) \}} \quad (3.2.1)$$

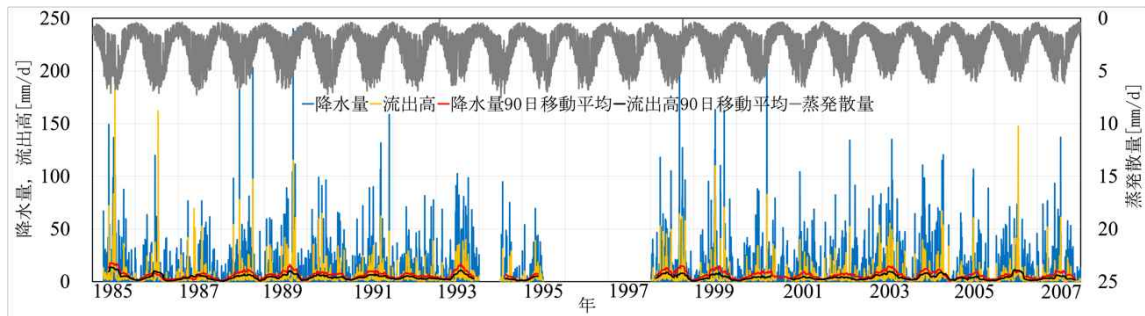


図-3.2.3 水文データ（日降水量，日流出高，日蒸発散量）と90日間移動平均（降水量，流出高）

ここに， E ：蒸発散量， Δ ：温度-飽和水蒸気圧曲線上の傾き， R_n ：純放射量， G ：地中貯熱量， ρ ：空気の密度， c_p ：熱容量（空気の定圧比熱）， $e_{sat}(T)$ ：飽和水蒸気圧， e ：大気中の水蒸気圧， r_a ：空気力学的抵抗， λ ：蒸発潜熱， γ ：乾湿計定数，および r_s ：群落抵抗である。

この推定では，本集水域に最も近い AMeDAS 観測点である測点 RKr（黒川）での気温と風速を用いるとともに，気圧と水蒸気圧は気象官署の岐阜，高山および飯田におけるデータを用いている．こうした蒸発散量推定に用いた AMeDAS 観測点を図-3.2.1 に示す。

図-3.2.3 は，検討対象期間である 1985～2007 年の 23 年間における日降雨量，日流出高，日蒸発散量と降雨量および流出高の 90 日間移動平均を表したものである．なお，データが表示されていない部分が欠測期間に相当する。

3.3 降雨流出モデル

3.3.1 集中型コンパートメントモデル

本章では，水収支の長期変動特性から渇水リスクを評価することを目的にしているため，貯留関数法に基づく集中型コンパートメント降雨流出モデル²⁶⁾を用いて検討する．図-3.3.1 にモデルの構造を示す．このモデルでは，対象集水域を上から下へ鉛直方向に A 層（表層土壌），B 層（無機質土壌），C 層（基岩層）に分ける．矢印は水分移動を表現しており，各層から水平方向と鉛直方向に水分が流出すると考える．水平流出として，A 層が直接流出，B 層が中間流出，C 層が基底流出に寄与する．また，A 層から蒸発散を考慮するとともに，A

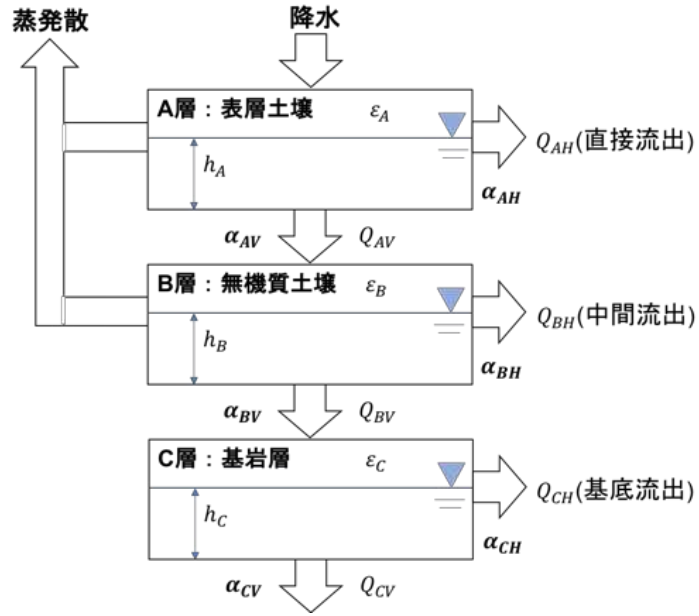


図-3.3.1 集中型コンパートメントモデルの概念図

層に水分量がない場合には B 層から蒸発散すると扱う。

3.3.2 降雨流出モデルの水収支

(A 層)

A 層の水収支式を次式で示す。

$$\frac{d(\varepsilon_A A h_A)}{dt} = AR - Q_{AH} - Q_{AV} - AE_A \quad (3.3.1)$$

ここに、 A ：対象集水域の面積[m²]， R ：降雨量[m/h]， Q_{AH} ：A 層の水平方向流出量[m³/h]， Q_{AV} ：A 層の鉛直方向流出量[m³/h]， h_A ：A 層の貯水高（土壌中のピエゾ水頭）[m]， E_A ：A 層からの蒸発散量[m/h]， ε_A ：A 層の土壌間隙率である。また、式 (3.3.1) の右辺の Q_{AH} と Q_{AV} は次式で表される。

$$Q_{AH} = \alpha_{AH} I_A A h_A \quad (3.3.2)$$

$$Q_{AV} = \alpha_{AV} A h_A \quad (3.3.3)$$

ここに、 α_{AH} ：A 層の水平方向流出係数， I_A ：A 層の動水勾配， α_{AV} ：A 層の鉛直方向流出係数である。

(B 層)

B 層の水収支式を次式で示す.

$$\frac{d(\varepsilon_B A h_B)}{dt} = Q_{AV} - Q_{BH} - Q_{BV} - A E_B \quad (3.3.4)$$

$$Q_{BH} = \alpha_{BH} I_B A h_B \quad (3.3.5)$$

$$Q_{BV} = \alpha_{BV} A h_B \quad (3.3.6)$$

ここに, Q_{AV} : A 層から B 層への鉛直方向流入量 [m^3/h], Q_{BH} : B 層の水平方向流出量 [m^3/h], Q_{BV} : B 層の鉛直方向流出量 [m^3/h], h_B : B 層の貯水高 (土壌中のピエゾ水頭) [m], E_B : A 層における貯水高がゼロとなった場合の B 層からの蒸発散量, ε_B : B 層の土壌間隙率, α_{BH} : B 層の水平方向流出係数, I_B : B 層の動水勾配, α_{BV} : B 層の鉛直方向流出係数である.

(C 層)

C 層の水収支式を次式で示す.

$$\frac{d(\varepsilon_C A h_C)}{dt} = Q_{BV} - Q_{CH} - Q_{CV} \quad (3.3.7)$$

$$Q_{CH} = \alpha_{CH} I_C A h_C \quad (3.3.8)$$

$$Q_{CV} = \alpha_{CV} A h_C \quad (3.3.9)$$

ここに, Q_{BV} : B 層から C 層への鉛直方向流入量 [m^3/h], Q_{CH} : C 層の水平方向流出量 [m^3/h], Q_{CV} : C 層の鉛直方向流出量 [m^3/h], h_C : C 層の貯水高 (土壌中のピエゾ水頭) [m], ε_C : C 層の土壌間隙率, α_{CH} : C 層の水平方向流出係数, I_C : C 層の動水勾配, α_{CV} : C 層の鉛直方向流出係数である.

各層から水平方向に流出する推定流量の合計が推定河川流量 Q_{sim} となり, 次式で表される.

$$Q_{sim} = Q_{AH} + Q_{BH} + Q_{CH} \quad (3.3.10)$$

3.3.3 降雨流出モデルにおける同定対象パラメータ

上述のモデルでは, 各層での初期貯水高, 土壌間隙率, 動水勾配および水平方向と鉛直方向の流出係数がモデルパラメータとなる. 初期貯水高については, 最初の 1985 年のみ仮の値を与えて計算し, 定常化した貯水高を初期値として設定した ($h_A^{(0)}=0.0 \text{ m}$, $h_B^{(0)}=0.02 \text{ m}$, $h_C^{(0)}=4.00 \text{ m}$). 1986 年以降の初期貯水高は前年末の貯水高を与えた. 土壌間隙率については, 現地の土壌地質特性から文献値により決定した ($\varepsilon_A=0.10$, $\varepsilon_B=0.04$, $\varepsilon_C=0.01$). 動水勾配は対

象集水域の平均斜面勾配に一致させることとした ($I_A=I_B=I_C=0.40$). 一方, C 層からの鉛直流出は集水域内水収支から決めた ($\alpha_{CV}=1.1\times 10^{-5}$).

これにより, 本モデルにおける同定対象パラメータは各層での水平方向流出係数 α_{AH} , α_{BH} , α_{CH} と B 層および C 層での鉛直方向流出係数 α_{AV} , α_{BV} の合計 5 つとなる.

3.4 MCMC 法

3.4.1 適用するデータ同化手法の選定

データ同化 (data assimilation) ^{19), 20)}とは, 数値シミュレーションモデルに実際の観測値を入力してより現実に近い結果を推定する方法である. データ同化手法は最初に数値気象予報に適用されていた. 今は海洋分野など多くの領域で広く用いられている. データ同化を用いるメリットは次の 2 つである.

- 1) 観測データを用いて数値シミュレーションモデルの精度・性能を改善することで, 最適な初期条件やモデルパラメータを求めることができる.
- 2) 数値シミュレーションモデルを用いることで, 過去の欠測期間を補ったり, 観測誤差を修正したりすることもできる.

モデルを現象に当てはめるとき, モデルパラメータなどを適切かつ客観的に設定することが必要となる. データ同化は, 無数のモデル設定条件に関する組み合わせ候補と現実の結果としての観測データとの対応をベイズの定理によって関係づける手法である. 設定条件の尤もらしさを確率分布として評価可能としていることがデータ同化の大きな利点となっている.

一般に, データ同化手法は, 非逐次 (オフライン) 型データ同化と逐次 (オンライン) 型データ同化の二種類に大別される. 前者では時系列データ全体を一括して評価するため, 全てのデータが得られた後に, 時系列全体のパラメータを同定する. 代表的な手法としてマルコフ連鎖モンテカルロ法 (MCMC 法) が挙げられ, データ同化手法の中で最も適用が容易とされている. とくに, 他の手法に比べて, パラメータの種類数が多い場合に効果を発揮する. 一方, 後者では時系列データを時間ステップごとに評価することによって同定パラメータを逐次更新し, 時々刻々と変化するパラメータを得ることができる. 様々な手法があるが, 中

でも粒子フィルタ法が幅広い分野に応用されている^{21), 23)}.

本章で用いる流量データには欠測期間や正しく計測されていない期間が存在する．粒子フィルタ法などの逐次型データ同化では，観測データが欠けている期間でのパラメータ更新はできない．しかし，MCMC 法などの非逐次型データ同化では，時間的に一定間隔で連続したデータでなくても，時系列データ全体を一括して扱うため，多くの欠測期間が含まれるデータ同化において有利となる．そこで，以下では，流出モデルに MCMC 法を適用することとする．

3.4.2 ベイズの定理に基づく MCMC 法の考え方

MCMC 法では，マルコフ連鎖に従うパラメータ候補値を乱数によって発生させ，各パラメータ候補値の尤もらしさを評価することにより，同定パラメータを決定する．マルコフ連鎖とは一つ前の状態によってのみ次の状態が決まる確率過程である．モンテカルロ法とは数値計算において乱数を用いて試行を繰り返すことで近似解を算出する手法である．

MCMC 法はベイズの定理を基本的な考え方としている．ベイズの定理は事象 A と B が起こる条件付き確率を規定し，次式のように表される．

$$P(B|A) = \frac{P(A|B)P(B)}{P(A)} \quad (3.4.1)$$

ここに， $P(A)$ ：事象 A が起こる確率， $P(B)$ ：事象 B が起こる確率（事前確率）， $P(A|B)$ ：事象 B が起こった状況下で事象 A が起こる確率， $P(B|A)$ ：事象 A が起こった状況下で事象 B が起こる確率である（事後確率）．観測値 y が得られる確率を $P(y)$ ，モデルパラメータ θ の事前確率分布を $P(\theta)$ ，パラメータ θ が与えられた時に観測値 y が得られる条件付き確率（尤度関数）を $L(y|\theta)$ とすると，事後確率分布 $P(\theta|y)$ はベイズの定理に基づき次の式で表される．

$$P(\theta|y) = \frac{L(y|\theta)P(\theta)}{P(y)} \quad (3.4.2)$$

ここで，観測値 y が得られる確率 $P(y)$ はパラメータ θ に依存せず，様々な θ に対して不変となるため定数として扱える．したがって，式 (3.4.2) は次式のように表される．

$$P(\theta|y) = \nu L(y|\theta)P(\theta) \quad (3.4.3)$$

これより，事後確率 $P(\theta|y)$ は尤度 $L(y|\theta)$ と事前確率 $P(\theta)$ の積に比例することになる．MCMC 法では，様々なパラメータ候補値を乱数によって与えて事後確率 $P(\theta|y)$ を求め，分布 $P(\theta|y)$

の最頻値をパラメータ同定値とする．一般には，事前確率分布 $P(\theta)$ として一様分布または正規分布を与え，これに従う乱数を用いてパラメータ候補値を更新する．

本章では，事前確率分布 $P(\theta)$ を正規分布として，Fortran 組み込み関数による疑似一様乱数の一様性を検定した上で，Box-Muller 法²⁷⁾を用いて得られる正規乱数の正規性と独立性を検定した．一様乱数 u_1 と u_2 を用いた互いに独立な正規乱数 z_1 と z_2 (μ_1 と μ_2 ：平均， σ_1 と σ_2 ：標準偏差) は次式から求められる．

$$z_1 = \mu_1 + \sigma_1 \sqrt{-2 \log u_1} \cos 2\pi u_2 \quad (3.4.4)$$

$$z_2 = \mu_2 + \sigma_2 \sqrt{-2 \log u_1} \sin 2\pi u_2 \quad (3.4.5)$$

尤度関数 $L(y|\theta)$ としては，一般に正規分布やポアソン分布が与えられる．試計算にて，両分布を比較したところ，正規分布はポアソン分布よりも多くの乱数発生回数を必要とするものの，その差は小さく，しかもパラメータ同定値は全く同じとなることが確認された．そこで，尤度関数 $L(y|\theta)$ を次式で与えることとする．

$$L(y|\theta) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i} e^{-\frac{(y_i - \eta_i)^2}{2\sigma_i^2}} \quad (3.4.6)$$

ここに， n はデータ数， i は時刻（時系列データ番号）， σ_i は観測値の標準偏差である．上式は，時刻 i における観測値 y_i とモデル推定値 η_i の差が，平均 0，分散 σ_i^2 の正規分布に従うことを意味している．ただし，MCMC 法では分散 σ_i^2 の与え方は任意とされている．そこで，ここでは，試行錯誤を通じて， $\sigma_i = 0.1y_i$ と与えた．

3.4.3 MCMC 法の計算手順

代表的なマルコフ連鎖モンテカルロ法として，Gibbs Sampler²⁸⁾ と Metropolis-Hastings^{29),30)} アルゴリズムの 2 つがよく使われている．

・ギブスサンプラー (Gibbs Sampler)

同定するパラメータの数が多い場合，パラメータ毎に適切な提案分布を設定するのが困難になる．このため，全てのパラメータから一度にサンプリングするのではなく，個々のパラメータに対してサンプリングする．あるパラメータからサンプリングする場合，他のパラメータは直前のサンプリングの値で固定する．例えば，パラメータ種類数を $m = 3$ とすると， $(\theta_1^{(0)}, \theta_2^{(0)}, \theta_3^{(0)})$ はパラメータ初期値の組み合わせである．1 回目 ($t = 1$) のパラメータ生成

では、 θ_1 のみを更新して、 $(\theta_1^{(1)}, \theta_2^{(0)}, \theta_3^{(0)})$ を新たなパラメータ組み合わせとする。2 回目 ($t = 2$) は、1 回目のパラメータ組み合わせにおいて θ_2 のみを更新して、 $(\theta_1^{(1)}, \theta_2^{(1)}, \theta_3^{(0)})$ をパラメータ組み合わせとする。3 回目 ($t = 3$) は、2 回目のパラメータ組み合わせの中の θ_3 だけを更新し、 $(\theta_1^{(1)}, \theta_2^{(1)}, \theta_3^{(1)})$ をパラメータ組み合わせとする。これを繰り返すことにより、 $m \times T_m = 9$ 個のパラメータ組み合わせを発生させる。全てのパラメータ更新回数は T_m^m となるが、こうしたギブスサンプラーでは $m \times T_m$ 回の更新で済むため、計算時間を短縮できる。

ギブスサンプラー法は尤度と事前分布を掛け合わせて事後分布が解析的に導ける場合に適用できる。すなわち、事前分布に尤度をかけて事後分布を求めたときに、同じ分布形状になることを指す。本章では、尤度関数に正規分布を仮定しており、提案分布として正規分布に従う乱数を採用するため、ギブスサンプリングを適用するための条件を満たしている。

・ M-H 法 (Metropolis-Hastings)

M-H 法は直接的に乱数の生成が難しい確率分布に対し、その確率分布に収束するマルコフ連鎖を生成する手法である。乱数列を生成する反復計算方法がアルゴリズムの重要な点である。反復計算は、次の状態となる候補を計算し、それを採択もしくは棄却する手続きで構成される。

MCMC 法による計算フローチャートを図-3.4.1 に示す。まず、最初に、最大の繰り返し回数 T 、各パラメータの初期値と定義域、各パラメータの事前確率分布に関する統計量、時刻 i における観測値の標準偏差を与える。次に、ステップ t におけるパラメータ $\theta_j^{(t)}$ に乱数 $\Delta\theta$ を与えて、新しいパラメータ候補値 θ^* を生成する。 θ^* が定義域を外れた場合には、再度乱数を与え直す。さらに、ステップ t 時のパラメータ $\theta^{(t)}$ と新しいパラメータ θ^* をモデルに適用して得られるそれぞれの推定値 $\eta^{(t)}$ と η^* を算出する。これらの値から得られるそれぞれの事後確率の比 α (採択率) を求め、0~1 の範囲で生成される一様乱数 u と比較する。 $\alpha \geq u$ であれば θ^* 、逆であれば $\theta^{(t)}$ を採用し、次のステップに用いる。採択率 α と一様乱数 u との比較により更新パラメータをマルコフ連鎖させる。このようにパラメータ更新を十分な回数 T だけ繰り返すことで事後確率分布 $P(\theta|y)$ が得られ、その最頻値として最適なパラメータが同定される。このアルゴリズムにおいて、次式で定義される採択率 α が重要な役割を担っている。

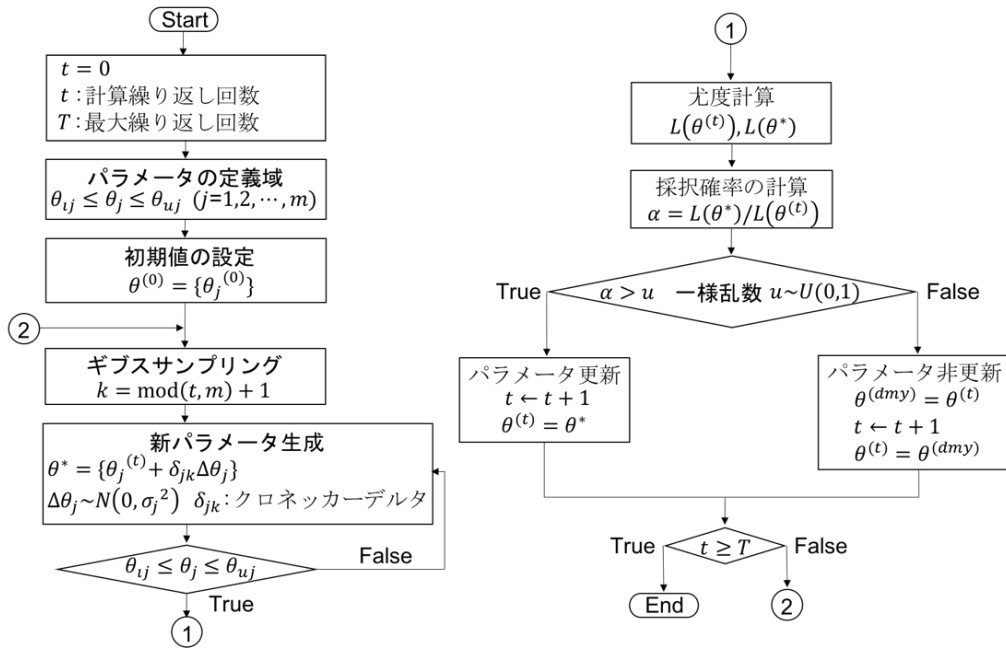


図-3.4.1 MCMC 法の計算フローチャート

$$\alpha = \frac{L(y|\theta^*)P(\theta^*)q(\theta^{(t)}|\theta^*)}{L(y|\theta^{(t)})P(\theta^{(t)})q(\theta^*|\theta^{(t)})} \quad (3.4.7)$$

ここで、 q は新パラメータ生成時に与える乱数の確率分布であり、提案分布と呼ばれる。また、その条件付き確率を推移確率という。提案分布として一様分布や正規分布のような左右対称の確率分布を採用すると、 θ^* から乱数により $\theta^{(t)}$ を得る推移確率 $q(\theta^{(t)}|\theta^*)$ と $\theta^{(t)}$ から乱数により θ^* を得る推移確率 $q(\theta^*|\theta^{(t)})$ が往復で等しくなり、相殺することができる。本章では既往研究^{24),31)}を参考に採択率を 50%になるように乱数の標準偏差を調整した。

3.4.4 パラメータ同定結果に関する検討事項

(1) 間伐期間 (thinning interval) と burn-in 回数

MCMC 法はパラメータ変動がマルコシ性を有し、かつパラメータ標本は互いに独立であることを前提としている。このため、パラメータ標本を一定間隔で抽出することにより、標本の独立性を高める。抽出する間隔を間伐期間 (thinning interval) と言う。

乱数生成によるパラメータの更新に伴いその値は変動するが、次第にある一定値の周りで変動するような挙動を示す。こうした一定値周りの変動になる前はパラメータ初期値の影響を受けているため、この期間を取り除く操作 (burn-in) が必要となる。取り除き対象となる

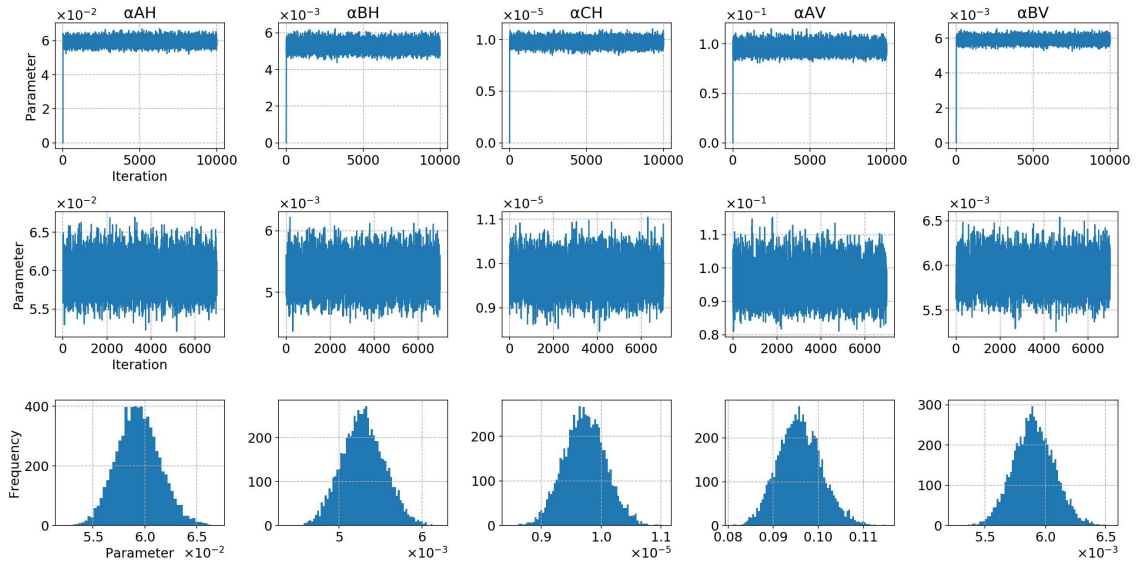


図-3.4.2 burn-in 前（上段）後（中段）の更新パラメータの変動と事後確率分布（下段）
の例：2000 年

標本数を burn-in 回数と呼ぶ。パラメータ変動を目視で確認し、適切な burn-in 回数を決める。ここでは 100000 回のパラメータ更新で間伐期間を 10 とし、パラメータごとに抽出した 10000 個の標本から 3000 回程度を burn-in し（図-3.4.2）、残りのパラメータ（burn-in 後）の値の最頻値（付録-A）を各パラメータの値として決定した。

(2) パラメータの定常性とマルコフ性の検定

MCMC 法はマルコフ性を前提にするため、パラメータ標本列は定常性（標本経路の安定性）を有する必要がある。標本経路の安定性を判定する方法として Geweke の方法³²⁾がよく使われている。ここでは、MCMC 法での定常性検定として一般に用いられる Geweke の方法を採用する。

Geweke の方法では、burn-in 後のパラメータ標本列について、前半 10%と後半 50%をそれぞれ区間 A と区間 B として、各区間の平均値の差に関する統計量 Z によって定常性が検定される。 $|Z| \leq 1.96$ であれば、定常なパラメータ標本列と判定される。

$$Z = \frac{\mu_A - \mu_B}{\sqrt{\sigma_A^2/n_A + \sigma_B^2/n_B}} \quad (3.4.8)$$

ここに、 μ_A と μ_B は区間 A と後半区間 B それぞれの標本平均、 σ_A^2 と σ_B^2 は区間 A と区間 B のそ

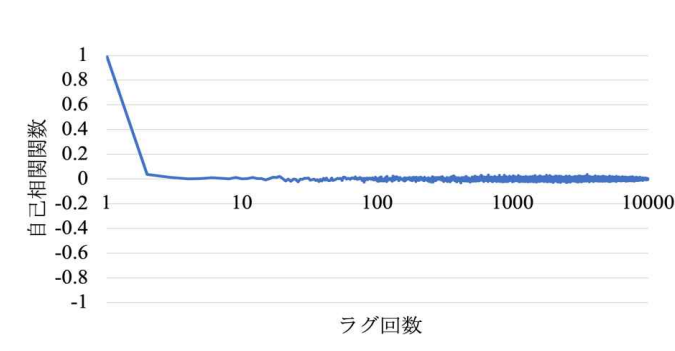


図-3.4.3 パラメータ標本列の独立性に関する確認例：1985 年 (α_{AH})

それぞれの標本分散， n_A と n_B は区間 A と区間 B それぞれの標本数である．

一方，抽出された標本はお互いに独立していることが必要なため，繰り返す回数の増加と共に自己相関がなくなるのが望ましい．一般的には，次式の自己相関関数 ρ_k を用いて確認する（図-3.4.3）．

$$\rho_k = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} (x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3.4.9)$$

ここに， $x_i : i (= 1, 2, \dots, n)$ 番目のパラメータ標本， \bar{x} ：パラメータ標本の平均， k ：繰り返しのラグ回数である．図からパラメータの自己相関が繰り返す回数の増加とともに 0 付近に減少していることが分かる．

3.4.5 MCMC 法の降雨流出モデルへの適用

各年の秋季と冬季は流量データとしての信頼性が低い．また，流量データに欠測期間が含まれている．そこで，MCMC 法によるデータ同化を用いて，23 年間を通した流量データを補正または補完する．図-3.4.4 に MCMC 法の降雨流出モデルへの適用手順を示す．

具体的には，各年の高信頼期間（4～9 月）での観測流量を対象とした MCMC 同定から得られる 1 年ごとのパラメータを用いて低信頼期間（1～3 月，10～12 月）での流量をモデル推定値により補正する．表-3.4.1 に 1 年ごとのパラメータを示す．また，欠測期間に対しても同様な手順で流量データを補完する．これにより，1 年の全期間の流量（推定流量 1）が得られる．なお，対象集水域では，冬季の水面凍結は発生するものの，積雪はほとんど無いため，積雪・融雪による影響は無視できるとして扱う．また，図-3.4.5 は，各年の高信頼期間（4～9 月）を対象とした推定流量 1 に関する Nash-Sutcliffe (NS)³³⁾指標を表したものである．NS

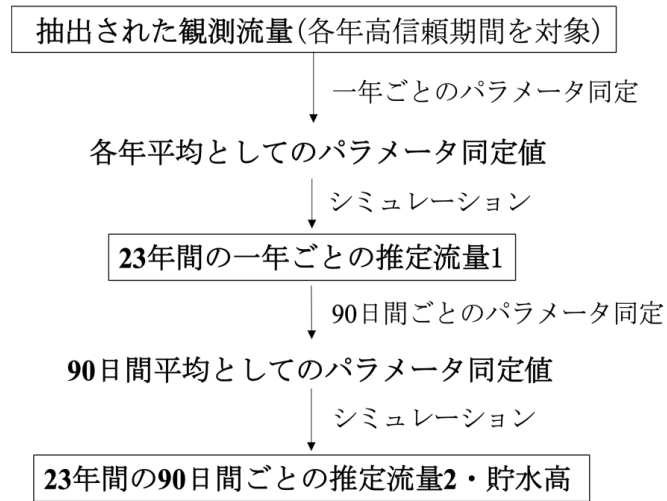


図-3.4.4 MCMC 法の適用手順

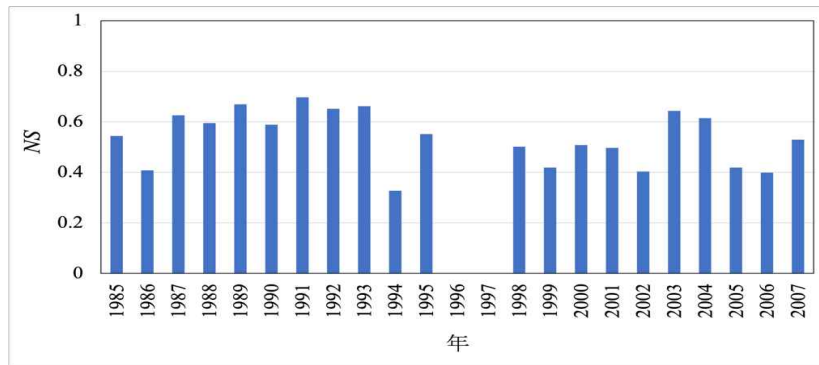


図-3.4.5 各年の NS 値

指標は次式で定義され、この値が 0.7 以上の場合にモデルの精度は高く、0.4 以上でモデル適用の妥当性があり、負値の場合には再現性がないと判断される。

$$NS = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N \{q_o(i) - q_c(i)\}^2}{\sum_{i=1}^N \{q_o(i) - q_{ave}\}^2} \quad (3.4.10)$$

$$q_{ave} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N q_o(i) \quad (3.4.11)$$

ここに、 N :データ数、 q_o :観測流量、 q_c :推定流量、 q_{ave} :観測流量の平均、 i :データ順序番号である。各年の NS 値は概ね 0.50 前後であり、全体的に良好な適用性が得られていると判断できる。

ついで、渇水生起は過去 3 ヶ月間の降雨量に依存することに基づき、90 日間ごとに MCMC

表-3.4.1 各年平均としてのパラメータ同定結果

年	$\alpha_{AH} \times 10^{-2}$	$\alpha_{BH} \times 10^{-2}$	$\alpha_{CH} \times 10^{-5}$	$\alpha_{AV} \times 10^{-2}$	$\alpha_{BV} \times 10^{-3}$
1985	8.03	1.45	2.67	9.15	5.14
1986	5.88	1.19	2.27	6.25	3.50
1987	8.15	1.20	3.73	8.76	5.85
1988	8.09	0.84	2.76	9.29	5.94
1989	9.11	0.89	2.57	8.67	6.29
1990	6.29	1.04	1.46	7.50	4.95
1991	9.32	1.48	1.90	11.14	6.47
1992	7.83	1.22	0.77	4.79	4.09
1993	6.49	0.89	1.33	7.63	4.14
1994	3.89	0.36	1.08	8.59	5.46
1995	7.30	1.62	2.16	8.45	5.69
1996	7.30	1.62	2.16	8.45	5.69
1997	7.30	1.62	2.16	8.45	5.69
1998	7.75	0.76	1.35	7.75	5.89
1999	6.45	0.46	0.95	8.12	5.41
2000	6.00	0.57	0.96	9.65	5.76
2001	4.67	0.60	0.83	7.81	5.19
2002	4.73	0.52	0.54	5.92	4.75
2003	9.83	0.98	0.98	8.41	5.27
2004	7.98	0.60	0.90	6.10	4.80
2005	3.72	0.59	0.31	4.59	4.80
2006	9.68	1.14	1.08	3.90	4.12
2007	4.92	0.55	0.46	7.62	4.79

法を適用し、90 日間平均としてのパラメータを同定する。こうして得られたパラメータを用いることで 90 日間ごとの流出特性の変化を検討できるようになる。

上述の MCMC 同定に際して、5 つのパラメータの同定を同時に行うとパラメータ間の相互作用が生じるため、以下では、まず 3 層の水平方向流出係数を同時に同定し、次に A 層と B 層の鉛直方向流出係数を同定する。

3.5 降雨流出シミュレーション結果

3.5.1 流量推定結果の確認

図-3.4.4 の手順により得られる推定流量 1 および推定流量 2 と観測流量との比較を渇水年の 1994 年と降水量の多い 1998 年を例としてそれぞれ図-3.5.1 と図-3.5.2 に示す。これらの図では、降水量との対応を明確にするため、流量を流出高として表してある。推定流量 1 および推定流量 2 のいずれにおいても、流出ピークでの再現性が低いが増水期や低水期における再現性は概ね高い。各年の観測降雨量と観測流出高および推定流出高を付録-B に示す。

流出ピークやその低減期において観測値との違いの原因として、MCMC 法ではデータの全体を対象として尤もらしいパラメータを同定するため、出現頻度が高い流出の低減期での一貫性が優先され、こうしたピークの再現性が低下していると考えられる。

3.5.2 流量および貯水高の 90 日間移動平均

渇水生起に影響を及ぼすとされる 3 ヶ月間の水収支変化特性を把握するため、降水量、流出高および各層貯水高の 90 日移動平均の時間変化について検討してみる。図-3.5.3 は、上段が降水量、観測流出高および推定流出高 2 の 90 日移動平均、下段が各層貯水高の 90 日移動平均の平年比を表したものである。図-3.5.3 上段では、上述した降雨流出のピーク再現精度に起因して、推定流出高 2 が観測流出高に比べて過小となる傾向が現れている。しかし、全体としては流出高がほぼ再現できていることに加え、いずれも降水量と同位相で変化しているため、以下では、推定流出高 2 に基づいて検討を進めることにする。

大渇水が発生した 1994 年に着目すると、図-3.5.3 上段では、少雨傾向が半年間ほど継続し

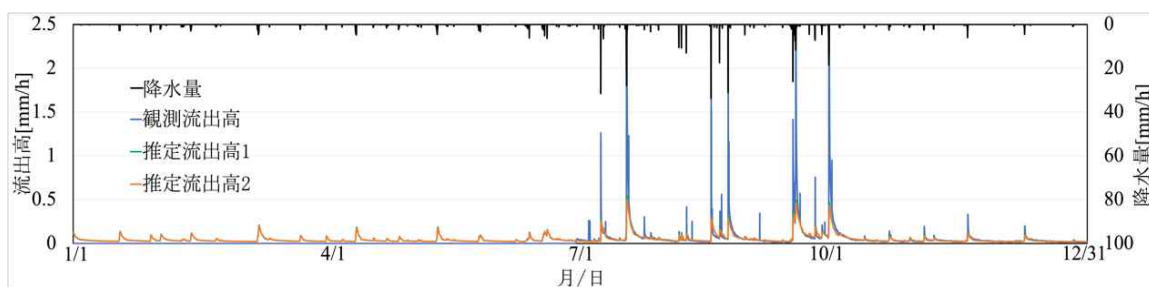


図-3.5.1 流出高に関する観測値と推定値との比較の一例（1994 年； $NS=0.33$ ）

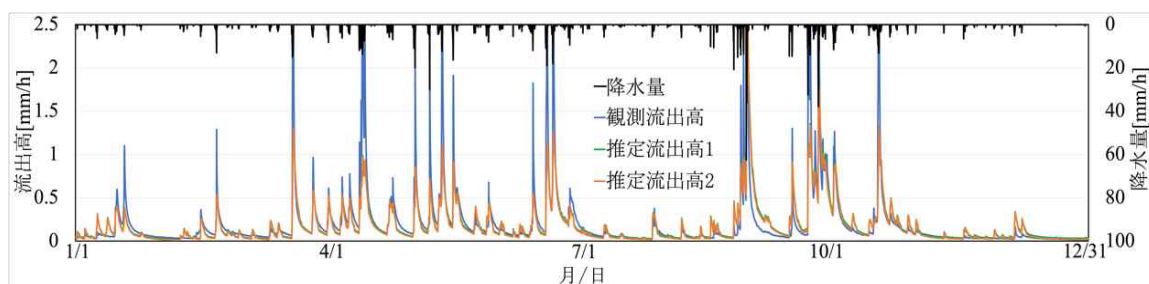


図-3.5.2 流出高に関する観測値と推定値との比較の一例（1998 年； $NS=0.50$ ）

たことに伴い、1 年間あまりにわたって流出高が小さくなっている。しかし、1996 年から翌年にかけての少雨は著しい流出高低下を招いているわけではない。一方、図-3.5.3 下段では、1994 年だけが基底流出成分に寄与する C 層貯水高が他の年に比べて低下しているとは言えず、A 層や B 層の貯水高が極端に低下することもない。このことから、長期間の小雨は流出高の減少に対して直接的な影響を及ぼすものの、少雨継続や集水域内貯水高だけで渇水生起を判断できるわけではないことが分かる。

3.5.3 各流出係数の変動傾向と渇水生起の潜在性評価

少雨や貯水高の他に渇水生起の要因を探るため、各層流出係数（同定パラメータ）の変化について検討してみる。図-3.5.4 は、各層における 90 日間の流出係数について、次式で定義する平年偏差として示したものである。

$$\gamma^{(m)} = (\alpha^{(m)} - \alpha_{mean}) / \alpha_{mean} \quad (3.5.1)$$

ここに、 $\gamma^{(m)}$ ：期間 m に関する流出係数 $\alpha^{(m)}$ の平年偏差、 α_{mean} ：23 年間全体の流出係数の平均値である。

図-3.5.4 より、大規模な降雨流出イベントが含まれる期間において水平方向流出係数の平年偏差が増加する傾向が認められ、この傾向は上層ほど顕著となっている。一方、90 日ごと

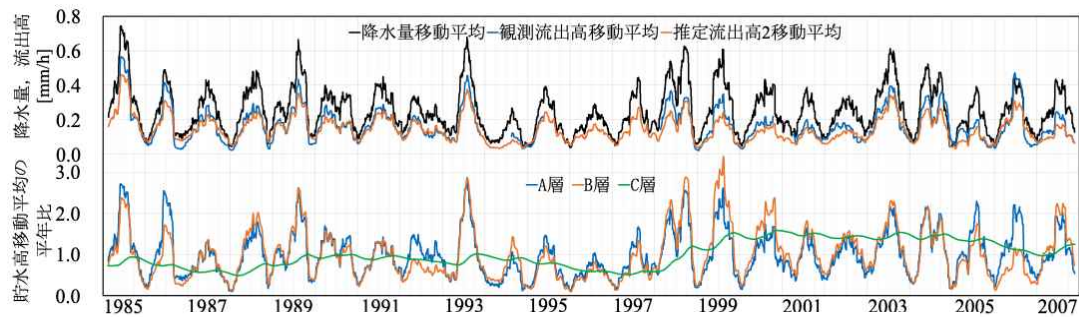


図-3.5.3 降水量，流出高および貯水高の 90 日間移動平均

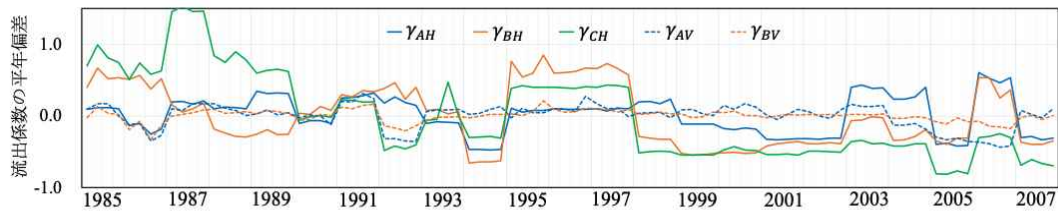


図-3.5.4 各層 90 日間流出係数の平年偏差

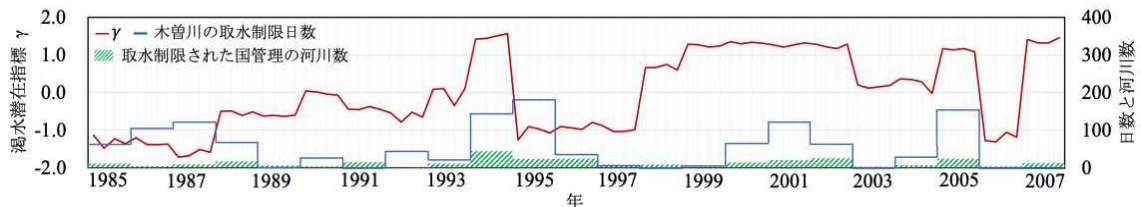


図-3.5.5 渇水潜在指標の経年変化と渇水生起状況との比較

の詳細な変動を見ると，水平方向流出係数と鉛直方向流出係数の増減が逆になる年がある（1994 年，1999～2002 年，2005 年および 2007 年）．A 層と B 層の鉛直方向流出係数（ α_{AV} α_{BV} ）が大きくなると，これらの層での貯水高は低下し，流量も減る．しかも，各層の水平方向流出係数（ α_{AH} ， α_{BH} ， α_{CH} ）が小さくなれば，さらに流量は低下する．

こうした流出係数の変化は，地中内飽和度の空間分布に依存すると考えられる．自然の土壌は植物根や小動物の活動によってできた穴などさまざまな不均質性があり，現実の浸透現象や流出もこれらの不均質性の影響を受ける³⁴⁾．土壌中の水は飽和帯と不飽和帯ではその流動形態が異なる．飽和度の高い領域が広く分布していれば，降水供給によって部分飽和域が拡大し，水平方向流出が促進されるが，飽和度の高い領域が少ない場合や局在化する場合に部分飽和が生じず，鉛直方向の水分移動が大きくなる．地中内の貯水高はこうした飽和度の空間分布とは必ずしも対応しないため，貯水高の低下だけで渇水発生の予兆を評価することは難しい．

そこで，こうした水分の水平方向および鉛直方向の移動効果を検討するため，水平方向お

$$\gamma = -(\gamma_{AH} + \gamma_{BH} + \gamma_{CH}) + (\gamma_{AV} + \gamma_{BV}) \quad (3.5.2)$$

よび鉛直方向それぞれの流出係数の平年偏差合計の差を次式で表す．

上式で定義した γ が大きくなる場合には、鉛直方向の水分移動に比べ、水平方向の流出が減少することに相当するため、 γ は渇水を生起させやすい状況を表す指標になり得る．そこで、 γ を渇水潜在指標と呼ぶことにする．なお、統計データ期間の影響に鑑み、 γ の絶対値ではなく、その変化に着目して考察する．

この渇水潜在指標 γ の経年変化について、木曽川水系での取水制限日数と取水制限された国管理の河川数に関するデータと併せて、図-3.5.5 に示す．検討対象集水域は木曽川支川付知川の上流に位置するため、付知川または木曽川での渇水状況が分かるデータがあれば良いが、そうしたデータは存在しない．このため、より広域での渇水状況を示す客観的なデータとして、木曽川水系（木曽川、長良川、揖斐川の三河流域）での取水制限状況を用いることにする．1994 年の大渇水を教訓として、1995 年と 1996 年では安全確保のために取水制限が継続されたが、これ以外では、ほぼ渇水が生起した年の始めに渇水潜在指標 γ が増大していることが確認できる．渇水は少雨をトリガーとして生起するが、その前に渇水を生起しやすい流出特性が現出していることが重要な要素となる．渇水潜在指標は渇水を生起させる予兆を捉える上で有効であり、渇水の発生を事前に注意喚起する際に用いることができると期待したい．

3.6 結語

本章では、簡易な降雨流出モデルに MCMC 法を適用することにより、モデルパラメータとしての流出係数の長期変化特性を検討し、渇水生起の予兆を把握する渇水潜在指標を提案した．

従来の研究では渇水時の降雨状況のみが着目されていたが、渇水発生が降雨量や地中内水分貯留量だけでは決まらないことが課題とされていた．そこで、新たに渇水生起前後の地中内水分移動メカニズムに注目して、その予兆を渇水生起の潜在性として評価することを試みた．一般に降雨流出モデルでは流出パラメータは時間的に一定と扱われるが、流出を支配する地中内水分移動は土壌水分飽和度の時間変化とともに変動しているため、データ同化手法

のひとつであるマルコフ連鎖モンテカルロ法（MCMC 法）をモデルに適用することにより、欠損データの同化と 90 日ごとのモデルパラメータ同定を行い、地中内水分移動特性の時間変化を検討した。その結果、地中内水分の水平方向移動が鉛直方向移動と同程度またはこれを上回るときには、例え少雨が継続しても渇水は発生せず、逆に、鉛直方向移動が水平方向移動に比べて相対的に卓越する場合に少雨がトリガーとなって渇水が生起することを明らかにした。こうした地中内水分移動特性を渇水潜在性指標として評価したところ、解析対象域を含む木曽川水系での取水制限日数とこの潜在性指標が対応し、渇水生起の予兆を把握する手法として有効になることが明らかになった。

長期観測データに含まれる欠測や信頼性低下などの期間を補完する際に、MCMC 法が有用となることも確認できた。ただし、MCMC 法ではパラメータの連続的な変化を評価しづらいため、今後は、MCMC 法によるデータ同化（データ補間）と粒子フィルタ法による逐次パラメータ同定を組み合わせることで、流出特性の時間変化をさらに詳細に検討できることが期待される。

渇水潜在指標は水分の浸透・貯留・流出過程の時間変化特性に対応している。長期間の流出係数の時間変化特性により渇水が起きやすい状態を指標として評価することができた。水分の浸透、貯留、流出過程で、地質、地形、空隙構造、飽和度、含水率、透水係数など様々な因素が複雑に関連しあっている。本章ではこれらの影響を流出係数だけに代表させて検討した。今後、流出係数の持つ物理的な意味をもっと細かく表現し、渇水現象を検討する必要がある。また、流出特性の空間的な違いを小さくするために検討対象を小集水域に限定したが、データ同化手法の適用方法を工夫することにより、広い集水域での流出係数の空間分布を評価し、渇水生起の潜在性を指標の閾値として具体化させることが必要になる。

参考文献

- 1) 文部科学省, 気象庁, 環境省: 気候変動の観測・予測及び影響評価総合レポート『日本の気候変動とその影響』, p. 13, 2013.
- 2) 環境省: 気候変動影響評価報告書, 参考資料 3, p. 20, 2020.
- 3) 農林水産省: 農林水産省気候変動適応計画, p. 4, 2018.
- 4) 佐藤歩, 川越清樹, 風間聡, 森杉壽芳: 気候モデルを利用した日本列島洪水リスク評価, 水工学論文集, 第 53 巻, pp. 847-852, 2009.
- 5) 湧川勝己, 田村善昭, 岡安徹也, 菊田勇平: 水害リスク評価手法に関する研究, 河川技術論文集, 第 17 巻, pp. 443-448, 2011.
- 6) 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及び地球気候モデルを用いた地球温暖化に伴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.
- 7) Mckee, T. B., Doesken, N. J. and Kleist, J.: The relationship of drought frequency and duration to time scales, Eighth Conference on Applied Climatology, Anaheim, California, pp. 17-22, 1993.
- 8) Kourgialas, N. N., Anyfanti, I., Karatzas, G. P. and Dokou, Z.: An integrated method for assessing drought prone areas-Water efficiency practices for a climate resilient Mediterranean agriculture, Science of the Total Environment, 625, pp. 1290-1300, 2018.
- 9) Haied, N., Fougou, A., Chaab, S., Azlaoui, M., Khadri, S., Benzahia, K. and Benzahia, I.: Drought assessment and monitoring using meteorological indices in a semi-arid region a semi-arid region, Energy Procedia, 119, pp. 518-529, 2017.
- 10) Meza, I., Siebert, S., Doll, P., Kusche, J., Herbert, C., Rezaei, E. E., Nouri, H., Gerdener, H., Popat, E., Frischen, J., Naumann, G., Vogt, J. V., Walz, Y., Sebesvari, Z. and Hagenlocher, M.: Global-scale drought risk assessment for agricultural systems, Natural Hazards and Earth System Sciences, Vol. 20, Iss.2, pp. 695-712, 2020.
- 11) 山田幸寿, 四俵正俊: 降雨が流出に影響を及ぼす日数の ANN を利用した推測, 愛知工業大学研究報告, 第 35 号, B, pp. 111-118, 2000.

- 12) 菊池秀哉, 風間聡, 朝岡良浩: 月最小降雨量と無降雨期間に着目した渇水期の流出特性評価, 土木学会論文集 B1 (水工学), Vol.70, No. 4, pp. I_439-I_444, 2014.
- 13) 和田一範, 楠昌司: 高解像度全球モデルを用いた地球温暖化に伴う四国地方の洪水・渇水リスクの評価, 水工学論文集, 第 52 巻, pp. 529-534, 2008.
- 14) 伊藤昌資, 菅野豊, 大八木豊, 西澤諒亮, 川瀬宏明, 佐々井博, 杉本志織, 川崎将生, 中北英一: 気候変動が淀川水系の渇水リスクに及ぼす影響, 水文・水資源学会誌, 第 33 巻, 第 3 号, pp. 83-97, 2020.
- 15) 虫明功臣, 高橋裕, 安藤義久: 日本の山地河川の流況に及ぼす流域の地質の効果, 土木学会論文報告集, No.309, pp. 51-62, 1981.
- 16) 横尾善之, 沖大幹: 流域の気候・地形・土壌・地質・土地利用が河川の流況に与える影響, 水工学論文集, 第 54 巻, 2010.
- 17) 志水俊夫: 山地流域における渇水量と表層地質・傾斜・植生との関係, 林試研報, No. 310, pp. 109-128, 1980.
- 18) 蔵治光一郎: 森林流域における渇水時流出量の年々変動に関わる降水量指標の検討, 水工学論文集, 第 44 巻, pp. 365-370, 2000.
- 19) 細川敬祐: データ同化の考え方とその方法, MTI-Hand Book, pp. 1-9, 2009.
- 20) 加藤知道: データ同化と陸域生物圏モデル, 生物と気象, 第 13 号, pp. 1-17, 2013.
- 21) 辻倉裕喜, 田中耕司, 宮本賢治: 水位予測における粒子フィルタの適用上の課題とその対応, 土木学会論文集 B1 (水工学), Vol.72, No.4, pp. I_181-I_186, 2016.
- 22) Zheng, Y., Han, F.: Markov Chain Monte Carlo (MCMC) uncertainty analysis for watershed water quality modeling and management, Stoch Environ Res Risk Assess, No. 30, pp. 293-308, 2016.
- 23) 立川康人, 藤田翔子, 田中裕士, 萬和明, 市川温: 粒子フィルタを用いた実時間流出予測システムの開発と異なる状態量を持つ流出予測システムの精度比較, 土木学会論文集 B1 (水工学), Vol.74, No.2, pp. 32-43, 2018.
- 24) 花田浩平: 山地森林集水域での降雨流出モデルへのデータ同化手法の適用に関する検討, 令和元年度岐阜大学工学部社会基盤工学科卒業論文, 2020.
- 25) Shomami, F. G., Kawasaki, K., Leonardo, Shinoda, S. and Fan, Y. Y.: Sensitivity of potential evapotranspiration to climate factors in forested mountainous watersheds, Hydrological Research

- Letters, Vol.13, No.3, pp. 41-48, 2019.
- 26) Matsui, Y., Itoshiro, S., Buma, M., Matsushita, T., Hosogoe, K., Yuasa, A., Shinoda, S. and Inoue, T.: Predicting pesticide concentrations in river water with a hydrologically calibrated basin-scale runoff model, *Water Science and Technology*, Vol.45, No.9, pp. 141-148, 2002.
 - 27) Box, G. E. P. and Muller, M. E.: A Note on the Generation of Random Normal Deviates, *The Annals of Mathema Statistics*, Vol.29, pp. 610-611, 1958.
 - 28) Muller, P.: A generic approach to posterior integration and Gibbs sampling, Technical report, Institute of Statistics and Decision Sciences, Purdue University, pp.91-109, 1991.
 - 29) Metropolis, N., Arianna, W. R., Marshall, N. R. and Augusta, H. T.: Equation of state calculations by fast computing machines, *Journal of Chemical Physics*, Vol.21, pp. 1087-1092, 1953.
 - 30) Hastings, W.: Monte Carlo sampling methods using Markov chains and their applications, *Biometrika*, Vol.57, pp. 97-109, 1970.
 - 31) 范顔楊:MCMC 法および粒子フィルタ法を用いた河川濁度推定, 令和 2 年度岐阜大学大学院自然科学技術研究科修士論文, 2021.
 - 32) Geweke, J.: Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to the Calculation of Posterior Moments, *Bayesian Statistics*, Vol.4, pp. 169-193, 1991.
 - 33) Nash, J. E. and Sutcliffe, J. V.: River flow forecasting through conceptual models part I-A discussion of principles, *Journal of Hydrology*, Vol.10, Iss.3, pp. 282-290, 1970.
 - 34) 水文・水資源学会：水文・水資源ハンドブック, p. 59, 1997.

第4章 結論

4.1 本研究のまとめ

本研究では気候変動下での水資源確保に関するリスク事例を工学的に検討した。

まず、第1章で研究の背景と目的を述べた。地球温暖化に伴う気候変動の影響を受け、降水頻度、パターンを含めた様々な変化や被害が起こっている。これにくわえ、日本の地形及び気象的な特徴からさらに洪水・渇水の被害を受けやすい。そして、昔から洪水・渇水の際に重要な役割を果たしてきたため池施設の今状況及び事例研究の重要性を指摘した。さらに気候変動下での渇水リスクの増加において、海外及び日本での渇水について研究の現状を紹介し、渇水現象の流出メカニズムからの検討の重要性を述べた。

第2章では改修前の豪雨時破堤確率を信頼性解析により求め、費用対効果を検討することにより改修評価を考察した。

- 1) 各確率降雨時における飽和度、浸潤線を求めて安全率を算定した。安全率は30年確率雨量で約1.2となり、150年確率雨量を越えると1以下となる。従って、本ため池は豪雨時に浸透による滑り破壊が生じ、破堤する可能性が考えられる。各再現期間の安全率を求めることにより、どのくらいの降雨量でどのくらい安全であることがわかった。
- 2) 次に、土質定数のバラツキを考慮した信頼性解析により、豪雨時の破堤確率を算定した。得られた年破壊確率は $P_F=0.023$ となり、再現期間 T_R は約43年である。年破壊確率が低かった理由は豪雨による越流破壊と浸透破壊の破壊確率を考慮していないからと考えられる。
- 3) 費用便益解析の結果、社会的割引率 j が0～3%の範囲ではため池の耐用年の半数以下で B/C は1を越えるが、 $j=4\%$ では耐用年近辺でほぼ1となった。費用便益比は経過年とと

もに増加するものの、社会的割引率が大きいほど費用便益比の増加率が小さいため、それぞれの水利施設の確率雨量、土質強度定数の変動を考慮した信頼性評価や改修の経済性判断が重要になることが明らかになった。ため池の管理者や所有者などがリスクを評価し、対策の優先順位を検討する際の有用な情報として貢献できると言える。

第3章では、降雨流出モデルにMCMC法を適用することにより、モデルパラメータとしての流出係数の長期変化特性を検討し、渇水生起の予兆を把握する渇水潜在指標を提案した。

- 1) MCMC法は欠測データや信頼性が低い期間（1月～3月、10月～12月）のデータの補完に有用となることが確認できた。貴重な長期間の観測流量データを補い、客観的に品質の良いパラメータを同定することにより渇水現象の予兆がとらえることができた。
- 2) 90日間の推定流出高 2 は観測流出高に比べて流出のピーク部分が過小となる傾向があるが、全体として流出高をほぼ再現できた。
- 3) 大渇水年の1994年は冬から春先までの半年間ほどの少雨に伴い、流出高が小さくなっているが、他の少雨が続いた年には極端な流出高の低下はない。これにより、長期間の少雨がかならずしも著しい流出高の低下を招くことではないことが確認された。
- 4) 基底流出成分に寄与するC層の貯水高が大渇水年の1994年から2年後までに減り続けたことにより、C層に及ぼす少雨の影響がA層とB層よりはるかに遅く現れることが確認できた。
- 5) 水分の水平方向と鉛直方向の移動過程を検討することにより、渇水を生起させやすい状況を表す渇水潜在指標を定義した。渇水潜在指標 γ の経年変化について、木曽川水系での取水制限日数と取水制限された国管理の河川数についてデータ検証した結果、ほぼ渇水が生起した年の始めに渇水潜在指標 γ が増大していることが確認できた。

これら2つの事例研究を通じて、気候変動下での水資源確保に際しては、現象の発生メカニズムの本質を捉え、具体的な施策に繋げることの重要性が改めて明らかになった。とくに、ため池に係る信頼性解析と費用便益解析や渇水生起の予兆解析のいずれにおいても、時間的に変化するメカニズムの特性を把握することが不可欠であり、本研究によってその事例を示すことができたと考えられる。ただし、ここでの検討対象はそれぞれ1つに限定されているため、今後、他のため池や集水域についてもさらに検討する必要がある。

4.2 今後の課題

本研究を通じて明らかとなった課題は次のようにまとめられる。

1) 豪雨時のため池堤体の信頼性評価

ため池施設は社会経済活動を支える安全基盤としてとても重要な役割を果たしているにもかかわらず、ため池改修や整備による便益は経済的に計測しにくいものが多い。道路などの利便性が実感しやすい社会資本と異なり、一般の人々がため池施設の改修や整備による効果を実感しにくい。もっと効果的に被害軽減対策をとるために、便益として水害によって生じる人命被害が軽減することによって得られる便益、堤体安全度の増加に伴う精神的な安心感なども評価していくことが今後の重要なタスクと考えている。

2) 山地森林集水域での渇水生起の潜在性評価

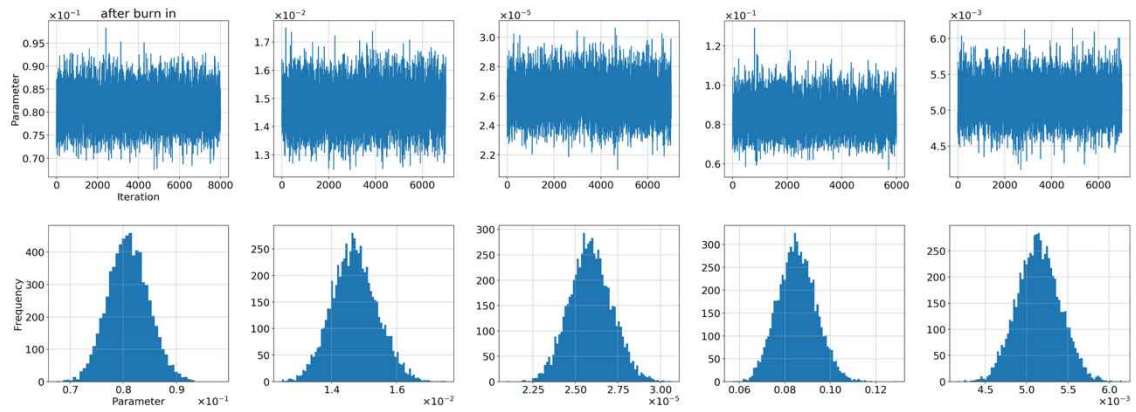
第3章では山地森林集水域での長期水文データを用い、渇水時の流出特性により渇水潜在指標を定義することを試みた。23年間の流出係数の変動特性から、水平と鉛直方向の水分移動は地中内飽和度の空間分布に密接に関連していることがわかった。モデルパラメータの同定方法として、MCMC法によるデータ同化（データ補完）と粒子フィルタ法による逐次パラメータ同定を組み合わせることで、流出特性の時間変化をさらに詳細に検討できることが期待される。また、本事例で提案した渇水生起の潜在性指標を広い流域で応用し、流域ごとに適した渇水生起の潜在性を閾値の検討を事例二の今後の課題にしたい。

謝 辞

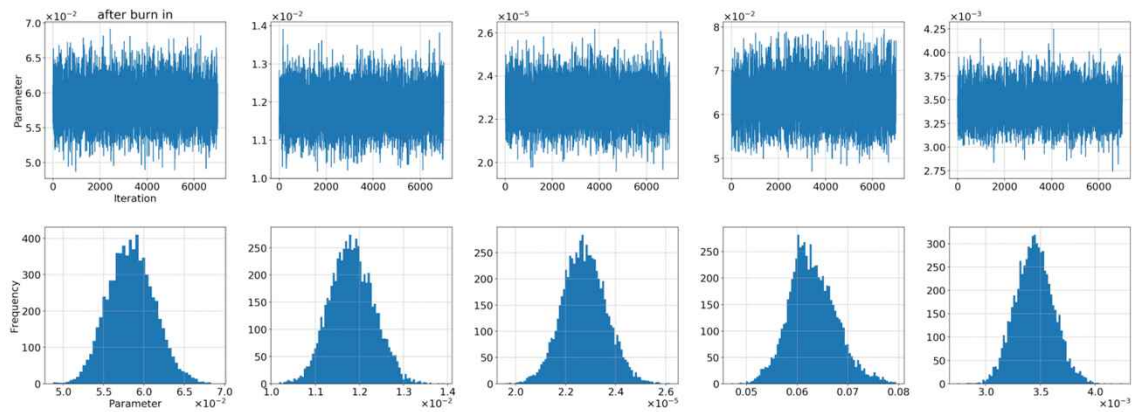
最後に，本研究を遂行するにあたり，暖かいご指導を賜った岐阜大学工学部篠田成郎教授に深謝の意を表す．また，本研究を遂行するにあたり，ご指導を賜った岐阜大学流域圏科学研究センターの児島利治准教授と玉川一郎教授に深謝の意を表す．来日して以来今まで暖かいご指導を賜った岐阜大学応用生物科学研究科天谷孝夫教授と清水英良教授に深謝の意を表す．同じ研究室メンバーとして御助言，御協力いただいた岐阜大学大学院工学研究科工学専攻博士課程 3 年の SIRIGULENG 氏，岐阜大学大学院自然科学技術研究科修士課程 1 年の中澤麗稀氏と西村翼氏，岐阜大学工学部 4 年の鈴木隼人氏と内田皓晶氏に感謝の意を表す．また，本研究で用いた水文観測データは岐阜県林政部より，渇水による取水制限データは国土交通省中部地方整備局に提供していただいた．ここに謝意を表す．最後であるが，暖かく励ましてくれた家族に感謝する．

付 録

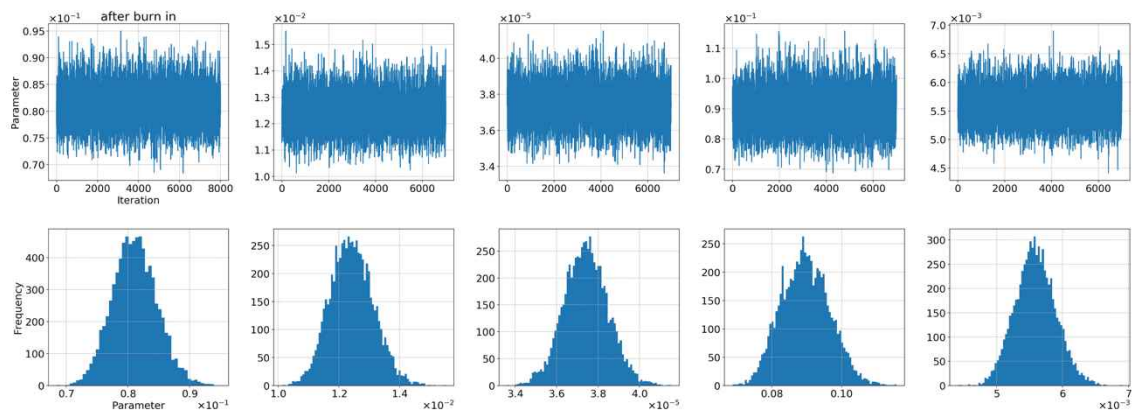
- A. 第 3 章における MCMC 法の適用結果
- B. 第 3 章におけるハイエトグラフとハイドログラフ



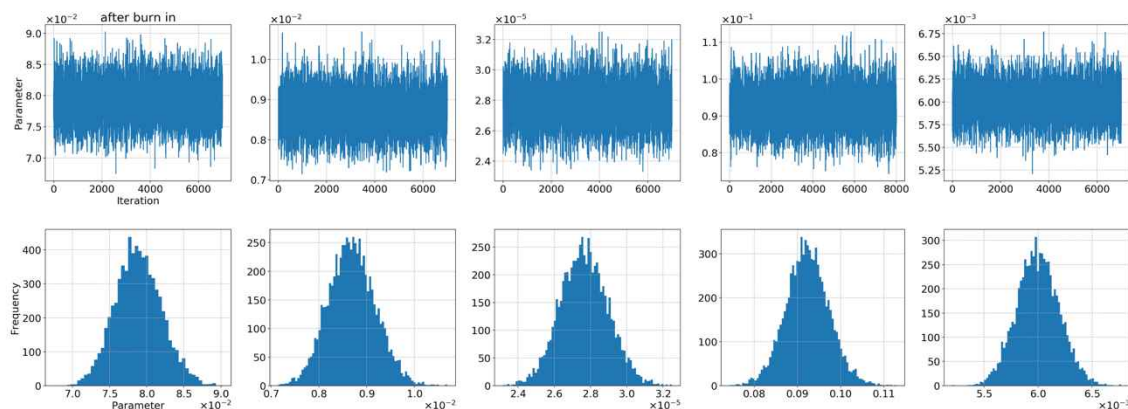
附図-A.1 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：1985 年



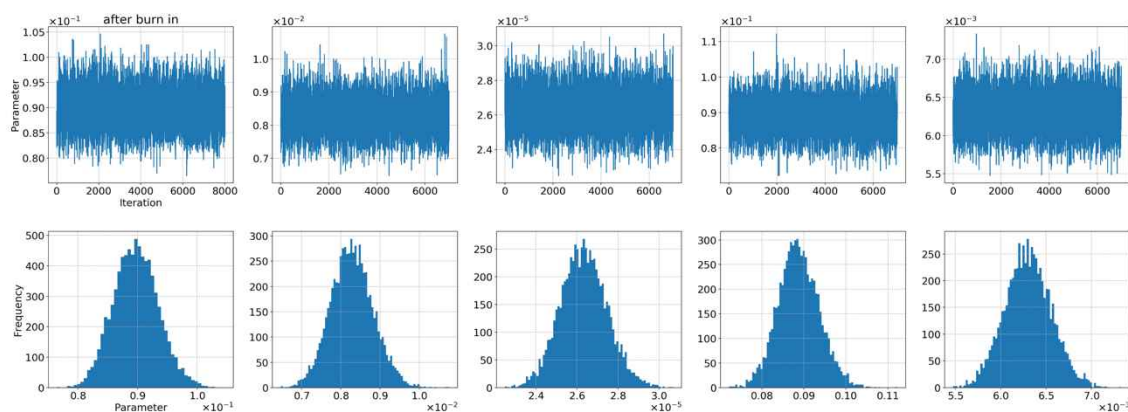
附図-A.2 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：1986 年



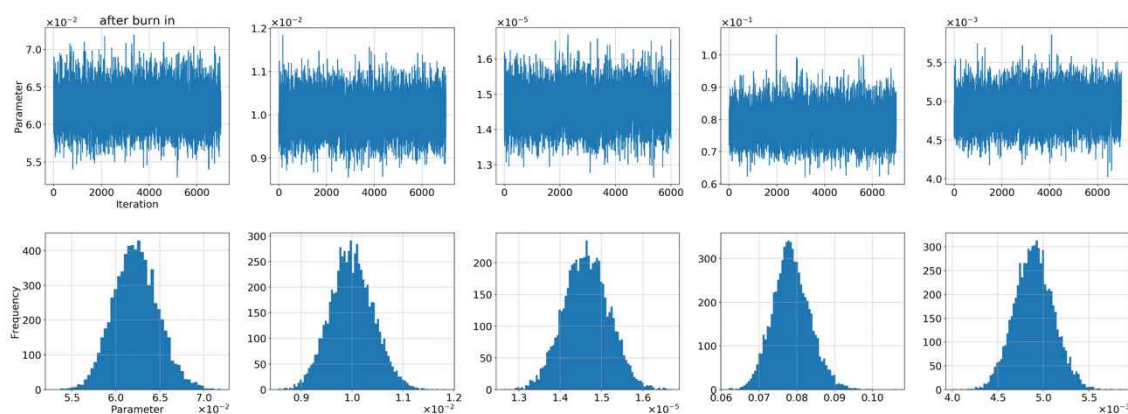
附図-A.3 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：1987 年



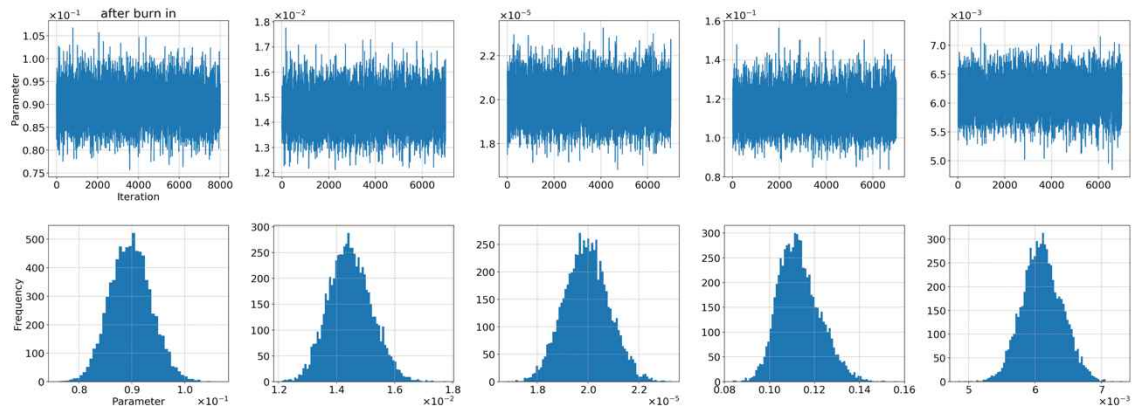
附図-A.4 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：1988 年



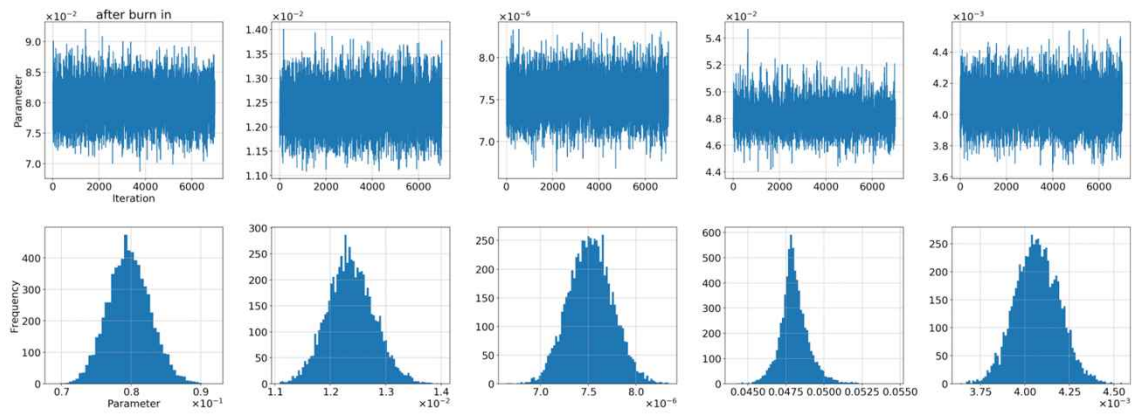
附図-A.5 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：1989 年



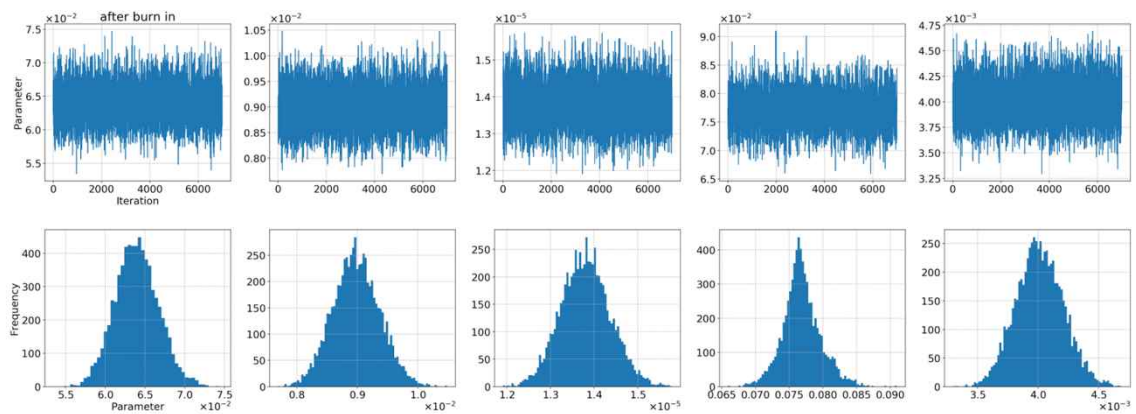
附図-A.6 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：1990 年



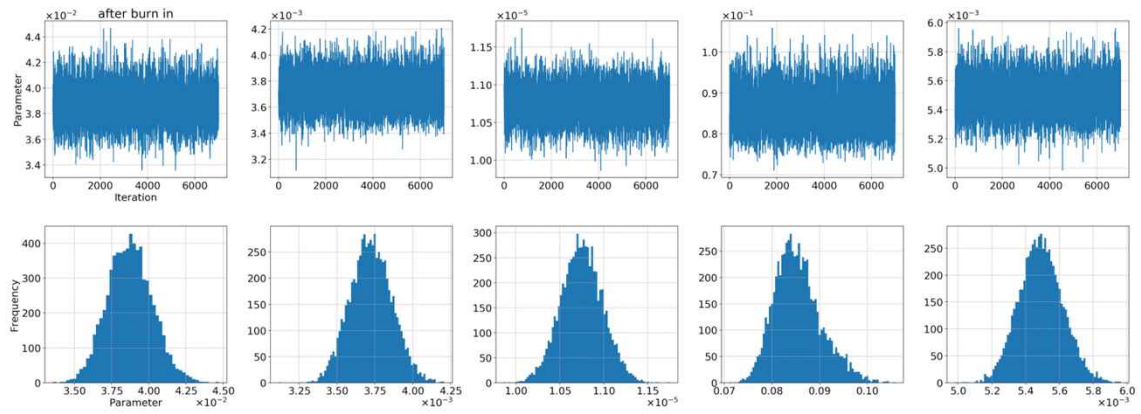
附図-A.7 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：1991 年



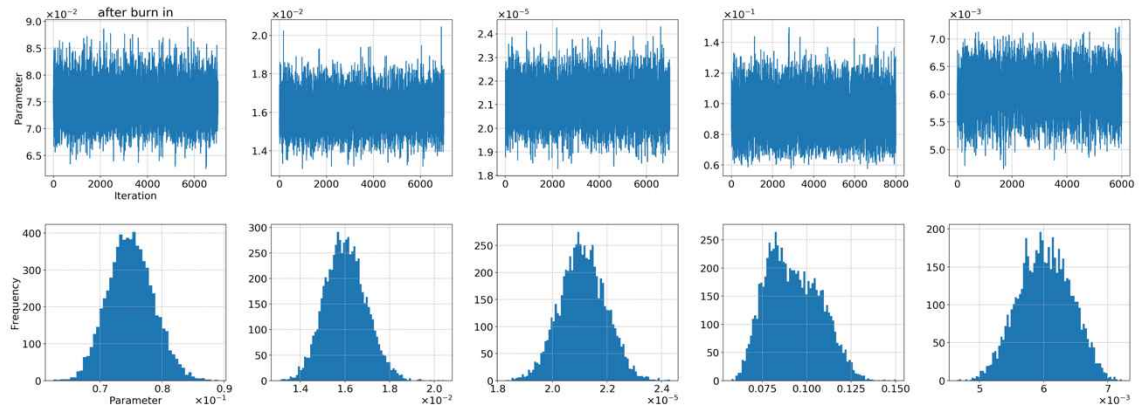
附図-A.8 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：1992 年



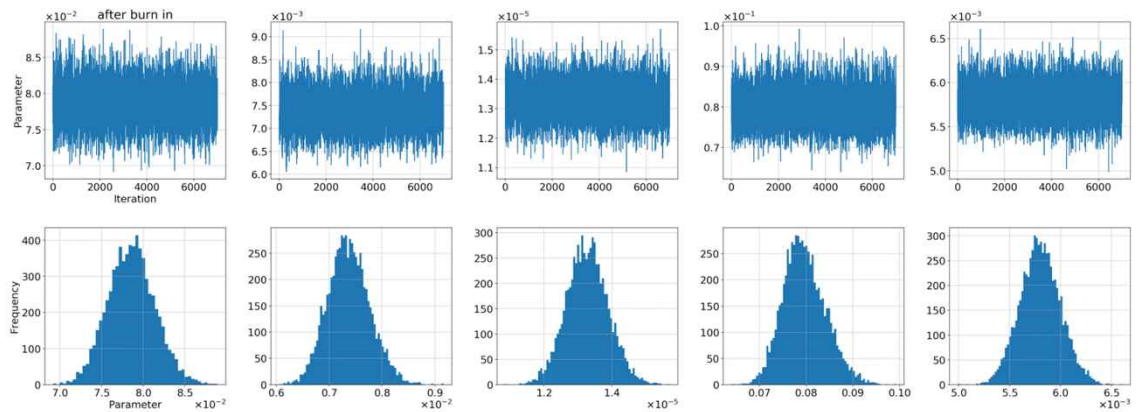
附図-A.9 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：1993 年



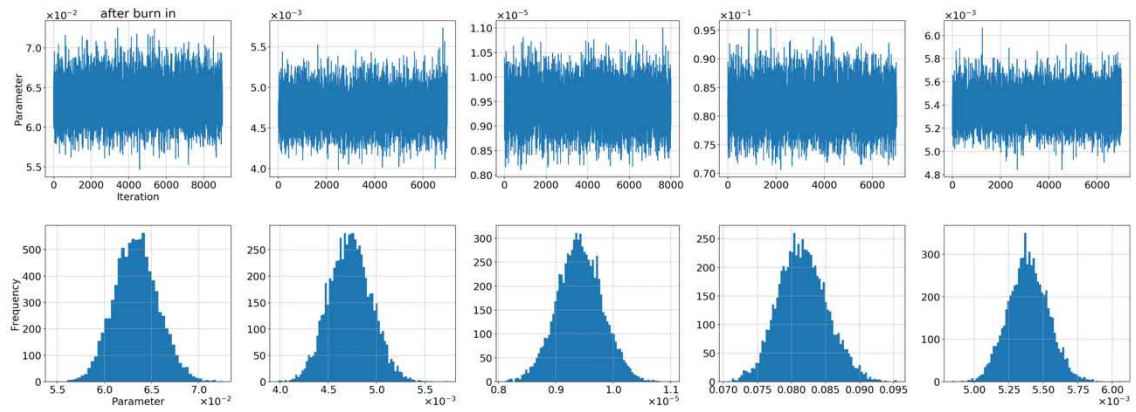
附図-A.10 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：1994 年



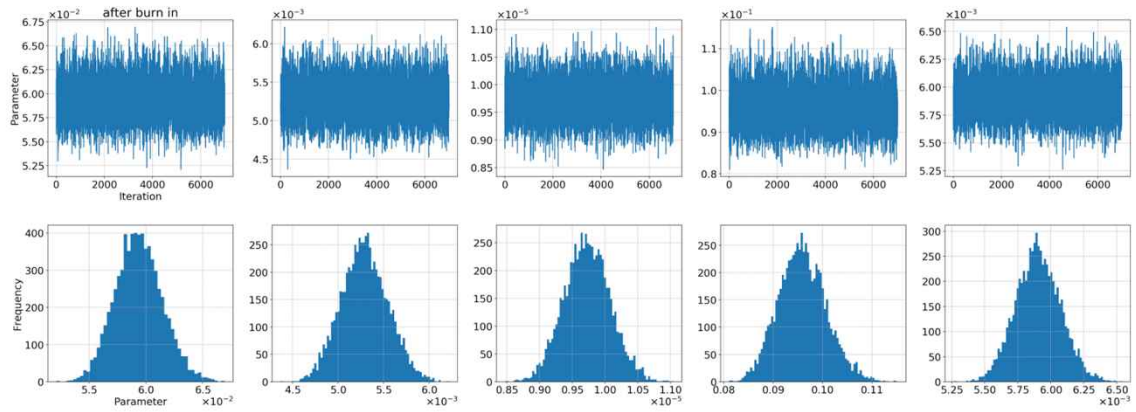
附図-A.11 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：1995 年



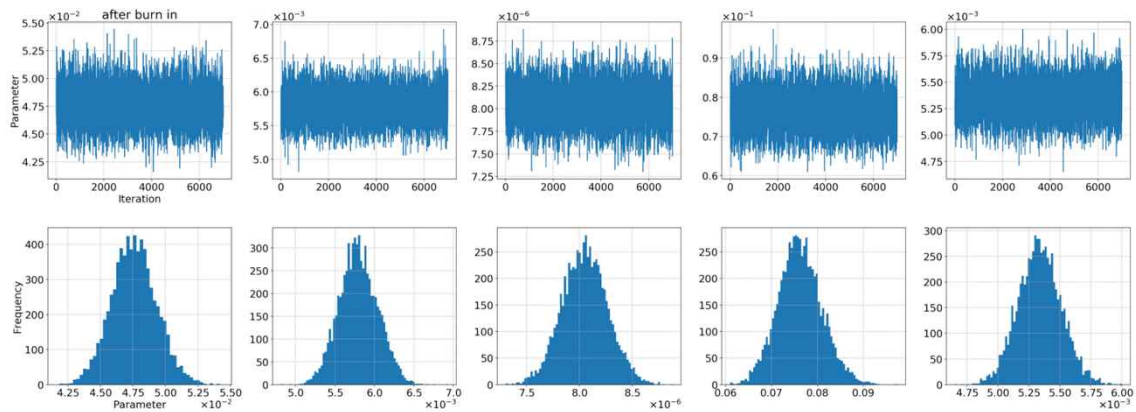
附図-A.12 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：1998 年



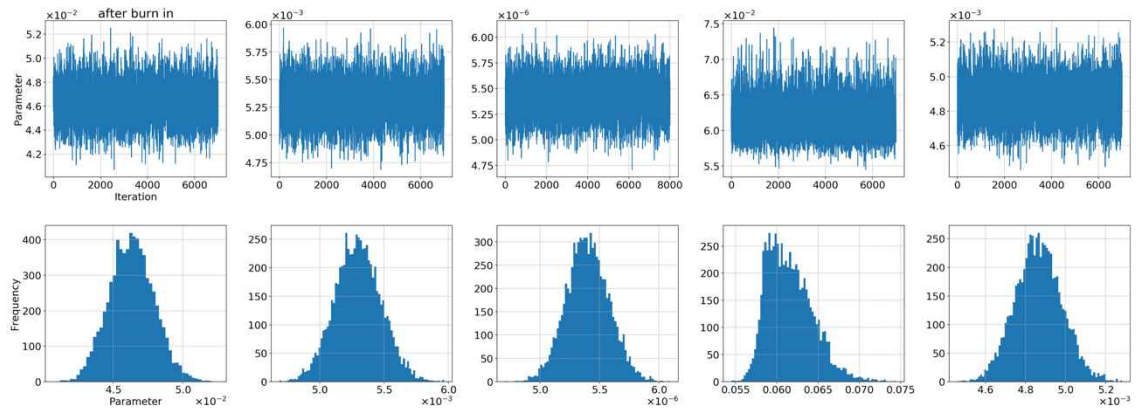
附図-A.13 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：1999 年



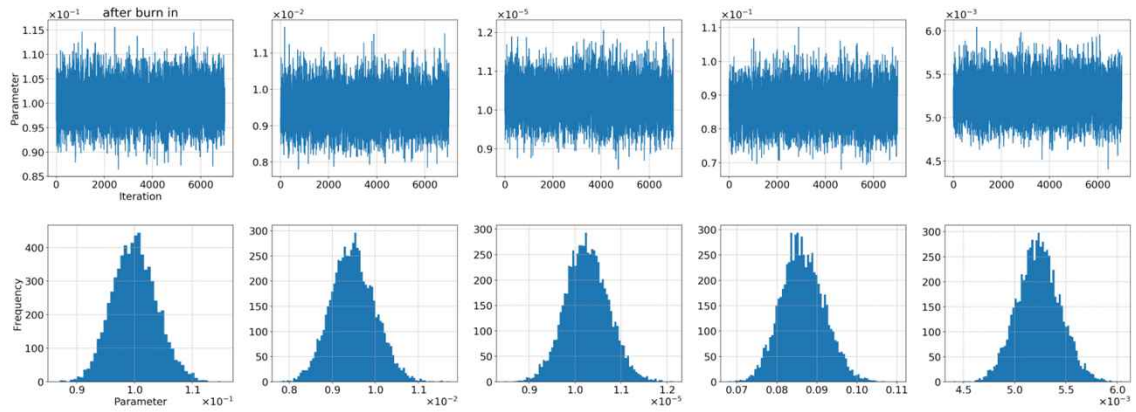
附図-A.14 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：2000 年



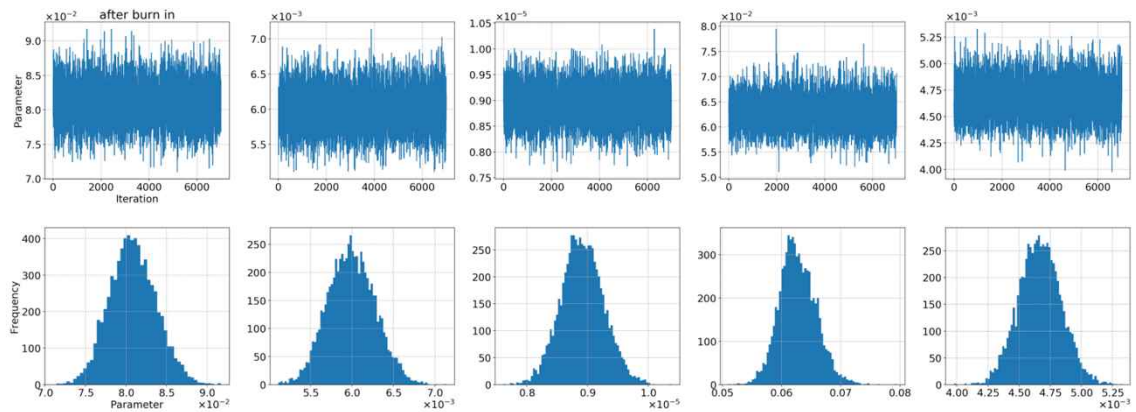
附図-A.15 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：2001 年



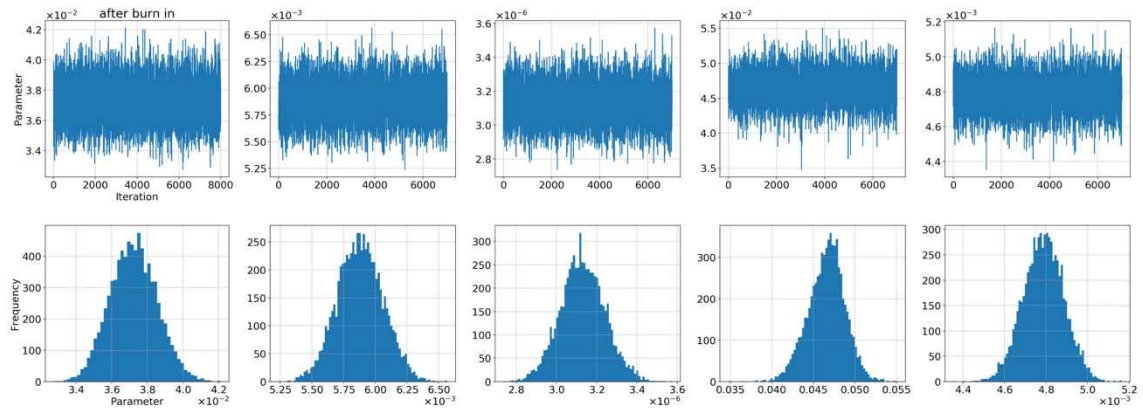
附図-A.16 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：2002 年



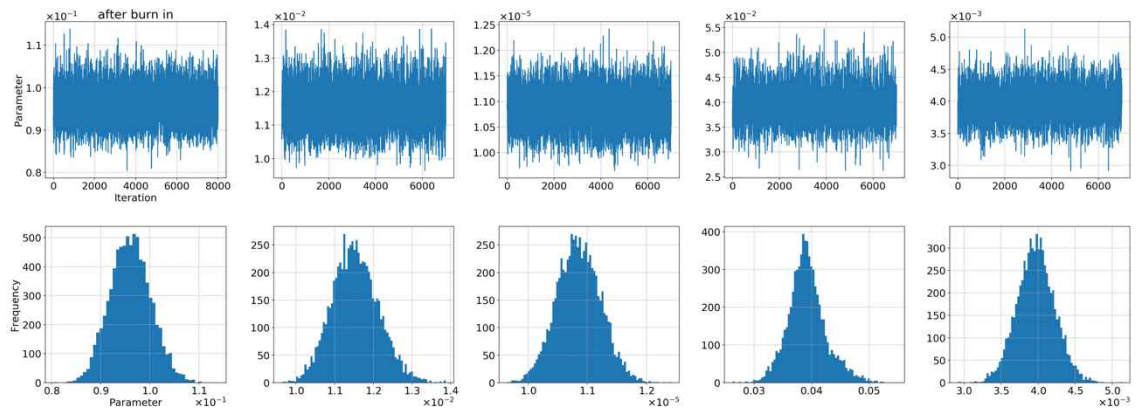
附図-A.17 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：2003 年



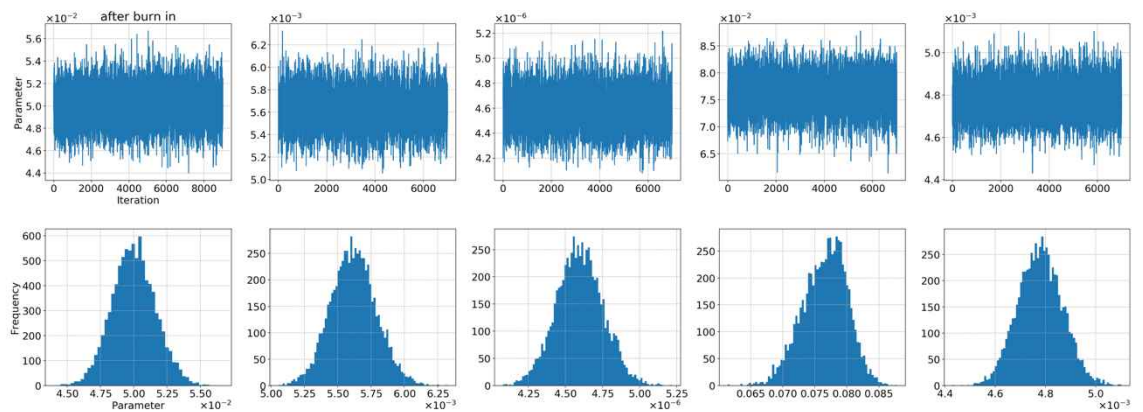
附図-A.18 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：2004 年



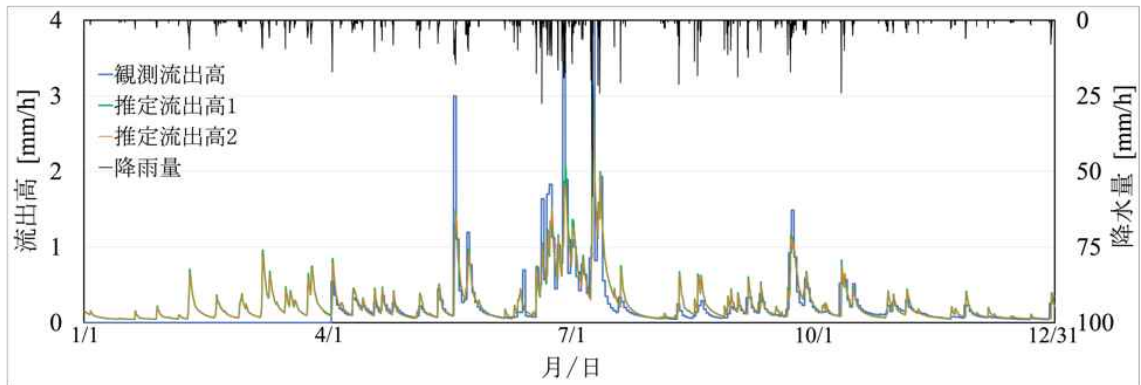
附図-A.19 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：2005 年



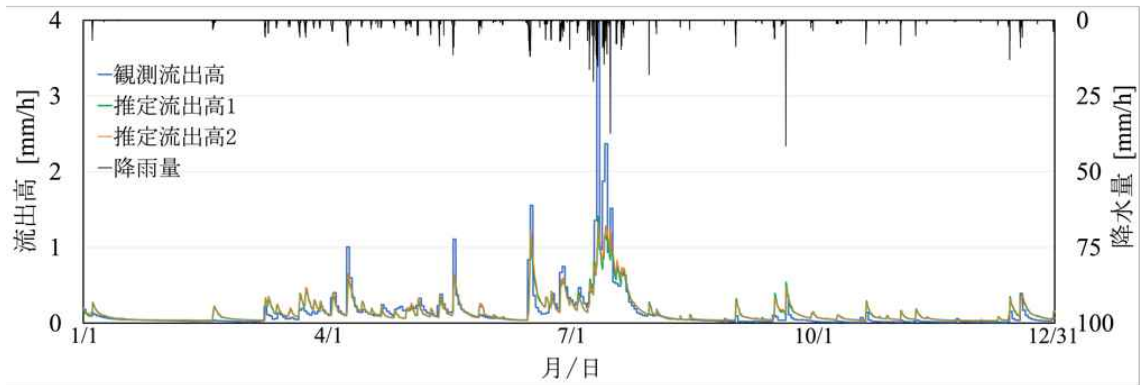
附図-A.20 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：2006 年



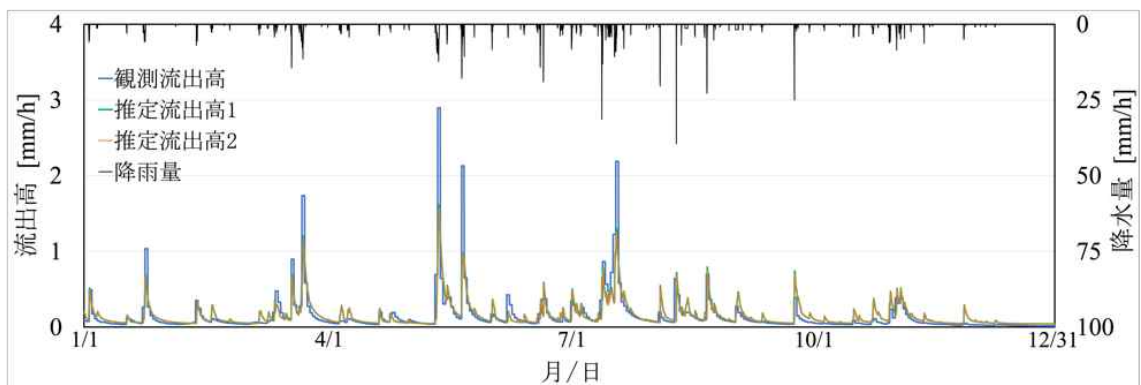
附図-A.21 更新パラメータの変動（上段）と事後確率分布（下段）：2007 年



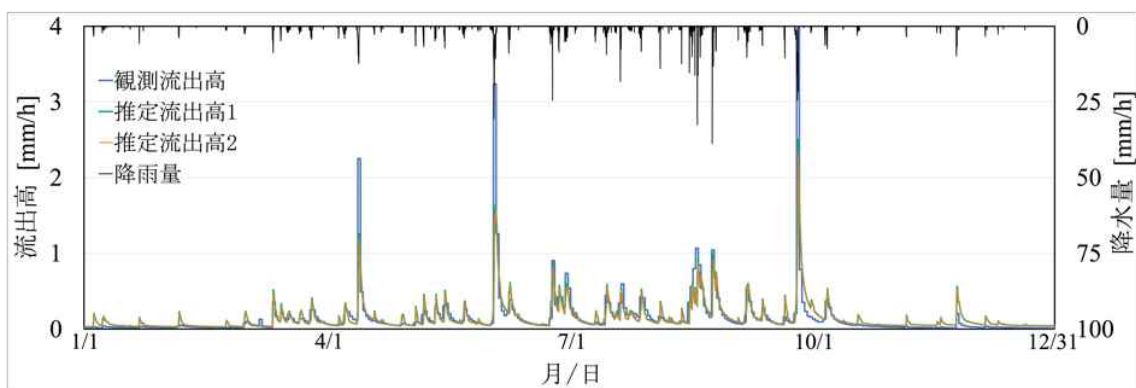
附図-B.1 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1985 年



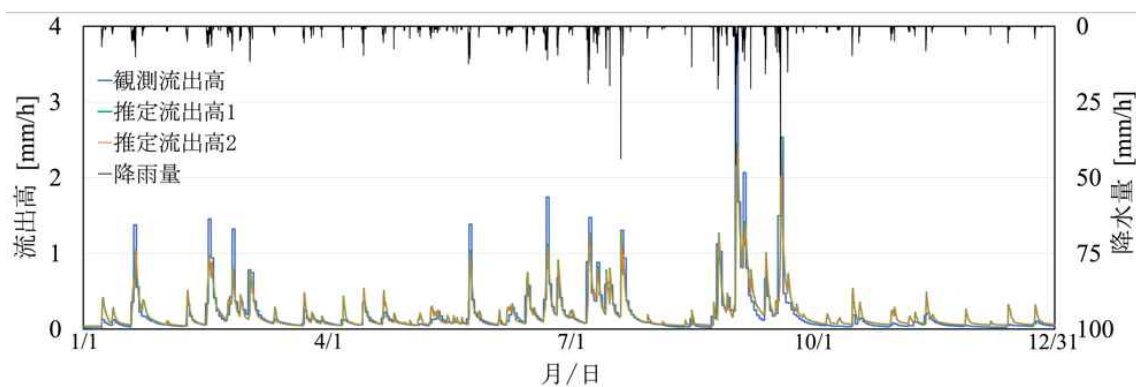
附図-B.2 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1986 年



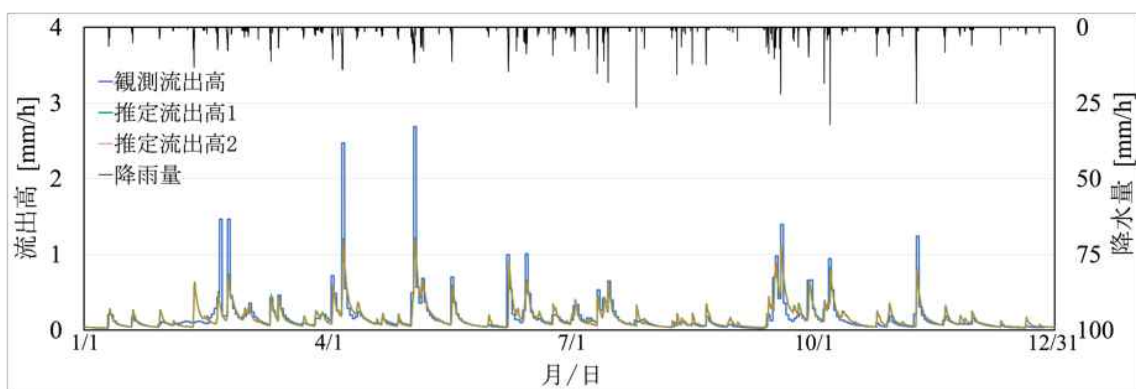
附図-B.3 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1987 年



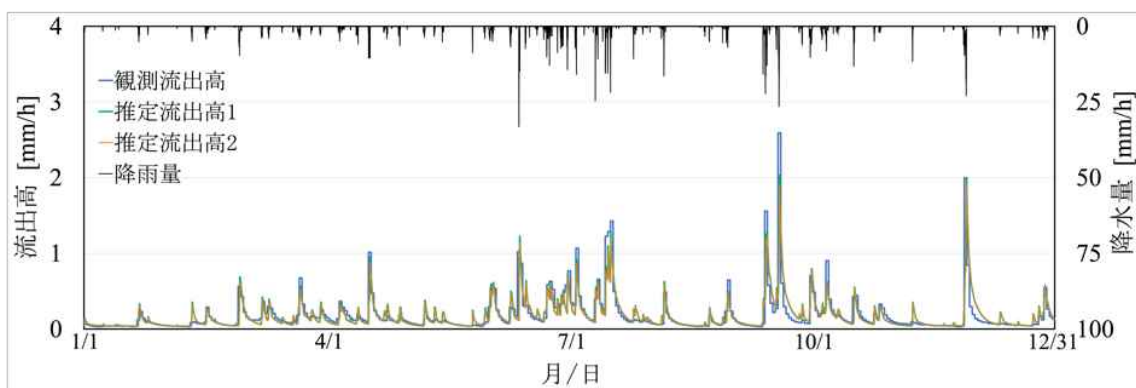
附図-B.4 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1988 年



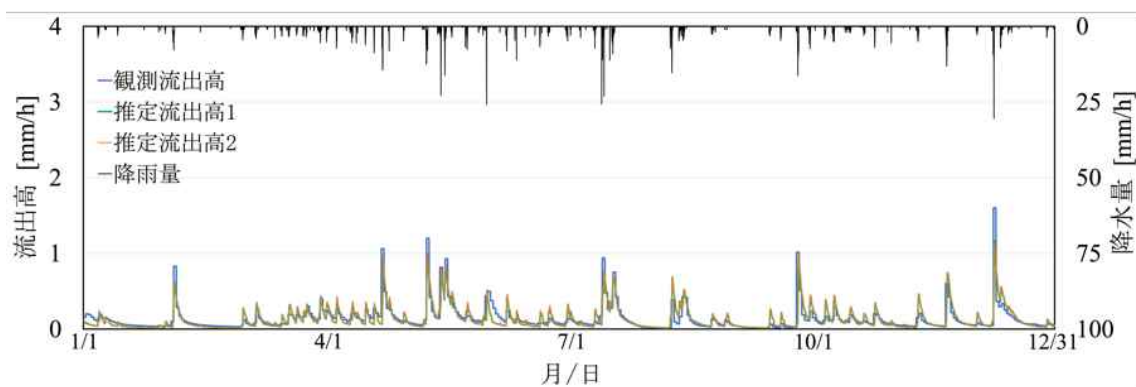
附図-B.5 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1989 年



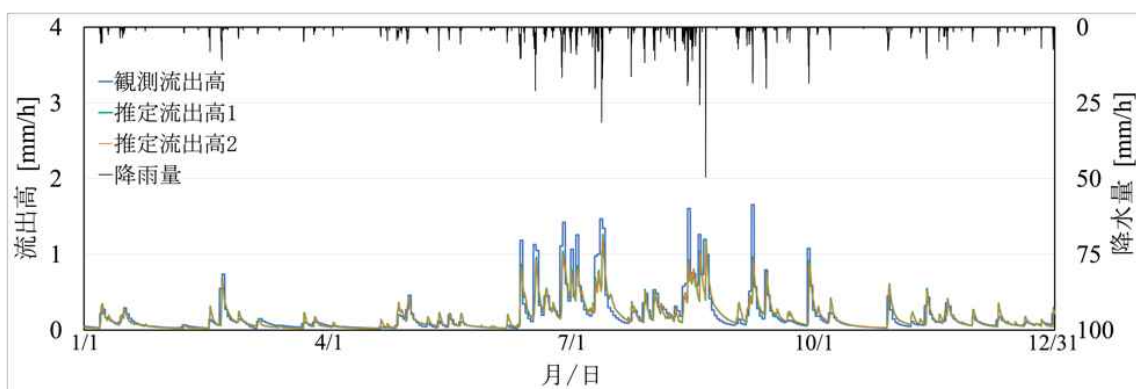
附図-B.6 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1990 年



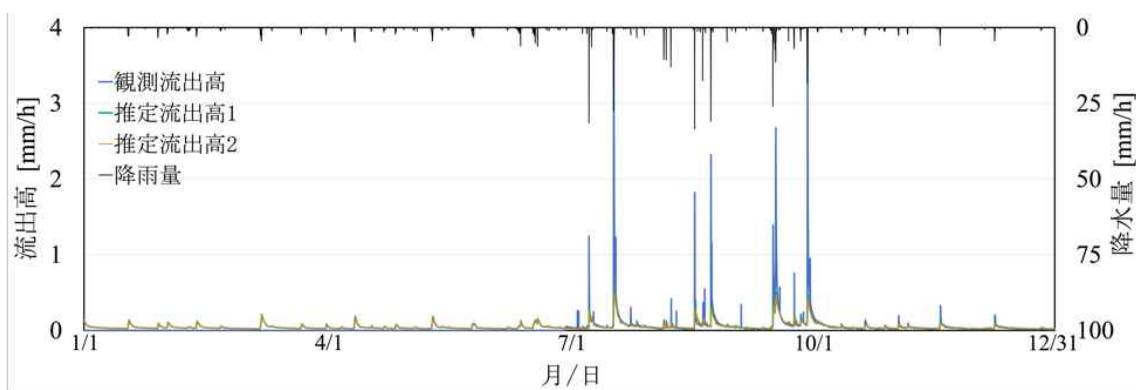
附図-B.7 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1991 年



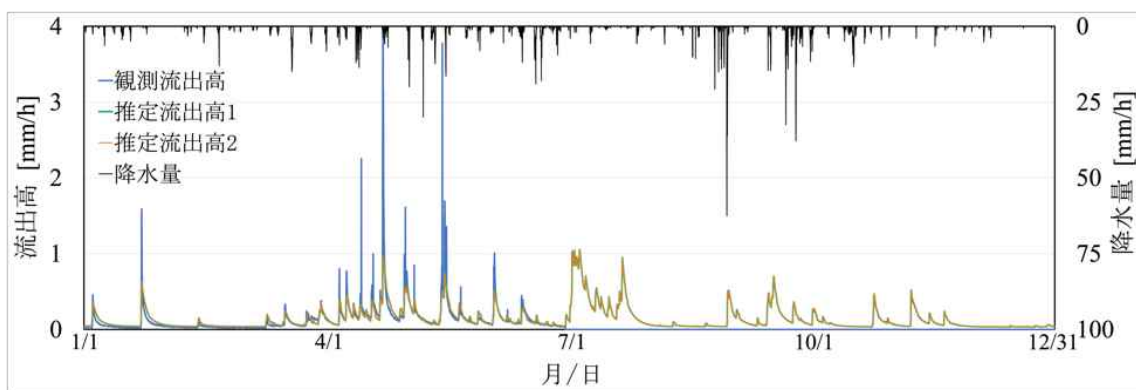
附図-B.8 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1992 年



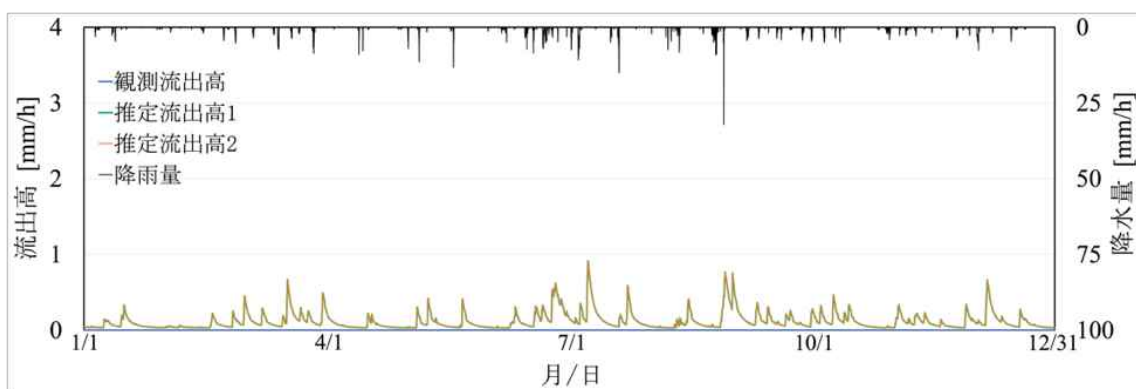
附図-B.9 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1993 年



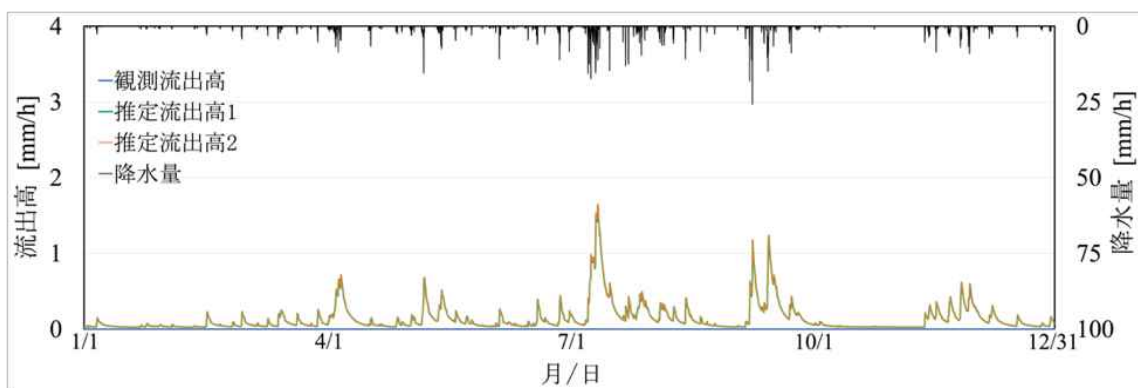
附図-B.10 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1994 年



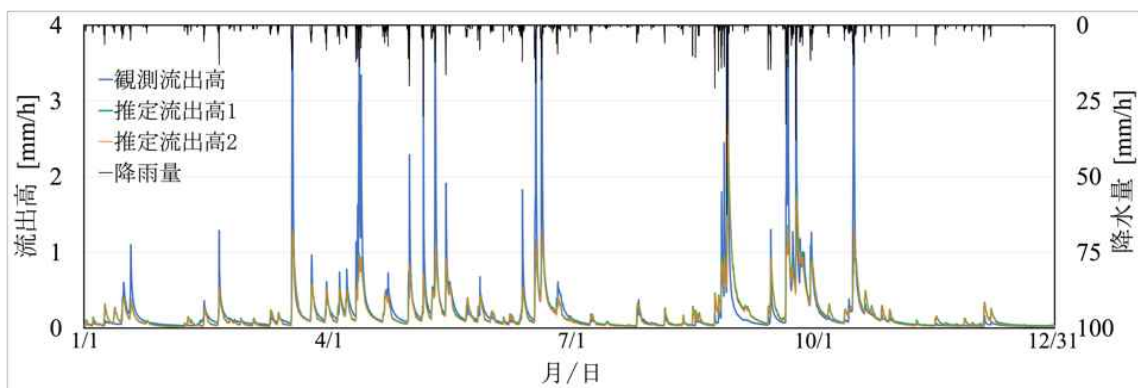
附図-B.11 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1995 年



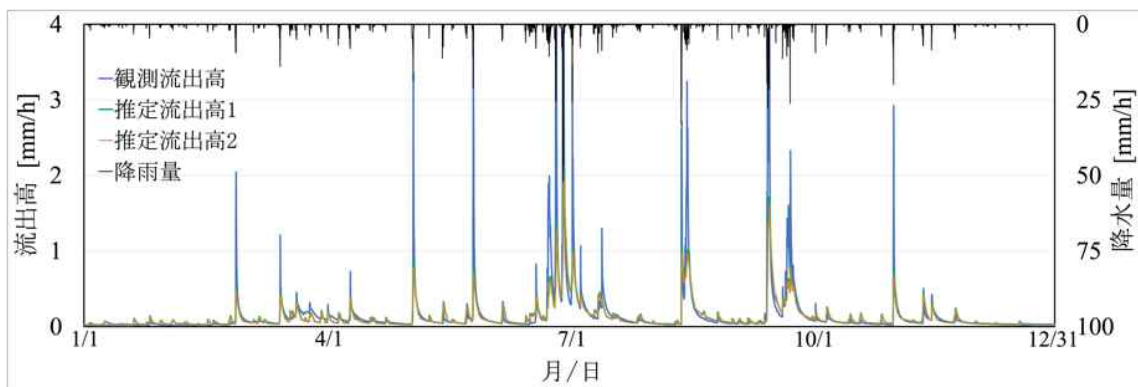
附図-B.12 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1996 年



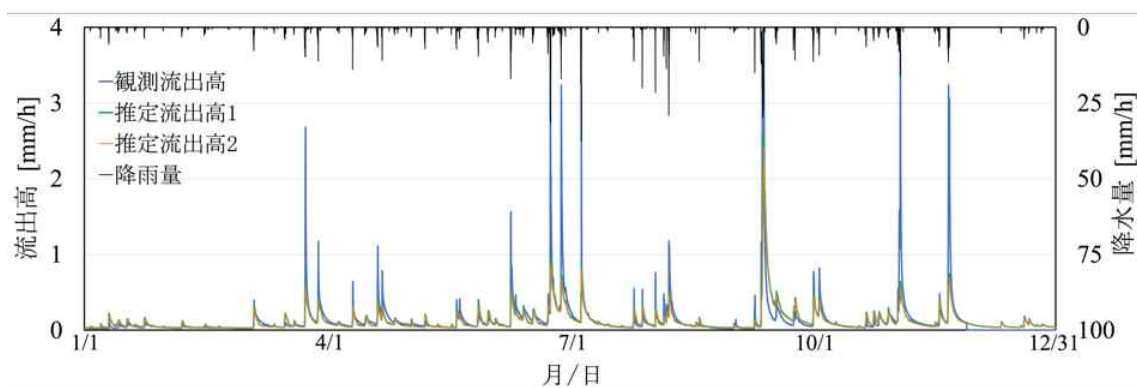
附図-B.13 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1997 年



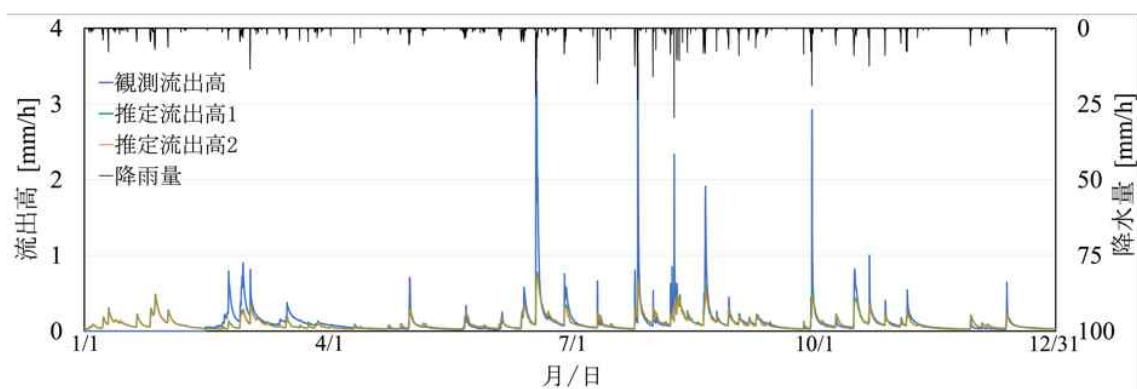
附図-B.14 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1998 年



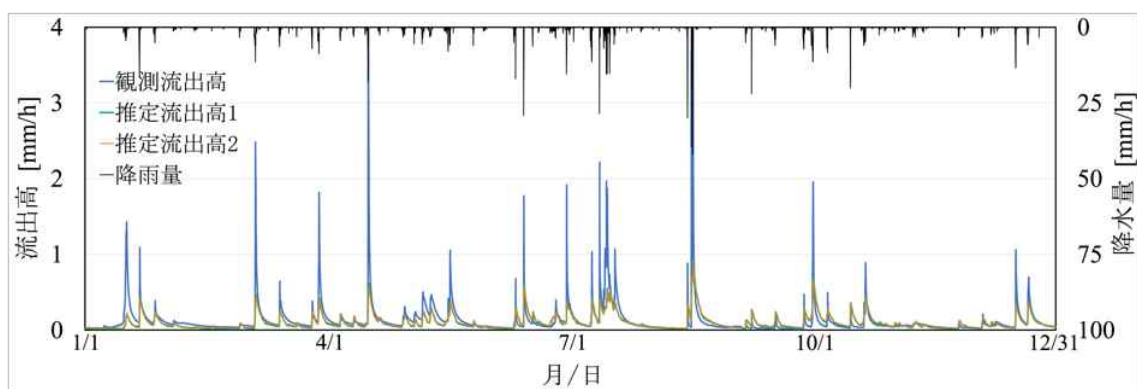
附図-B.15 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：1999 年



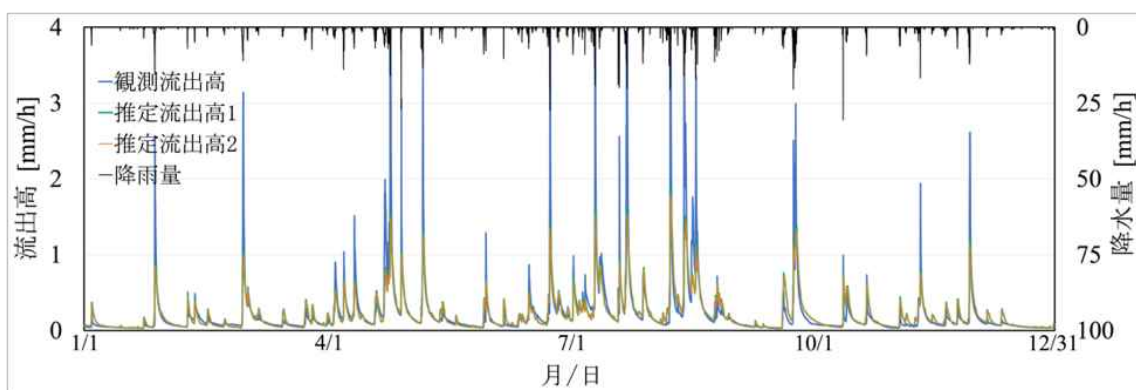
附図-B.16 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：2000 年



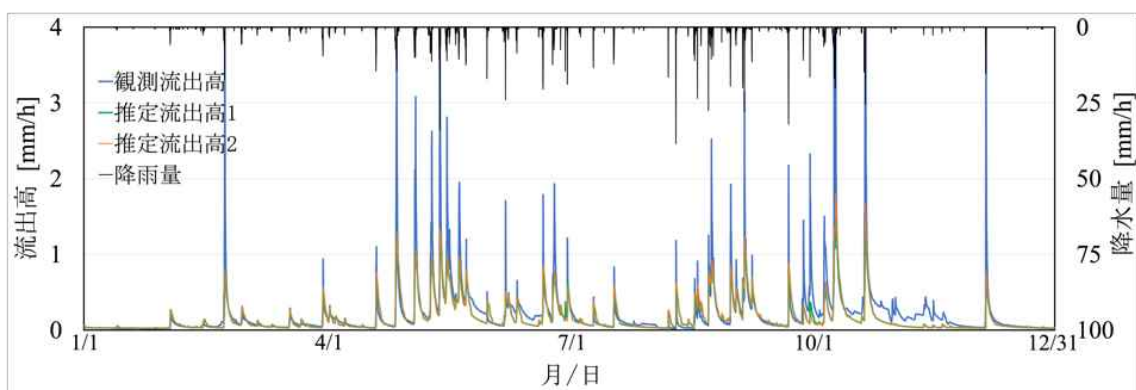
附図-B.17 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：2001 年



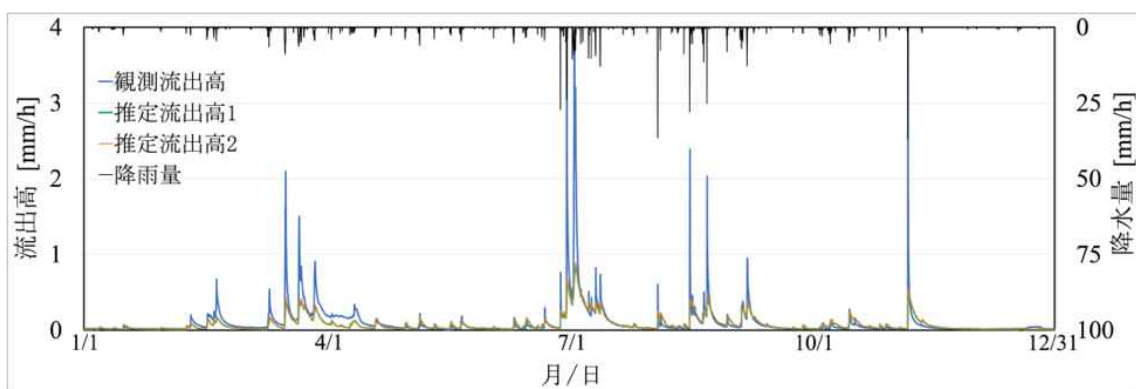
附図-B.18 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：2002 年



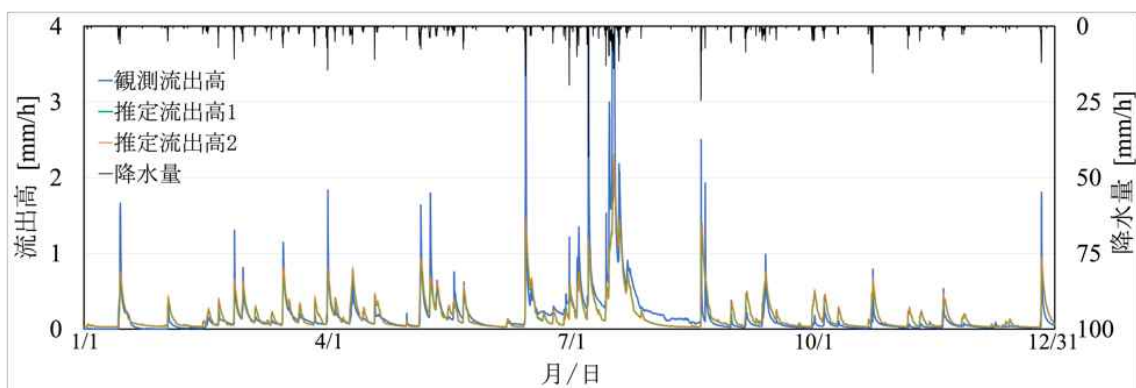
附図-B.19 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：2003 年



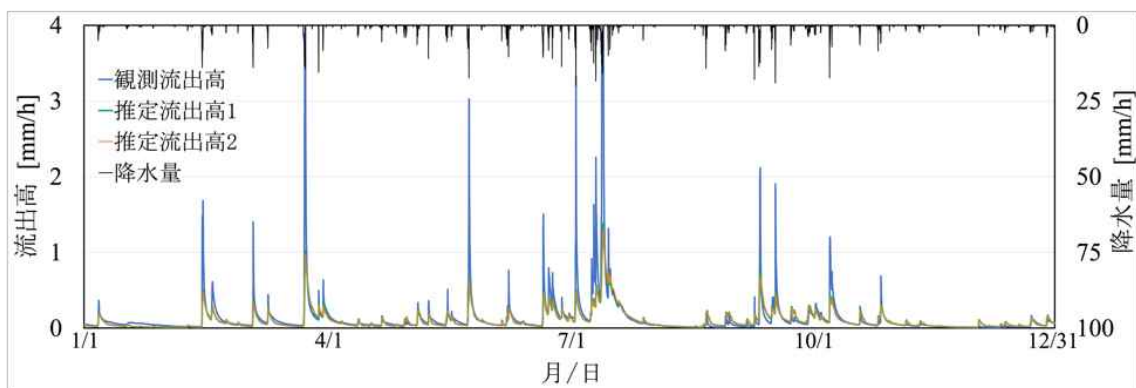
附図-B.20 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：2004 年



附図-B.21 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：2005 年



附図-B.22 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：2006 年



附図-B.23 観測降雨量と観測流出高および推定流出高：2007 年