

Title	手取川ダムの運用実態と課題に関する一考察 [課題研究報告書]
Author(s)	酒井, 龍之介
Citation	
Issue Date	2026-03
Type	Thesis or Dissertation
Text version	author
URL	https://hdl.handle.net/10119/20452
Rights	
Description	Supervisor: 吉岡 秀和, 先端科学技術研究科, 修士(知識科学)

課題研究報告書

手取川ダムの運用実態と課題に関する一考察

酒井龍之介

主指導教員 吉岡 秀和

北陸先端科学技術大学院大学
先端科学技術専攻
(知識科学)

令和8年3月

Abstract

In recent years, climate change has been associated with more frequent intense rainfall events, longer dry spells, and changes in snowfall and snowmelt processes. Under such conditions, multi-purpose dams face increasing difficulty in balancing flood control, water supply, hydropower generation, and environmental considerations, because shifts in seasonal runoff allocation and the occurrence of extremes can alter the practical operating environment. The Tadori River basin in Ishikawa Prefecture is strongly influenced by snow accumulation and snowmelt, while also experiencing concentrated rainfall during the rainy season and typhoon periods; therefore, understanding long-term and seasonal characteristics of hydrological and operational time series is essential for discussing operational challenges and potential improvements.

This study aims to provide baseline, data-driven insights for identifying operational issues of the Tadori River Dam by organizing seasonality and long-term changes in key observed and operational variables. We analyze daily dam records (reservoir water level, inflow, and outflow) for 1993–2023, daily precipitation at the Hakusan Shiramine station for 1993–2023, and daily discharge at the Tsurugi gauging station for 2002–2023. Missing values are not imputed in principle; instead, analyses are conducted using available observations. First, we summarize distributions, seasonal patterns, and extreme values to characterize typical conditions and rare events. Second, we evaluate monotonic trends in monthly aggregated series using the Mann–Kendall test, and apply corrections when serial correlation may affect inference. Third, we apply STL decomposition to the inflow series to separate trend, seasonal, and remainder components, and derive indicators such as seasonal amplitude, timing of the snowmelt-season peak, and interannual variability of residual fluctuations. The results suggest that changes are not uniform across the year: for example, increases in late-winter to early-spring months (February–March) and decreases in early-summer (June) are indicated, implying that shifts around the snowmelt and early-summer periods may be operationally important. The STL-based indicators further help quantify year-to-year differences in seasonal structure and variability, serving as supporting information for interpreting long-term changes. Overall, this work is positioned as an exploratory, observationally grounded assessment rather than a definitive causal attribution or an optimization study; it provides a foundation for subsequent modeling, rule evaluation, and adaptive operation discussions under a changing climate.

要旨

近年、気候変動の影響により強雨の頻度増加や無降水日の増加、積雪・融雪過程の変化が指摘され、多目的ダムでは治水・利水・発電・河川環境など複数目的の両立がこれまで以上に重要となっている。とくに積雪寒冷域を含む流域では、融雪流入の時期や規模の変化が年間の貯留・放流配分に直結し、洪水対応と渇水対応の両面で運用上の不確実性が增大しうる。そこで本研究では手取川ダムを対象に、観測・運用データにもとづいて水文・運用系列の基礎的特徴を整理し、運用上の課題抽出につながる知見を得ることを目的とした。解析には、1993–2023年の日次ダム諸量（貯水位・流入量・放流量）、白山白峰の日次降水量、2002–2023年の鶴来地点日次流量を用い、欠測は原則補完せずに探索的分析を行った。まず分布・季節性・極端事象の現れ方を可視化し、次に月別の単調トレンドをマンケンドール検定で評価した。さらに自己相関の影響が懸念される場合には補正を適用し、結果の解釈が過大にならないよう留意した。加えて、流入量系列に対してSTL分解を行い、トレンド成分と季節成分を分離した上で、季節振幅、融雪期ピーク日、残差分散などの指標化を試みた。その結果、流入量の月別傾向としては2～3月で増加、6月で減少といった偏りが示唆され、年間一様な増減よりも融雪期・初夏の変化が運用上重要になり得ることが示された。STLに基づく指標からは、季節変動や融雪期ピークの年ごとの揺らぎを定量的に表現でき、長期変化の議論を行う際の補助情報となる可能性が示された。

本研究は因果関係の断定や最適運用方策の提示を目的とするものではなく、観測・運用データにもとづいて現状と変化の見え方を整理する探索的検討である。得られた結果は、手取川ダムにおける融雪期・梅雨期の変化への注視、極端事象時の挙動点検、ならびに今後の予測・最適化・運用ルール再検討へ向けた分析設計の基礎として位置づけられる。

内容

第1章	序論	1
1.1	研究背景	1
1.2	多目的ダム運用と非定常性	1
1.3	研究対象の選定理由	2
1.4	リサーチクエスションと研究のねらい	2
1.5	研究方法の概略と本論文の構成	3
第2章	手取川ダムの運用実態	4
2.1	手取川流域の概要	4
2.2	手取川ダムの概要	5
2.3	手取川ダムの管理・運用の枠組み	5
2.4	使用するデータ	5
第3章	先行研究レビュー	6
3.1	水力発電の重要性	6
3.2	気候変動と洪水・渇水リスク	6
3.2.1	日本における気温上昇と極端高温の増加	6
3.2.2	降水の極端化と洪水リスクの増大	6
3.2.3	乾燥化・無降水日の増加と渇水リスク	7
3.2.4	積雪の減少と変動	7
3.2.5	非定常性	7
3.2.6	気候変動下の運用	8
3.2.7	日本のダム洪水調節における洪水の現れ	8
3.3	多目的ダム運用の一般的課題とケーススタディ	8
3.3.1	矢木沢ダム	8
3.3.2	豊平峡ダム・定山溪ダム	9
3.3.3	吉野川・早明浦ダム	9
3.3.4	韓国・横城ダム	9
3.3.5	スリランカ・Malwathoya 流域	10
3.3.6	米国の事例整理	10
3.3.7	中国・三峡ダム+葛洲壩ダム	10
3.3.8	まとめ	11
3.4	手取川流域に関する既存研究	12
3.4.1	積雪水資源量の変化	12
3.4.2	将来気候下におけるダム季節運用への影響評価	12
3.4.3	降水推定の不確実性	12

3.4.4	水循環と水資源管理	12
3.4.5	下流の長期変化.....	13
3.5	小括.....	13
第4章	分析と結果.....	14
4.1	データ概要.....	14
4.1.1	使用データと結合方法.....	14
4.1.2	データの確認（観測期間と欠測状況）	14
4.1.3	欠測値の取り扱い方針.....	15
4.1.4	異常値チェック（負値・0・外れ値）	15
4.1.5	基礎統計量（全期間）	17
4.1.6	基礎統計量（月別）	18
4.1.7	箱ひげ図での分析.....	20
4.1.8	他分析	22
4.1.9	小括.....	24
4.2	マンケンドール検定	25
4.2.1	基礎的な方法	25
4.2.2	ここまでの 4.2.1 の結果	26
4.2.3	ここまでのグラフ	27
4.2.4	自己相関の確認.....	31
4.2.5	修正版 MK 検定の採用	31
4.2.6	ここでの適用ルールと実装.....	32
4.2.7	補正適用の結果.....	33
4.2.8	降水量系列に対する検定	36
4.3	STL 分析.....	40
4.3.1	目的と位置づけ.....	40
4.3.2	STL 分解の方法.....	40
4.3.3	STL 成分にもとづく指標化.....	41
4.3.4	STL 分析の小括.....	44
4.3.5	STL 分解のダム・流入量解析への展開.....	45
第5章	考察.....	46
5.1	本章の位置づけ	46
5.2	主要結果の再整理（第4章の要点）	46
5.3	季節によって違って見える長期変化の意味.....	50
5.4	治水計画・運用との接続.....	52
5.5	利水・発電・河川環境への意味.....	53
5.6	小括.....	54

第6章	限界と今後の課題.....	55
6.1	本章の位置.....	55
6.2	データ整備と品質点検の高度化.....	55
6.3	説明変数導入と運用・流域活動への接続.....	55
6.4	手法面の課題と改善方針.....	56
6.5	今後の展望.....	57
第7章	参考文献.....	59

表目次

表 1	各ダムまとめ	11
表 2	観測結果と欠測	15
表 3	異常値チェック要約.....	16
表 4	全期間まとめ.....	17
表 5	各系列の月別平均値（全期間）	19
表 6	各系列の月別中央値（全期間）	19
表 7	月別統計量の算出に用いた有効データ数（欠測を除いた日数）	20
表 8	各月の結果	27
表 9	2月判定結果の比較.....	36

図目次

図 2.1	手取川水系図（国土交通省、2024）	4
図 4.1	白山白峰降水量の月別分布	20
図 4.2	手取川ダム流入量の月別分布	21
図 4.3	手取川ダム放流量の月別分布	22
図 4.4	鶴来流量の月別分布	22
図 4.5	流入量×放流量 散布図：全期間	23
図 4.6	流入量×放流量：色＝貯水位	24
図 4.7	手取川ダム流入量の月平均時系列（1993–2023）と線形トレンド	28
図 4.8	各月の年次系列（各月 n=31）に対する MK 検定の Z 値	29
図 4.9	各月の年次系列（各月 n=31）に対する MK 検定の p 値	29
図 4.10	3月の月平均流入量（年次系列）と傾向	30
図 4.11	6月の月平均流入量（年次系列）と傾向	30
図 4.12	月別 MK 検定の採用 p 値（各月 n=31）	34
図 4.13	月別 MK 検定の採用 Z 値（各月 n=31）	35
図 4.14	2月の月平均流入量の年次推移	35
図 4.15	白山白峰：1月 月合計降水量	37
図 4.16	白山白峰：2月 月合計降水量	38
図 4.17	白山白峰：3月 月合計降水量	38
図 4.18	白山白峰：6月 月合計降水量	39
図 4.19	手取川ダム流入量の STL 分解結果（1993–2023）	41
図 4.20	年ごとの季節成分の振幅（季節成分の最大–最小）	43
図 4.21	融雪期ピーク日（2~4月、季節成分の最大日：DOY）	44
図 4.22	残差（STL remainder）の年分散	44
図 5.1	2010年2月の日次流入量（左軸）と白山白峰の日次降水量（右軸）	48
図 5.2	2022年2月の日次流入量（左軸）と白山白峰の日次降水量（右軸）	48
図 5.3	2010年3月の日次流入量（左軸）と白山白峰の日次降水量（右軸）	49
図 5.4	2017年3月の日次流入量（左軸）と白山白峰の日次降水量（右軸）	49
図 5.5	1996年6月の日次流入量（左軸）と白山白峰の日次降水量（右軸）	50
図 5.6	1994年6月の日次流入量（左軸）と白山白峰の日次降水量（右軸）	50

第1章 序論

1.1 研究背景

近年、気候変動の影響は将来予測にとどまらず、観測データにも顕在化している。たとえば 文部科学省・気象庁（2025）によれば、日本の年平均気温は 1898～2024 年の間に長期的な上昇傾向を示し、加えて強い降雨の発生頻度増加や無降水日の増加など、降水の「極端化」も観測事実として整理されている。このような変化は洪水・渇水の双方のリスクを高め、水資源管理・治水・河川環境管理に影響を与える可能性が高い。

水管理は、過去の統計特性が将来にも当てはまるという定常性（stationarity）を暗黙に前提として制度・施設・運用が組み立てられてきた側面がある。しかし、気候や水文の特性が変化しうる状況では、その前提自体が成立しにくいことが指摘されている（Milly ほか 2008）。

したがって今後は、「定常を前提にした設計・運用」と「現実の観測データに現れる変化」の間に乖離が生じていないかを、実データに基づいて点検する重要性が増している。

1.2 多目的ダム運用と非定常性

多目的ダムは、治水（洪水調節）・利水（上水・工業用水・農業用水）・発電・河川環境の維持など複数目的を同時に担う基盤施設である。一方で、目的間の調整が不可避であり、運用では目的間の調整（配分）が常に求められる。気候変動下では、降水パターンや気温上昇、洪水・渇水の頻度・強度の変化により、洪水調節容量の確保、渇水、生態流量、人間活動の水需要、エネルギー生産などの観点から、放流目的間のバランスを再考すべきであると整理されている（Ehsani ほか 2017）。

また国内では、計画を上回る洪水の増加を背景として、貯水池が流入と同量を放流せざるを得ない局面（いわゆる「流入同量放流」）の実施回数が長期的に増加していることが示されている（Nakamura・Shimatani 2021）。これらは、従来の計画・運用の前提が、現実の水文条件の変化によって圧迫されうることを示唆する。

さらに、積雪寒冷域では、降雪・融雪の時期や規模の変化が流入の季節配分を変え、「いつ貯め、いつ空けるか」という季節運用の前提そのものに影響し得る。積雪依存の多目的ダムを対象とした研究では、将来気候により融雪流入の季節配分が変化し、現行運用の下で貯水不足リスクが生じ得ることが示されている（Kim ほか 2009）。

したがって、積雪寒冷域の多目的ダムでは「年総量」だけでなく「年内のどの時期に流入が現れるか」を軸に、観測データから長期変化と季節構造を点検することが、運用議論の前提として重要になる。

1.3 研究対象の選定理由

本研究は、石川県の手取川ダムを対象とする。対象選定の理由は、単に「積雪寒冷域の多目的ダムで、下流に都市域がある」ためではなく、(i) 流域スケールの社会的影響の大きさ、(ii) 多目的利水・発電の負荷、(iii) 積雪・融雪を含む季節構造、(iv) 計画・制度（河川整備基本方針等）と観測事実を接続しうる文脈、が同時に高い点にある。

第一に、手取川流域は扇状地・平野部を含み、洪水時の氾濫リスク低減と平常時の安定供給の両立が強く要請される流域である（国土交通省 2024）。

第二に、手取川水系では発電・農業用水・上水道用水等の既得水利が大きく、平常時（利水・発電）と洪水時（治水操作）の両面で運用判断が連続的に発生する。こうした条件は、観測・運用データから運用の特徴を整理する意義が大きい（国土交通省 2024）。

第三に、手取川流域は積雪・融雪と梅雨・台風性降雨が同居し、年内の水文特性が大きく切り替わる。既存研究では、積雪水資源量が長期的に減少し得る可能性（能登ほか 2011）、将来ほど融雪ピークが不明瞭化し冬季流入が増える一方で夏季以降の流況低減や発電量低下が生じ得る可能性（野原ほか 2022）が示されている。また降水量データ自体にも、積雪期の観測漏れ等に起因する過小推定の可能性が指摘されており（伊藤ほか 2020）、実測系列の取り扱いには注意が必要である。これらは、手取川ダムにおいて「いつ水が来るか（季節配分）」の変化が運用前提を揺らし得ることを意味する。

第四に、手取川では河川整備基本方針の見直し等を通じて、気候変動を踏まえた治水計画・流域治水の枠組みが整備されつつある。

この枠組みに対して観測データの変化を位置づけることで、「計画・制度」と「現象（データ）」の接続可能性が高い点も、本研究で手取川ダムを選ぶ合理性である。

1.4 リサーチクエスチョンと研究のねらい

以上を踏まえ、本研究の中心的な問い (Research Questions: RQ) は次のとおり設定する。

- RQ1：手取川ダム流域の観測・運用データ（流入量・放流量・貯水位・降水量等）には、長期的な単調変化（トレンド）や、年周期の季節構造の変化が現れているか。非定常性が指摘される状況下で（Milly ほか 2008）、まず「変化がある／ない」を観測事実として整理する問いである。
- RQ2：変化が現れる場合、それは年内のどの時期（例：融雪期、梅雨期、台風期）に偏って現れるか。積雪寒冷域では季節配分の変化が運用前提を変え得るため（Kim ほか 2009）、年平均ではなく「季節のどこが動くか」を点検する。
- RQ3：観測された変化（トレンド・季節性・極端値の現れ方）は、治水・利水・発電の両立という運用論点にどのような含意を持つか。多目的ダムでは目的間バランスが本質であり（Ehsani ほか 2017）、結果を運用課題の言葉へ翻訳することを目指

す。

この RQ 設定の下で、本研究は「最適化」や「将来予測」そのものを直接の主題とするのではなく、観測・運用データから長期変化と季節構造を明確化し、運用議論の土台（論点の見える化）を整えることを目的とする。

1.5 研究方法の概略と本論文の構成

RQ1・RQ2 に対しては、観測データの基礎整理に加えて、(i) 分布・季節性・極端値の把握、(ii) 月別年次系列に対する単調トレンド検定（マン=ケンドール検定）、(iii) 年周期の季節成分と長期傾向の分離（STL 分解）を用いる。

MK 検定については、水文時系列に多い自己相関が有意判定を歪め得る点を踏まえ、lag-1 自己相関を点検しつつ、代表的な補正法（例：Hamed-Rao 修正版）を併用する（第 4 章）。

STL 分解は、観測系列をトレンド・季節・残差に分離し、季節構造の安定性や変化（例：季節振幅、融雪期ピーク時期、残差変動の年々差）を点検する枠組みとして用いる（第 4 章）。

RQ3 に対しては、第 4 章で得られた結果を総合し、多目的ダム運用（治水・利水・発電・河川環境）の観点から論点を整理し、言及可能な範囲で流域条件との関係も含めて考察する。なお本研究は観測・運用データにもとづく探索的整理を主目的としており、特定の因果関係を断定するものではない（第 5 章）。

本論文の構成は次のとおりである。第 2 章では手取川流域および手取川ダムの概要と運用上の位置づけを整理する。第 3 章では気候変動と水文変動、多目的ダム運用に関する先行研究を概観し、本研究の着眼点を明確化する。第 4 章では観測・運用データを用いた時系列解析により、長期傾向・季節性・極端事象の観点から手取川ダムの特徴を整理する。第 5 章では得られた結果の含意と限界を考察し、第 6 章で今後の課題を述べる。

第2章 手取川ダムの運用実態

(参考：手取川水系河川整備基本方針、手取川ダム定期報告書の概要、手取川水系河川整備基本方針の変更について)

2.1 手取川流域の概要

手取川は石川県に位置し、源流を白山（標高 2702 m）に発し、加賀平野を西流して日本海に注ぐ一級河川である。幹川流路延長は約 72 km、流域面積は約 809 km²であり、石川県内でも有数の規模を有する流域である（国土交通省 2024）。流域の位置関係、支川構成および主要施設の配置を図 2.1 に示す。上流域では冬季の降雪および春先の融雪があり、夏季には前線性降雨や台風等に伴う集中豪雨が発生するなど、季節によって特性が変化する流域である。

流域内には尾添川、大日川などの支川が存在し、農業用水・工業用水・上水道用水の水源として重要な役割を果たしている。また、下流域には白山市、小松市、能美市、川北町などの都市域が立地しており、洪水時の氾濫リスク低減および平常時の安定した水供給が求められている。



(参考図) 手取川水系図

図 2.1 手取川水系図（国土交通省、2024）

2.2 手取川ダムの概要

手取川ダムは、手取川本川の上流部に建設された多目的ダムであり、洪水調節、流水の正常な機能の維持、かんがい用水・上水道・工業用水の供給、発電等を目的としている。(国土交通省 2023) より堤高は 153.0 m、堤頂長は 420.0 m、有効貯水容量は 1 億 9000 万 m^3 であり、北陸地方における主要な水資源開発施設の一つである。

洪水調節に関しては、計画高水流量 2400 m^3/s のうち、ダムにより 800 m^3/s を調節する計画となっており、下流の基準点鶴来におけるピーク流量の低減を図っている。また、利水機能として、水道用水として日量 44 万 m^3 (工業用水として日量 5 万 m^3) の取水が目標とされており、金沢市を中心に 9 市 4 町に配分されている。発電については、最大出力 250000 kW の手取川第一発電所等により水力発電が行われている。

2.3 手取川ダムの管理・運用の枠組み

手取川ダムの管理・運用は、国土交通省北陸地方整備局が中心となり、関係機関との協議に基づいて実施されている。洪水調節に関しては、「手取川水系河川整備基本方針」および「手取川ダム操作規則」等に基づき、洪水期の制限水位や事前放流の実施条件などが定められている。平常時の利水運用についても、利水容量および取水権の配分を踏まえて、貯水位の目標や放流量の範囲が設定されている。

近年、手取川流域では令和 4 年 8 月豪雨に代表されるような短時間の集中豪雨や、夏季の高温・少雨に伴う渇水リスクの増大が指摘されている(国土交通省 2024)。このような条件の変化のもとで、洪水調節と利水・発電・環境保全のバランスをいかに確保するかが、手取川ダム運用の重要な課題となっていると考える。また、気候変動による降雨量の増加等を考慮し、令和 6 年 7 月には手取川水系河川整備基本方針が変更され、基準地点鶴来における基本高水のピーク流量が 7500 m^3/s (従来は 6000 m^3/s) に見直されるなど、治水計画の強化が図られている。

2.4 使用するデータ

出典：国土交通省 ダム諸量データベース (<https://mudam.nilim.go.jp/home>)

上の手取川ダムのデータ 1993 年から 2023 年のものを使用し、分析に用いた。

降雨量に関しては手取川ダムのある白山白峰の降雨量を気象庁の過去の気象データ・ダウンロード (<https://www.data.jma.go.jp/risk/obsdl/>) より取得。

第3章 先行研究レビュー

本章では、手取川ダムを対象に時系列分析（流入量・貯水位・放流量・降水量）を行うための背景と先行研究を整理する

3.1 水力発電の重要性

水力発電は、温室効果ガスを排出しない国産エネルギーであり、安定供給性に優れた電源として重要な役割を担う。国土交通省 水管理・国土保全局(2017)でも、ダムに貯留された水の位置エネルギーを活用する水力発電が、温室効果ガスを排出しない安定供給性に優れた国産エネルギーとして位置づけられている。

資源エネルギー庁の「エネルギー基本計画」では、変動する再生可能エネルギーの電力市場への統合を進める上で、需給バランス確保の必要性が整理されている。さらに資源エネルギー庁の2050年カーボンニュートラル達成に向けた水力発電活用拡大の方向性 ver1.0 では、水力発電が安定した発電と制御性に優れ、電力システムの安定にも貢献し得ることが示されている。加えて、環境省資料の再生可能エネルギー導入加速化の必要性では再生可能エネルギー導入の意義として、温室効果ガス削減に加え、エネルギー自給率向上や非常時のエネルギー確保など多面的なメリットが整理されている。

3.2 気候変動と洪水・渇水リスク

3.2.1 日本における気温上昇と極端高温の増加

近年の気候変動の影響は、将来の予測にとどまらず、すでに観測データとして顕著に現れている。文部科学省・気象庁(2025)によれば、日本の年平均気温は1898年から2024年の間に、100年あたり1.40℃の割合で上昇している。特に1990年代以降は高温となる年が頻出しており、日最高気温が35℃以上の猛暑日の日数は1990年代半ばを境に大きく増加している。一方で、日最低気温が0℃未満となる冬日の日数は減少しており、こうした冬期の温暖化は積雪の減少や融雪時期の早期化に直接的な影響を与えていると考えられる。

3.2.2 降水の極端化と洪水リスクの増大

洪水リスクに直結する降水の極端化についても、観測事実として頻度の増加が確認されている。文部科学省・気象庁(2025)によれば、全国の観測データにおいて、1時間降水量50mm以上の発生回数が増加しているだけでなく、より激しい1時間降水

量 80 mm 以上の大雨発生頻度は、1980 年頃と比較して最近 10 年間(2015～2024 年)はおおむね 2 倍程度に増加している。さらに、頻度だけでなく雨の強度自体も増しており、極めて稀にしか発生しないような規模の大雨の強度も全国平均で増加傾向にあることが報告されている。これは、手取川流域においても従来の想定を超える洪水が発生しやすくなっていることを示唆する。

3.2.3 乾燥化・無降水日の増加と渇水リスク

一方で、雨の降り方の極端化は、降雨の増加と同時に乾燥期間の長期化をもたらしている。文部科学省・気象庁(2025)の観測結果では、日降水量が 1.0 mm 未満の無降水日は 100 年あたり 9.2 日の割合で増加している。また、日本の年降水量自体には過去約 130 年間で明確な変化傾向は確認できないものの、1980 年以降の統計に限れば増加傾向が現れている。これは、雨の降らない期間が長くなる一方で、降る時はより集中的に降るといったパターンの変化を示しており、利水運用における渇水リスクと治水リスクの双方が高まっていると言える。

3.2.4 積雪の減少と変動

手取川ダム流域は日本海側の多雪地帯に位置するため、積雪・融雪の変化も極めて重要である。文部科学省・気象庁(2025)によれば、日本海側の観測地点において冬の年最深積雪には減少傾向が現れており、東日本・西日本の日本海側では大雪(日降雪量 20cm 以上)の頻度も減少している。しかし、長期的な減少傾向の一方で、近年も一時的な強い寒気の流入等により社会的影響の大きい大雪事例は発生しており、一部の事例では温暖化の影響で降雪量が増大した可能性も指摘されている。すなわち、長期的には雪解け水による安定的な流入(融雪出水)が減少・早期化する一方で、突発的な大雪への備えも引き続き必要であるという、複雑な管理環境への移行が示唆される。

3.2.5 非定常性

Milly ほか(2008)は、水管理システムが定常性の仮定のもとで設計・運用されてきたことを指摘した上で、進行する水文気候変化の規模と遍在性を踏まえると非定常であり、水資源のリスク評価・計画における中心的な前提として置くべきではないと論じている。

3.2.6 気候変動下の運用

Ehsani ほか(2017)は、降水パターンの変化や気温上昇、洪水・渇水の頻度・強度の変化により、ダム設計容量や運用特性が影響を受け、水資源システムの洪水・渇水脆弱性が増大しうることを述べた上で、洪水調節容量の確保、渇水、生態流量、人間活動の水需要、エネルギー生産といった放流の目的間のバランスを再考すべきだと指摘している。

3.2.7 日本のダム洪水調節における洪水の現れ

国内の知見として、Nakamura・Shimatani (2021)は、日本ではダムの洪水調節計画を上回る洪水が近年より頻繁になっていることを背景に、貯水池が流入と同量を放流せざるを得ないことに着目し、その実施回数が1960–2019年に増加していること、さらに気候変動により今後増加が見込まれることを示している。

3.3 多目的ダム運用の一般的課題とケーススタディ

多目的ダムの運用は、治水（洪水調節）・利水（水供給）・発電・環境配慮といった複数目的の同時達成を要請される点に特徴がある。

3.3.1 矢木沢ダム

利根川上流に位置する矢木沢ダムは積雪の影響が大きい多目的ダムである。Kim ほか(2009)は、気候変動下で矢木沢ダムの現行運用ルールがどの程度維持可能かを検討するため、将来気候データから作成した流入系列を用い、ダムの水位・放流挙動を比較する枠組みを提示している。解析の結果、将来気候では融雪流入の季節配分が変化し、特に5～6月の流入が乏しくなる可能性が示され、現行の放流配分や水位規制を前提とした運用では貯水不足リスクがありうると指摘している。積雪・融雪に強く依存する多目的ダムでは、季節の変化が運用前提を直接変えうることを示す事例である。したがって手取川ダムにおいても、流入量・放流量・降水量等に対して、季節別の単調変化の検出(MK検定)と季節成分の分離(STL)を用いて、融雪期・梅雨期を中心とした変化の偏りを定量化し、その結果を運用に接続することが有効であると考えられる。

3.3.2 豊平峡ダム・定山溪ダム

札幌市近郊の豊平川流域に位置する豊平峡ダム・定山溪ダムは、融雪を含む季節流況を前提に利水・治水運用を行う多目的ダムである。川村ほか（2012）は、気候変動により融雪ピークの時期が変化しうる点に着目し、融雪出水のピークが4月から5月へ遅れるといった季節構造の変化を想定し、ダム貯水池群の操作に与える影響を検討している。特に、融雪由来の流入が特定月に偏在する場合、ピーク時期の移動はいつ貯めるべきか、いつ空けるべきかという季節運用の前提そのものを変えるため、利水確保と洪水調節容量確保の両立を難しくさせる。

この種の知見は、手取川ダムのように融雪期と梅雨期が現れやすい流域において、有効であると考えられる。

3.3.3 吉野川・早明浦ダム

渇水は洪水と異なり、発生が緩慢である一方で社会経済影響が累積しやすく、利水運用の安全度に直結する。野原ほか（2018）は吉野川流域を対象に、将来流量変化が利水操作へ与える影響を評価し、夏季流量低下に伴う早明浦ダムの平均貯水量低下や渇水被害の増大可能性を論じている。

流量のどの季節が弱くなるかという情報が運用リスクに直結することを示している。したがって、手取川ダムの流入量・降水量系列に対しても、季節別の単調変化（MK検定）や季節成分分離（STL）により、長期的に変化していないかを点検することは、運用議論の前段として有効であると考えられる。

3.3.4 韓国・横城ダム

地域人口・産業・被害軽減といった社会経済要素にも作用する。Lee・Kang（2020）は韓国の横城（Hoengseong）ダムを対象に、システムダイナミクス（System Dynamics）を用いて治水・利水が社会経済へ与える波及を統合的に評価する枠組みを示している。モデルは、洪水被害の軽減や水供給信頼性の向上といった効果を、人口や地域経済指標の変化と結び付けて検討する点に特徴がある。

ダム運用の議論が流入量・放流量・降水量等の変化から社会的な便益・損失の変化へ接続しうることを示す。手取川ダムの課題研究において同様の社会経済モデルまで踏み込まない場合でも、少なくとも長期の流入量・放流量・降水量の変化を統計的に把握しておくことは、運用課題の説明を高める材料になりうると考えられる。

3.3.5 スリランカ・Malwathoya 流域

Navarathinam ほか（2015）はスリランカの Malwathoya 流域における多目的ダムを対象に、洪水・渇水リスクを同一枠組みで評価し、運用を検討している。研究では、乾季前には貯水を満たして利水に備える必要がある一方、洪水期には洪水ピーク低減のため低水位を確保する必要があるという逆要求を明示し、SPI/SPEI 等の標準化指標や分布型水文モデルによる運用シミュレーションで統合的に検討している。手取川ダムにおいても、融雪期～梅雨期にかけての貯留・放流配分が治水・利水の両面に影響することを説明しやすい。

3.3.6 米国の事例整理

Opperman ほか（2019）は、複数の流域事例を通じて環境流量の確保がダム再操作（reoperation）、制度設計、ステークホルダー協働と不可分であることを整理している。この観点は、手取川ダムの分析がまず流入量・放流量・降水量等の統計的特徴把握から、将来的に環境配慮を論じる際には、流況変化の事実認定が制度・合意形成の議論の共通基盤になりうる点を示唆すると考えられる。

3.3.7 中国・三峡ダム + 葛洲壩ダム

長江流域の三峡ダム（TGD）および葛洲壩ダム（GD）は、発電・治水等の人間利用に大きく寄与する一方、下流の流況改変を通じて生態系へ影響を与えうる点が論点となる。Cai ほか（2013）は、環境流量条件の異なる複数シナリオ（環境流量を考慮しないケース、最小環境流量（MEF）、適正環境流量（AEF）等）を設定し、最適化モデルで運用を比較している。

3.3.8 まとめ

表 1 各ダムまとめ

No	ダム (国)	流域特性	主な課題カテゴリ	主要な論点	手取川への示唆
1	矢木沢 (日本)	積雪・融雪	季節配分	初夏流入減の可能性→貯水不足リスク	融雪～梅雨の変化を季節別に点検する必要があると考えられる
2	豊平峡・定山溪 (日本)	積雪・融雪	季節配分	融雪ピーク前倒し→5-6月水位低下	融雪ピーク時期の変化を把握することが有効と考えられる
3	早明浦 (日本)	湧水	湧水・利水	夏季流量低下→平均貯水量低下・被害増	低水期の変化検出を運用議論へつなげるのが有効と考えられる
4	横城 (韓国)	不確実性	不確実性	極端湧水で供給率低下が生じ得る	観測系列で季節変化を整理しておくこと議論が進めやすいと考えられる
5	Malwathoya (スリランカ)	雨季・乾季	トレードオフ	洪水容量確保 vs 乾季利水確保	相反要求を季節構造として整理する視点が有効と考えられる
6	利根川ダム群 (日本)	ダム群	波及・配分	最小流量減・日変動増、季節配分変化	下流季節流況も含めて変化を整理する必要があると考えられる
7	米国複数 (SRP 等)	実装	環境流量	実装障壁と reoperation の重要性	変化把握→制約と柔軟性の整理が役立つと考えられる
8	三峡・葛洲壩 (中国)	カスケード	環境×発電	両立には季節配分設計が核心	放流の季節配分変化を捉える観点が参考になると考えられる。

3.4 手取川流域に関する既存研究

3.4.1 積雪水資源量の変化

降雪流域における水資源の根幹として、積雪に貯留される水資源量の長期変化を評価した研究が報告されている。能登らは、手取川流域において1976年7月～2007年6月の長期水文資料を用いて積雪水資源量を推定し、年々の変動が大きい一方で、長期的には減少傾向を示し、将来（2081～2100年）には平均値が現在の約1/5程度まで大幅に減少する可能性を示した（能登ほか 2011）。

3.4.2 将来気候下におけるダム季節運用への影響評価

積雪・融雪過程の変化がダム運用へ及ぼす影響については、将来気候データを用いた運用影響評価が行われている。野原らは、手取川ダムを対象に、150年連続気候実験（1950～2099年）を入力として分布型流出モデルで日別流入量を推定し、貯水池運用への影響を評価した（野原ほか 2022）。

その結果、将来ほど概ね3月下旬～5月の流入ピークが不明瞭となり、冬季の流入増加や夏季以降の流況低減が顕著になること、これに伴って夏季の貯水量低下や4～5月の水力発電量低下、年間発電量が小さくなる頻度の増加などが生じ得ることが示されている（野原ほか 2022）。

3.4.3 降水推定の不確実性

伊藤ほか(2020)は、手取川山地流域を対象にレーダーアメダス解析雨量の推定精度を水収支法により検討している。その報告によれば、積雪・融雪の影響が小さい夏期（7～9月）は水収支の誤差が小さく比較的良好な推定が得られる一方、通年では解析雨量が流出量と比較して過小になる傾向が確認されている。これは主に、積雪期において降雪を十分に捉えきれない（観測漏れ）ことなどに起因すると考えられ、冬季のデータを含む解析においては、こうした降水量データの過小評価が生じうる特性を十分に考慮する必要があることが考えられる。

3.4.4 水循環と水資源管理

手取川流域では、融雪期に関連した斜面災害等により高濃度濁水が発生し、水循環システムへ影響が及んだ事例も報告されている。Fujiharaらは、2015年5月に上流で発生した融雪関連の大規模地すべりを契機とする高濃度濁水が、扇状地地下水位の

急低下に結びついた事例を分析し、濁水の影響が 2015–2017 年に伏没（河川から地下への浸透）を低下させ、2018 年に回復したことを示した（Fujihara ほか 2024）。

3.4.5 下流の長期変化

水資源管理では流況だけでなく、河道地形・土砂環境の長期変化も重要な背景となる。Dang ほか(2019)は、下流手取川を対象に 58 年分の地形測量データ等を用いて河道地形の長期変化を分析し、砂利採取やダム建設等の人為影響が河床の侵食・堆積の時期区分や河道幅変化に関与したことを示している（Dang ほか 2019）。

3.5 小括

本章では、手取川ダムの運用を取り巻く背景と課題を整理した。脱炭素社会の実現に向け水力発電を含む多目的ダムの重要性が再評価される一方で、実際の運用現場では治水と利水の両立という構造的な課題に直面している。加えて、気候変動に伴う降水・積雪特性の変化や既存研究で示された降水推定の不確実性は、融雪出水の早期化・減少に伴う利水運用の困難化や、極端降水の頻発による洪水リスクの増大を示唆している。したがって、こうした変化に適応した運用を検討するためには、既存の推計値のみに頼らず、ダムの実測データに基づく長期的な季節変動とトレンドの把握が重要であると考えられる。

第4章 分析と結果

第3章までに整理したとおり、多目的ダムの運用は季節ごとの水文条件（降雨・積雪・融雪）と強く結びついており、気候変動に伴う降水・積雪特性の変化や推計の不確実性を踏まえると、実測データに基づいて運用実態と長期的な変化を点検することが重要である。そこで本章では、手取川ダムの貯水位・流入量・放流量、ならびに降水量・下流流量の時系列データを用い、(i)季節性・変動・極端事象（洪水・渇水）を含む基礎的特徴の把握、(ii)月別系列に対する単調トレンドの検出、(iii)STL分解による季節成分・トレンド成分の整理を行う。

4.1 データ概要

4.1.1 使用データと結合方法

今回は、手取川ダムの運用実態と流域の水文条件の基礎的特徴を把握するため、以下の時系列データを用いた。

- (1) 手取川ダム諸量データ：日次の貯水位（m）、流入量（ m^3/s ）、放流量（ m^3/s ）
- (2) 白山白峰観測所の日次降水量データ：降水量（mm/日）
- (3) 鶴来地点の日次流量データ：流量（ m^3/s ）

各データは日付（年月日）をキーとして日次で結合し、解析に必要な変数が同日に揃う日付のみを対象として集計・計算を行った（欠測値の扱いは4.1.3参照）。

ダム諸量データ（貯水位・流入量・放流量）は、貯留状態および放流操作を直接反映するため、平常時・出水時の運用特性を把握する基礎データとして用いた。白山白峰観測所の日次降水量は、流域への入力（降雨）として、流入量の変動等の発生と対応づける目的で用いた。さらに鶴来地点の日次流量は、ダム下流の河川流況を代表する観測として、ダム放流と下流流量の関係、ならびにダムの存在下で観測される流況特性を把握する目的で採用した。なお、鶴来流量は2002年以降のデータのみ取得できたため、鶴来流量を含む解析では対象期間を原則として2002年以降に限定する。

4.1.2 データの確認（観測期間と欠測状況）

各系列の観測期間および欠測状況を確認した。手取川ダム諸量データでは、2004年10月31日の1日が欠落しており、貯水位が欠測となっている。一方、流入量・放流量には欠測はなかった。白山白峰の日次降水量データでは合計14日が欠測であり、欠測日は2004/9/4-9/5、2011/2/1、2013/4/16-4/21（6日連続）、2021/1/12、2022/2/20-2/23（4日連続）であった。

鶴来地点の日次流量データの観測期間は2002年1月1日～2023年12月31日であり、こ

の期間内での欠測は合計 69 日であった。欠測は 2002 年に多いほか、2009 年 2 月および 2016 年 7～8 月に連続欠測が確認された。なお、1993～2001 年は鶴来流量の観測対象期間外であり、欠測としては扱わない。

鶴来流量は、観測期間（2002～2023 年）の総日数 8035 日のうち欠測 69 日を除いた有効データ日数が 7966 日に相当し、月別・季節別の要約統計や出水イベントの把握には十分なデータ量と考える。一方、1993～2023 年（31 年間）の系列に比べると対象期間が短いため、鶴来流量を用いた結果は 2002 年以降に限定した知見として位置づける。

表 2 観測結果と欠測

系列	観測開始	観測終了	有効データ数	欠測数
白山白峰降水量(mm/日)	1993-01-01	2023-12-31	11311	14
ダム流入量(/s)	1993-01-01	2023-12-31	11325	0
ダム放流量(m ³ /s)	1993-01-01	2023-12-31	11325	0
ダム貯水位(m)	1993-01-01	2023-12-31	11324	1
鶴来流量(m ³ /s)	2002-01-01	2023-12-31	7966	69

4.1.3 欠測値の取り扱い方針

今回の探索的データ分析では、欠測値の補完は原則として行わず、解析に必要な変数が揃う日付のみを対象として計算した。具体的には、ヒストグラム、箱ひげ図、年別・月別統計などの単変量集計では、対象変数に欠測が含まれる日を除外して算出した。

また、降水量とダム流入量の相関、散布図などの多変量解析では、当該解析に必要な変数が同日に存在するデータのみを用いた。

なお、鶴来流量を含む解析では対象期間を 2002 年以降に限定し、その範囲内で同様に欠測を除外して算出した。

4.1.4 異常値チェック（負値・0・外れ値）

次に、解析に用いる各系列について、異常値（負値・0・外れ値）の有無を確認した。まず負値について、降水量（mm/日）および各流量（m³/s）は定義上 0 以上であるため、負値の有無を確認したところ、いずれの系列においても負値は検出されなかった。

次に 0 値について、降水量は無降水日が存在するため 0 が自然に現れる。本データでは、

白山白峰降水量の0は5217日であり、無降水日が相当数含まれることを示している。ダム放流量については、運用条件により0となる可能性があり、本データでは0が368日確認された。一方、ダム流入量・貯水位・鶴来流量では0は確認されなかった。これらの0値は系列の定義上ただちに異常とは言えないため、機械的に除去せず、必要に応じて前後日の挙動や他系列との整合性を確認しながら扱うこととする。

最後に外れ値（極端値）について、水文データの極端値は洪水等の実現象を反映している可能性があるため、機械的に削除するのではなく、計測・記録上の不自然値（入力誤り、単位誤り、欠測混入等）の可能性を点検する目的で確認した。具体的には、鶴来流量が利用可能な2002-2023年を対象として、ダム流入量が最大級となった上位10日を抽出し、当日を含む直前2日間の降水量合計（ $t-2\sim t$ ）および、下流での応答遅れを考慮して当日～翌日の鶴来流量最大値（ $t\sim t+1$ ）を併せて整理した（表3）。その結果、上位10日はすべて、直前数日間にまとまった降水が確認され、当日～翌日に鶴来流量の増水も観測されていた（例：2006/7/17、2013/7/29、2022/8/4など）。以上より、上位の極端値は流入量のみが孤立して急変するような挙動ではなく、降雨と下流増水に整合したイベントである可能性が高いと判断し、本研究では除外せず以降の分析に利用する。

表3 異常値チェック要約

日付	流入量（当日） (m^3/s)	降水量合計 ($t-2\sim t$) (mm)	鶴来流量最大 ($t\sim t+1$) (m^3/s)
2017/10/30	410	102	334
2006/7/17	394	471	1056
2013/7/29	381	231	849
2022/8/4	360	284	1071
2011/5/10	320	196	996
2006/7/18	318	464	1076
2005/7/4	317	151	840
2017/8/8	297	174	846
2006/7/19	295	352	1076
2021/8/10	286	152	665

4.1.5 基礎統計量（全期間）

本節では、各系列の分布特性を把握するため、全期間の基礎統計量（データ数、平均、中央値、標準偏差、最小、最大）を整理した（表4）。長期の水文・水質データでは季節変動や外れ値が混在し得るため、解析に先立って探索的に分布やばらつきを点検することが推奨される（Mealsほか2011）。

白山白峰の日次降水量は、平均 8.18 mm/日に対して中央値 1.00 mm/日と小さく、無降水～小雨の日が多い一方で、最大 273 mm/日のような大きな降水がまれに発生する分布であることが示唆される（表4）。同様に、手取川ダム流入量も平均 36.15 m³/s に対して中央値 24.49 m³/s と小さく、最大 409.84 m³/s まで達することから、平常時は比較的小さい流入が多い一方、出水時に大きな値が出現する特徴を持つ（表4）。放流量は平均 36.09 m³/s、中央値 34.44 m³/s で、流入量に比べ中央値が平均に近く、日々の放流が一定程度“平常水準”として現れている一方、最大 371.06 m³/s のような大放流も含まれる（表4）。貯水位は平均 446.93 m、中央値 449.18 m であり、最小 409.45 m～最大 463.92 m の範囲で変動している（表4）。鶴来流量（2002–2023）は平均 47.68 m³/s に対して中央値 25.14 m³/s と小さく、最大 1076.03 m³/s まで達することから、下流地点でも極端流量が分布上端を支配しやすいことが示唆される（表4）。なお、以降で行う月別要約やトレンド点検では、季節変動や自己相関などの影響で短期間の増減をトレンドと誤認し得る点に留意する。

表4 全期間まとめ

変数	N	平均	中央値	標準偏差	最小	最大
手取川ダム貯水位(m)	11324	446.93	449.18	10.51	409.45	463.92
手取川ダム流入量(m ³ /s)	11325	36.15	24.49	33.2	2.41	409.84
手取川ダム放流量(m ³ /s)	11325	36.09	34.44	25.73	0	371.06
白山白峰降水量(mm/日)	11311	8.18	1	15.52	0	273
鶴来流量(m ³ /s)	7966	47.68	25.14	76.23	0.08	1076.03

4.1.6 基礎統計量（月別）

Meals ほか (2011) は、長期の環境・水文データをトレンド解析等に用いる際、解析に入る前段階として、探索的に分布特性（代表値・ばらつき）と季節性（年周期の構造）を確認することを推奨している。これは、日次データには季節サイクルや自己相関が含まれやすく、短期間の増減や特定季節の上下動が長期的な変化（トレンド）のように見えるなど、見かけの変化を誤認する可能性があるためである。さらに、目的に応じて日次データを月次などの標準期間へ集約することで、季節性の構造を把握しやすくなるとともに、自己相関の影響を弱めた形で時系列を扱える場合がある。本研究でもこの考え方に沿い、全期間の要約統計（表 4）に加えて、月別の代表値（表 5・表 6）と各月の有効データ数（表 7）を整理し、分布と季節構造を把握した上で以降の解析へ進む。

次に、季節変化を把握するため、全期間のデータを月別に集計し、月別の平均値（表 5）および中央値（表 6）を整理した。水文データでは、大雨や出水に伴う一時的な増水など、少数の大きな値が平均値に強く影響する可能性がある一方、中央値は平常時の水準を表しやすいため。そこで本節では、平均と中央値を併記し、季節構造を多面的に把握する。

白山白峰降水量の月平均は 12 月が最大（11.23 mm/日）、5 月が最小（6.08 mm/日）であり、平均値としては冬季に降水が相対的に多い（表 5）。一方、月別中央値では 4～10 月が 0 mm/日であり、無降水日が多い季節が存在することが分かる（表 6）。このことは、降水量分布が平常時（無降水～小雨）と、大雨時に現れる大きな降水量によって構成され、平均値が少数の大きな降雨の影響を受けやすいことを示唆する。

ダム流入量は月平均が 4 月に最大（74.41 m³/s）、1 月に最小（18.50 m³/s）であり、中央値も 4 月が最大（67.76 m³/s）となった（表 5・表 6）。春季に平均・中央値とも高いことは、融雪等により平常流入が底上げされやすい季節構造と整合的である。一方、夏季（7～9 月）では平均が一定水準にあるのに対し中央値は春季より低く、出水時の増水と平常時の水準の差が大きい可能性を示す。

ダム放流量は月平均・中央値ともに 5 月が最大（平均 51.07 m³/s、中央値 50.57 m³/s）、11 月が最小（平均 13.67 m³/s、中央値 10.64 m³/s）であった（表 5・表 6）。放流量の季節差は流入の季節構造に加えて、貯留・放流配分などの運用の影響も受けるため、次節以降では流入量や貯水位との関係（散布図等）と併せて解釈する。

貯水位は月平均・中央値ともに 5 月が最大（平均 457.03 m、中央値 457.68 m）、3 月が最小（平均 430.05 m、中央値 429.60 m）となった（表 5・表 6）。流量系列に比べ変動幅は小さいが、季節運用に伴う年周期が明瞭であることが確認できる。

鶴来流量（2002–2023）は月平均が 4 月に最大（102.72 m³/s）、11 月が最小（20.35 m³/s）であり、中央値も 4 月が最大（81.06 m³/s）となった（表 5・表 6）。上流域の融雪期に平常流量が高くなりやすい季節構造が、下流地点にも反映されている可能性がある。なお、鶴来流量は観測期間が 2002–2023 年であり、表 7 に示す通り他系列と有効データ数が異なるた

め、月別統計量の比較・解釈では対象期間の違いに留意する（表7）。

表 5 各系列の月別平均値（全期間）

変数	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
白山白峰降水量 (mm/日)	10	8	7	6	6	8	11	8	8	6	8	11
手取川ダム流入量 (m ³ /s)	18	20	42	74	61	37	46	29	27	22	27	29
手取川ダム放流量 (m ³ /s)	35	38	39	49	51	43	49	43	27	17	14	28
手取川ダム貯水位 (m)	450	436	430	442	457	455	454	448	441	444	450	455
鶴来流量 (m ³ /s)	30	42	85	103	74	29	62	40	27	25	20	34

表 6 各系列の月別中央値（全期間）

変数	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
白山白峰降水量 (mm/日)	6	3	1	0	0	0	0	0	0	0	2	6
手取川ダム流入量 (m ³ /s)	16	14	31	68	54	29	31	18	18	16	22	24
手取川ダム放流量 (m ³ /s)	36	40	43	46	51	40	39	38	21	14	11	26
手取川ダム貯水位 (m)	451	437	430	443	458	456	455	449	443	445	450	457
鶴来流量 (m ³ /s)	24	33	68	81	46	14	23	9	8	9	9	26

表 7 月別統計量の算出に用いた有効データ数（欠測を除いた日数）

変数	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
白山白峰降水量 (mm/日)	960	871	961	924	962	930	962	961	928	961	930	961
手取川ダム流入量 (m ³ /s)	961	876	961	930	962	930	962	961	930	961	930	961
手取川ダム放流量 (m ³ /s)	961	876	961	930	962	930	962	961	930	961	930	961
手取川ダム貯水位 (m)	961	876	961	930	962	930	962	961	930	960	930	961
鶴来流量 (m ³ /s)	682	599	681	658	679	657	666	674	659	677	655	679

4.1.7 箱ひげ図での分析

図 4.1 は白山白峰の日次降水量の月別分布を示す。降水量は多くの日で 0～小さい値をとるため、各月の中央値は低い水準に位置する一方、上側ひげが長く、まれに非常に大きい日降水量が出現する。月別に見ると、夏季（概ね 7 月前後）では上側ひげが伸び、短期間に大きな日降水量が発生しやすい傾向が見られる。一方、冬季（12 月や 1 月）では中央値や四分位範囲が相対的に高い月があり、日常的な降水（雪を含む）が生じる可能性が示唆される。ここで冬季の降水は降雪を含むため、観測条件や気温により積雪として貯留され、流出として遅れて現れる成分が含まれ得る点は、次に示す流入量・流量の季節性と併せて総合的に解釈する。

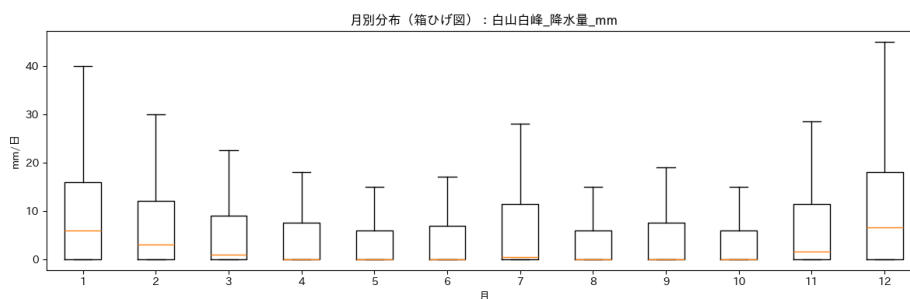


図 4.1 白山白峰降水量の月別分布

図 4.2 より、流入量には明確な季節性が確認できる。概ね 3～5 月の春では中央値および四分位範囲が他月より高く、平常時の流入量が増加する傾向が見られる。これは、上流山地における積雪が溶け出し、日々の流入が押し上げられる過程を反映している可能性がある。加えて、夏季（梅雨・台風期に相当する時期）には上側ひげが伸びやすく、短期強雨に伴う出水が流入ピークとして現れやすいことが示唆される。すなわち、流入量の分布形は、春季：融雪により中央値・分布幅が底上げされる、夏季：強雨により上側の極端な値が出現しやすいという、流域の地理・気候条件に基づく季節要因で変化している可能性がある。

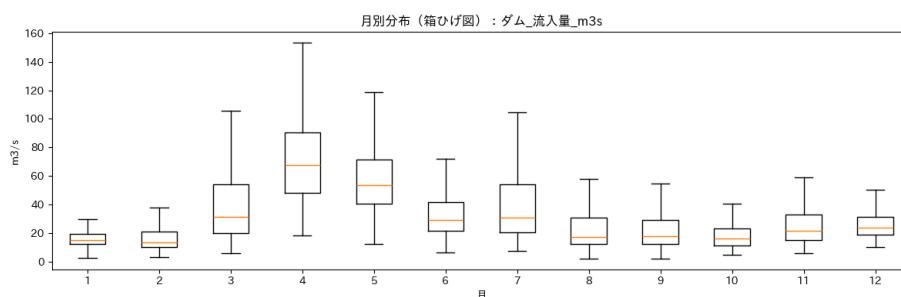


図 4.2 手取川ダム流入量の月別分布

一方、放流量の月別分布を図 4.3 に示す。流入量（図 4.2）と比較すると、融雪期（3月～5月）においては放流量の中央値・全体的な分布が流入量よりも低く抑えられており、この期間に雪解け水を積極的に貯留していることが読み取れる。これに対し、6月～8月にかけては、流入量が減少傾向にある一方で放流量が高い水準で維持される月が見られ、貯留した水を灌漑や発電のために利水放流している実態が確認できる。このように、流入量の季節変動を貯水池運用によって調整している様子がデータからもうかがえる。

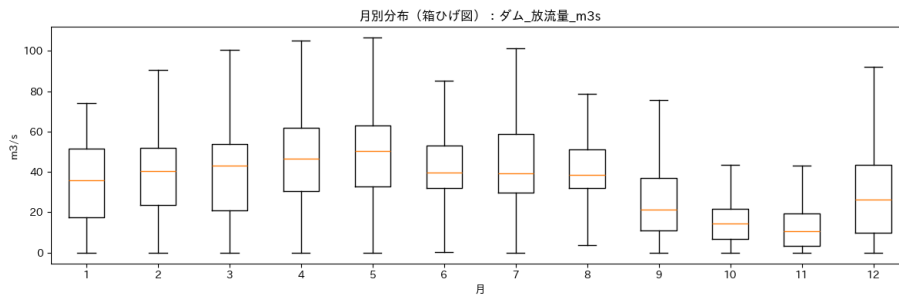


図 4.3 手取川ダム放流量の月別分布

図 4.4 は鶴来地点の日次流量（2002～2023 年）について、月別の分布を箱ひげ図で示したものである。鶴来地点の流量についても、春季に平常流量が高く、夏季に大きな流量が現れやすい季節性が確認される。これは、上流山地での融雪や降雨イベントが、下流の代表地点流量に反映されることを示唆する。なお、鶴来流量は 2002 年以降のみ取得できるため、ダム諸量（1993 年以降）と比較する際には対象期間の違いに留意する。

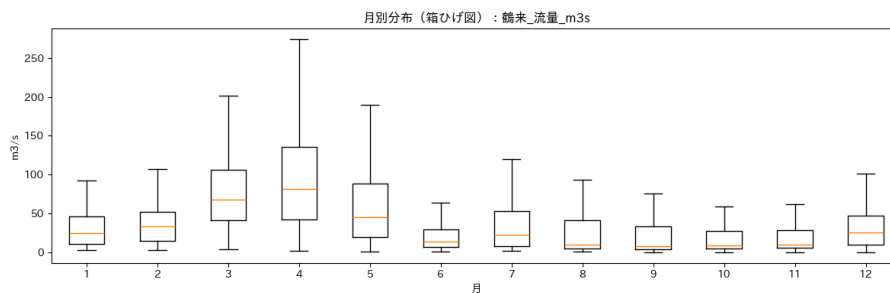


図 4.4 鶴来流量の月別分布

4.1.8 他分析

図 4.5 は、手取川ダムの日次流入量と日次放流量の関係を散布図で示したものである。低流入域では点が比較的密集しており、平常時には放流量が一定の範囲に収まる日が多い。一方で高流入域では点がまばらになり、まれな高流入時に放流量の幅が大きくなる傾向が確認できる。これは、放流操作が流入量のみによって一意に決まるのではなく、貯留状況や運用局面によって意思決定が切り替わる可能性を示唆している。

図 4.6 は、図 4.5 と同じ散布図に対して点の色として貯水位（貯留状況）を付与したものである。ここで重要なのは、「同程度の流入量であっても放流量が幅を持つ」点が、貯水位の

違いと対応して現れることである。具体的には、同じ流入量水準でも、貯水位が高い状態では放流量が相対的に大きく、貯水位が低い状態では放流量が相対的に小さい日が現れやすい。

この傾向は、次のような運用上の解釈と整合的である。

貯水位が高い場合：洪水期・出水時には貯水位上昇を抑える必要が生じやすく、同じ流入量でも放流量を増やす方向の操作（洪水対応や事前放流を含む）が選択され得る。

貯水位が低い場合：非出水時や渇水懸念時には、貯留を優先して放流量を抑える操作が選択され得る。

したがって、図 4.6 が示す貯水位の違いに応じた放流量のばらつきは、放流操作が流入量（外力）＋貯水位（内部状態）＋運用局面（季節・出水対応）の組合せで決定されることを示す、基礎的な観察結果として位置づけられる。

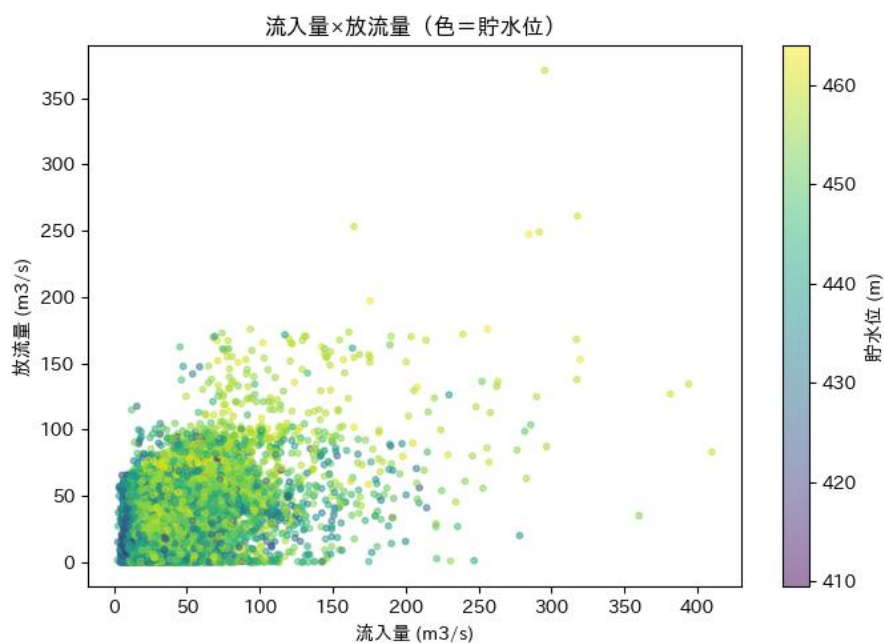


図 4.5 流入量×放流量 散布図：全期間

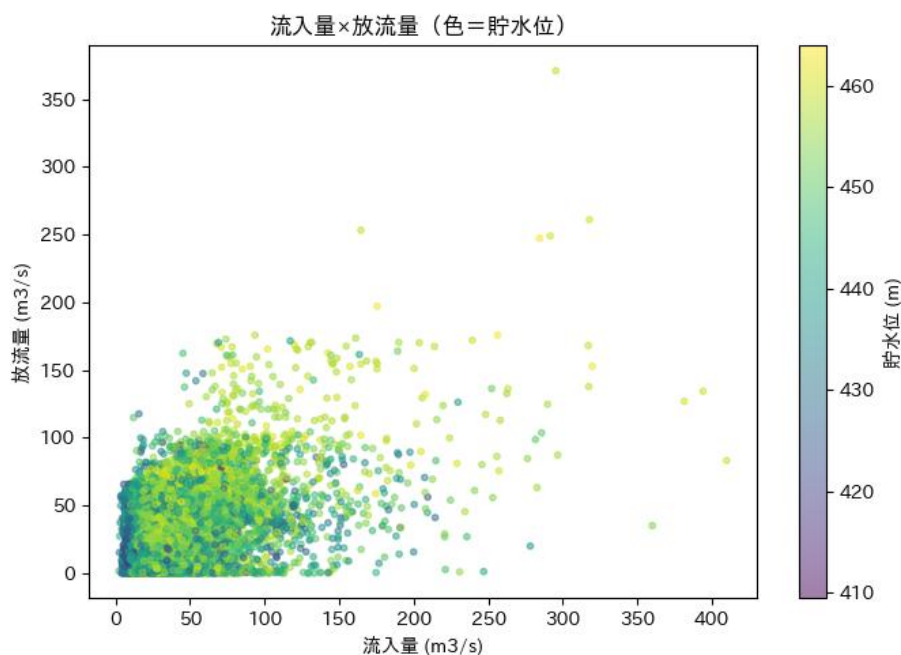


図 4.6 流入量×放流量：色＝貯水位

4.1.9 小括

本章では、手取川ダムの運用実態と流域の水文条件の基礎的特徴を把握するため、ダム諸量（流入量・放流量・貯水位）、白山白峰降水量、鶴来流量の時系列データを整理し、解析の前提となる観測期間・欠測状況と基本特性を確認した。まず、各系列の観測期間と欠測の有無を整理したうえで（表 2）、探索的分析では欠測値の補完は行わず、統計量は原則として欠測を除外して算出する方針とした。鶴来流量については観測期間が 2002–2023 年であり他系列と対象期間が異なるため、以降の比較・解釈ではこの点を踏まえて位置づける。

次に、負値・0 値を点検したところ、降水量および流量系列に負値は認められなかった。0 値については、降水量では無降水日として自然に出現し、放流量でも運用条件により 0 となる可能性がある。したがって、これらの 0 値は直ちに異常とみなして機械的に除去するのではなく、必要に応じて前後日の挙動や他系列との整合性も参照しながら扱うこととした。

さらに、極端値（最大級の流入量）については、洪水等の実現象を反映している可能性もあるため除外を前提とせず、（降水量・鶴来流量が同日に揃う）2002–2023 年を対象に、流入量が最大級となった上位日を抽出し、直前数日間の降水量および当日～翌日の鶴来流量等との同時変化を確認した。その結果、上位日ではまとまった降水や下流地点の増水が併せて見られる事例が多く、流入量のみが孤立して急変するような挙動は相対的に少ないと考えられた。このため、本研究ではこれらの値を一律に除外するのではなく、以降の分析でも保持し、必要に応じて個別事例として整合性を確認しながら解釈する方針とした。

また、全期間の要約統計（表 4） および月別の代表値（表 5・表 6）からは、季節性の存在や、少数の大きな降雨・増水が平均値を押し上げやすい分布特性が示唆された。以上を踏まえ、次章以降では、日次データに含まれる季節性を考慮しつつ長期変化の点検や運用との関係解釈を進めることとする。

4.2 マンケンドール検定

4.2.1 基礎的な方法

ここでは、手取川ダムの流入量時系列データ（1993–2023）を用い、長期的な単調傾向（増加・減少）の有無を評価するためにマンケンドール（Mann–Kendall;MK）検定を適用した。MK 検定はノンパラメトリック検定であり、水文・気候時系列におけるトレンド検出に広く用いられる。まず、日次流入量から月平均流入量（各月の日次平均の平均）を算出し、全期間の月平均系列に対して MK 検定を実施した。次に、全期間を一括した検定では季節変動が大きく、月によって異なる長期傾向が相殺される可能性がある。そこで、各月（1～12月）ごとに年次系列を作成し、月別に MK 検定を適用した。各月（1～12月）ごとに当該月の月平均流入量を年方向に並べた年次系列（例：3月系列=1993年3月，…，2023年3月）を作成し、各月系列に対して同様に MK 検定を行った（各月のデータ数を n とする）。

MK 検定では、Hirsch ほか（1982）より、観測列 x_1, x_2, \dots, x_n に対して、まず統計量 S を

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

で計算する。ここで、ここで

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

である。後の時点ほど値が大きい（小さい）ペアが多いほど S が正（負）となり、増加（減少）傾向を示す。

次に、帰無仮説 H_0 : 単調トレンドなし、のもとでの S の分散 $\text{Var}(S)$ を用いて S を標準化し、正規近似により検定を行う。タイ（同じ値を持つデータ）が存在しない場合、

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18}$$

で与えられる。タイが存在する場合は、同じ値が繰り返し現れる回数 t_p として、

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_p t_p(t_p-1)(2t_p+5)}{18}$$

と補正する。統計量 S は、観測値の大小比較にもとづく加算で定義されるため整数値をとる。この S を標準正規分布に基づいて検定するために統計量 Z を用いるが、 S は離散量である一方、正規分布は連続分布である。そこで、離散量を連続分布で近似する際の近似誤差を抑える目的で、 S を標準化する過程で ± 1 の補正を加味して Z を算出する。統計量 Z を

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

により定義する。両側検定において、 $|Z|$ が大きいほどトレンドが強いことを意味する。統計量 Z は標準正規分布に基づいて評価し、両側検定の p 値を算出した。 p 値は、帰無仮説（単調トレンドなし）が成り立つと仮定したときに、観測された Z と同程度以上に極端な値が得られる確率を表す。ここでは有意水準 $\alpha = 0.05$ とし、 $p < 0.05$ を統計的に有意な単調傾向があると判定した。

なお、マンケンドール（MK）検定は、季節性の強いデータに対しては、季節別（例：月別）に系列を分けて検定する、あるいは季節型 MK 検定を用いるなど、季節変動の影響を明示的に扱う例がある（Duan ほか 2018）。また、積雪融雪が支配的な流域における流況の「時期（timing）」指標の長期変化の検出にも MK 検定が用いられており、季節変化（早期化・遅延など）の統計的検出に利用されている（Pfohl・Fassnacht 2023）。

4.2.2 ここまでの 4.2.1 の結果

全期間の月平均流入量系列に対する MK の結果、有意水準 5% では単調トレンドは検出されなかった ($p=0.865$, $Z=0.170$)。一方、各月（1~12 月）の年次系列に対して MK を

適用すると、3 月で増加傾向 ($p=0.0208$ 、 $Z=2.31$)、6 月で減少傾向 ($p=0.0414$ 、 $Z=-2.04$) が検出された。その他の月は有意水準 5%では有意な傾向が認められなかった (表 8)。なお、MK は独立 (無相関) を前提とするため、次節以降では各月系列の自己相関を点検し、必要に応じて修正版 MK を適用した上で、採用結果を 4.2.7 に整理する。

表 8 各月の結果

月	データ数 (n)	統計量 Z	p 値	トレンド判定
1	31	-1.87	0.062	なし
2	31	1.7	0.089	なし
3	31	2.31	0.021	増加
4	31	0.03	0.973	なし
5	31	-1.9	0.057	なし
6	31	-2.04	0.041	減少
7	31	0.2	0.838	なし
8	31	0.78	0.434	なし
9	31	0.44	0.659	なし
10	31	1.33	0.185	なし
11	31	-1.12	0.262	なし
12	31	-0.24	0.812	なし

4.2.3 ここまでのグラフ

図 4.8 および図 4.9 に、各月 (1~12 月) について当該月の月平均流入量を年方向に並べた年次系列 (各月 $n=31$) に対して実施したマンケンドール (MK) 検定の結果を示す。図 4.8 は各月の標準化統計量 Z を示し、 $Z>0$ は増加傾向、 $Z<0$ は減少傾向を意味する。図 4.9 は各月の p 値を示し、破線は有意水準 5% ($\alpha=0.05$) である。

これらより、3 月では増加傾向 ($p=0.0208$)、6 月では減少傾向 ($p=0.0414$) が検出された一方、その他の月は有意水準 5%では統計的に有意な単調傾向は確認されなかった。

図 4.10 および図 4.11 には、有意となった月 (3 月・6 月) について、当該月の月平均流入量の年次系列を示す。各図には年次系列の散布と傾向を併記し、MK 検定による傾向判定と p 値 (3 月: 増加、 $p=0.0208$ 、6 月: 減少、 $p=0.0414$) をあわせて示した。

なお、傾向の大きさ (年あたりの変化量) の目安として、MK 検定と併用される Sen の傾き (Theil-Sen 推定) を算出し、図中の傾向線および数値として示した。Sen の傾きは、

年系列データの各年ペア ($i < j$) について傾き $(x_j - x_i)/(j - i)$ を計算し、その中央値を傾き推定値とする方法である。

加えて、傾向の大きさを補助的に示す目的で、外れ値の影響を受けにくい傾き推定として Sen の傾き (Theil-Sen 推定) を算出し、年あたりの変化量として併記した。3 月系列では Sen の傾きが $+0.666 \text{ m}^3/\text{s}/\text{年}$ 、6 月系列では $-0.454 \text{ m}^3/\text{s}/\text{年}$ であった。これらは傾向の規模感を示す参考値であり、統計的なトレンド判定自体は MK の結果に基づく。

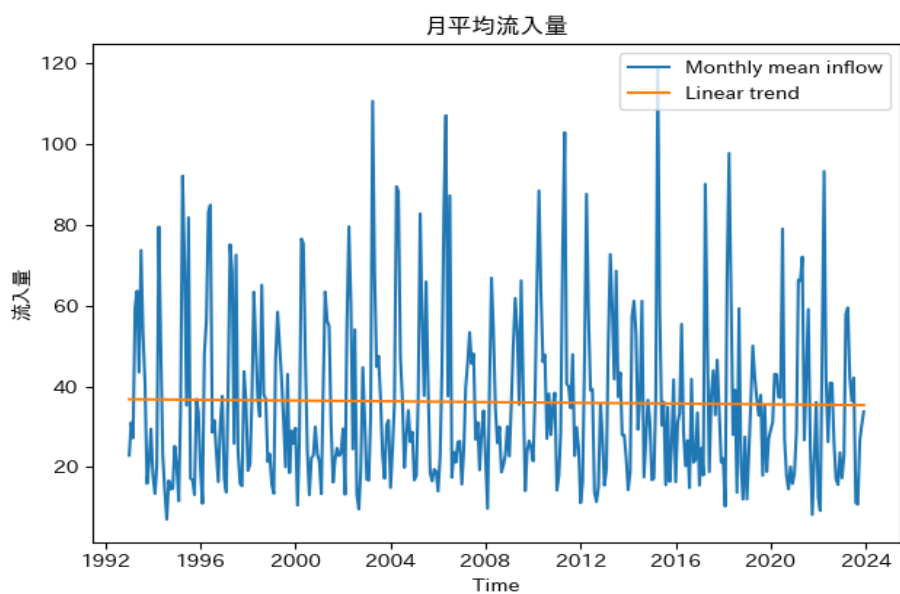


図 4.7 手取川ダム流入量の月平均時系列 (1993–2023) と線形トレンド
MK 検定では有意な単調トレンドは認められなかった ($p=0.865$)。

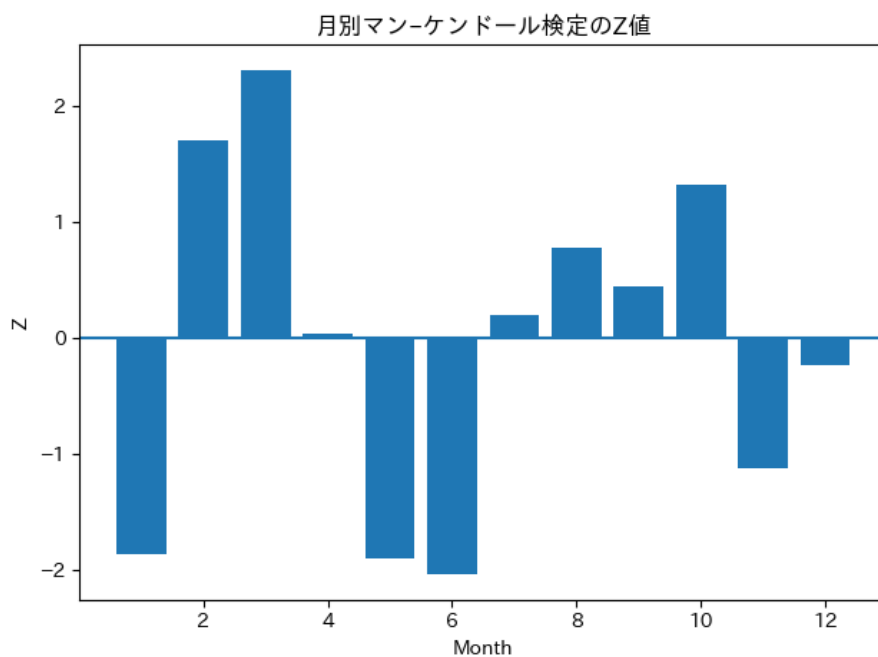


図 4.8 各月の年次系列（各月 n=31）に対する MK 検定の Z 値

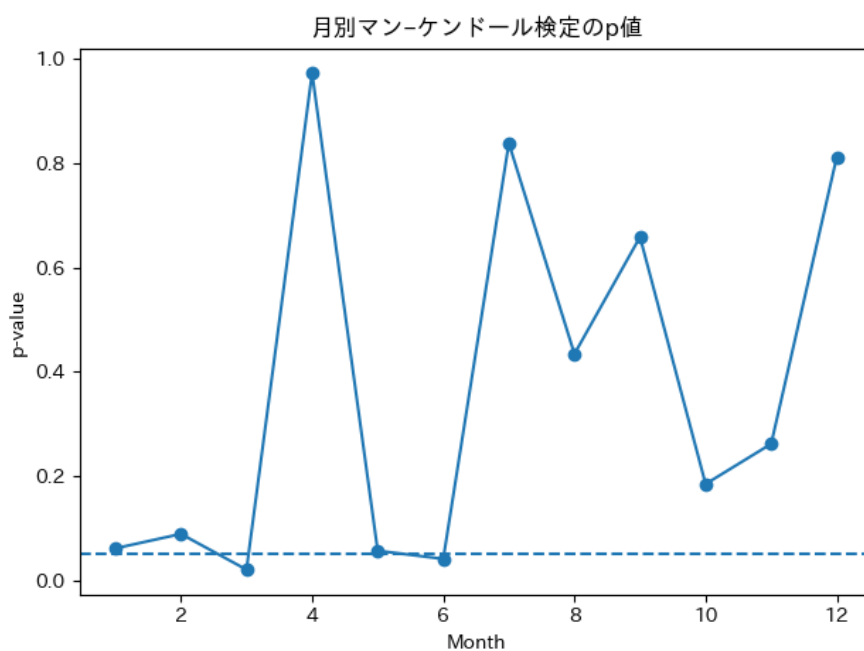


図 4.9 各月の年次系列（各月 n=31）に対する MK 検定の p 値
（破線は有意水準 5%）

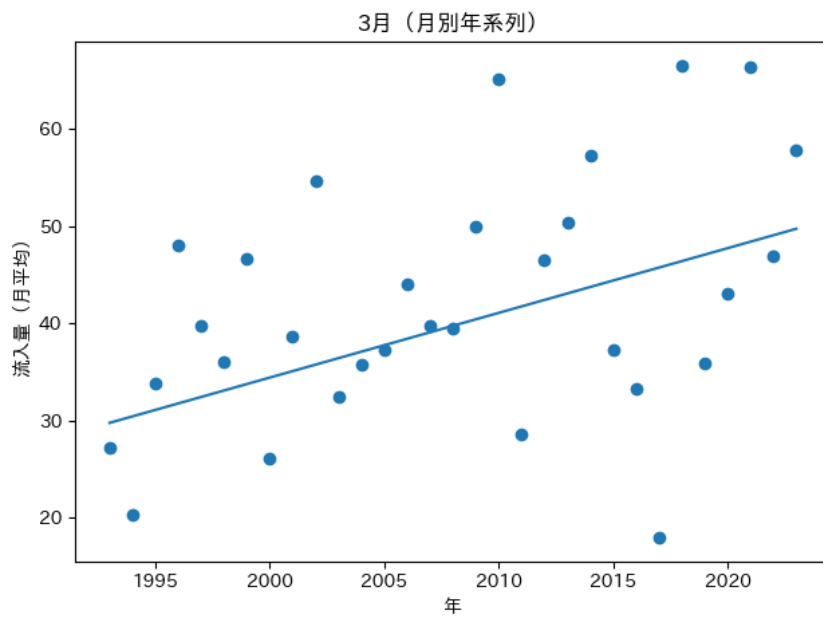


図 4.10 3月の月平均流入量（年次系列）と傾向

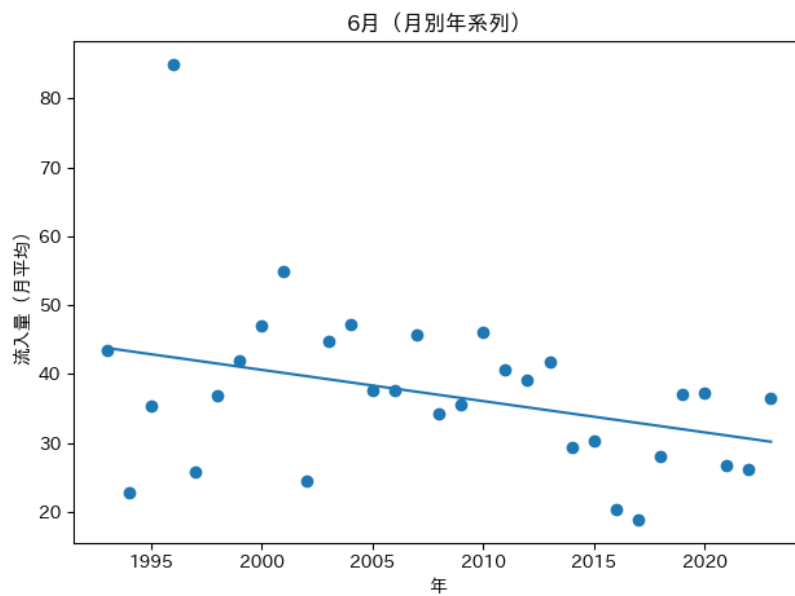


図 4.11 6月の月平均流入量（年次系列）と傾向

4.2.4 自己相関の確認

先ほどまでのマンケンドール (MK) 検定は、帰無仮説のもとでデータが独立 (無相関) であることを前提として設計された手法である。そのため、水文・気象時系列にしばしば見られる正の自己相関が存在する場合、独立を仮定したまま検定を行うと、統計量 S の分散が過小評価され、結果として $|Z|$ が過大になり、トレンドがないにもかかわらず「有意」と判定されやすくなることが指摘されている (Blain 2014)。

そこでここでは、月別に作成した年次系列 (例: 各年の 2 月平均流入量を年方向に並べた系列) について、自己相関の影響を簡便に点検するため、lag-1 (1 期遅れ、1 ラグ) 自己相関係数 r_1 を算出した。ここで lag-1 は「前年と当年」の相関を意味する (例: 2 月系列であれば 1993 年 2 月と 1994 年 2 月の対応)。

算出方法を明確にするため、当該月の年次系列を x_1, x_2, \dots, x_n (本研究では $n = 31$) とし、その平均を \bar{x} とおく。このとき lag-1 自己相関係数 r_1 は、前年と当年の偏差の積の和 (自己共分散に相当) を、系列の偏差平方和 (分散に相当) で割ることで、次式で定義する:

$$r_1 = \frac{\sum_{t=2}^n (x_t - \bar{x})(x_{t-1} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}.$$

分子は「前年 ($t-1$) と当年 (t)」の共分散を表し、分母は系列の分散である。したがって $r_1 > 0$ であれば「前年に大きい (小さい) 年は当年も大きい (小さい) 傾向」、 $r_1 < 0$ であれば「前年と当年が反転しやすい傾向」を意味する。

また、自己相関の大きさにもとづく実務的な適用ルールの例として、Hadiyan ほか (2022) は「1 遅れ (one delay) の相関係数が 0.1 を超える場合にのみ、その系列相関の影響を Z に反映する」と述べている。ここでもこの考え方に倣い、 $r_1 > 0.1$ の月を「自己相関の影響が無視できない可能性がある月」とみなし、次節 (4.2.5) で述べる自己相関考慮型の修正版 MK を併用することとした。

4.2.5 修正版 MK 検定の採用

自己相関への対処法は、(i) 検定統計量の分布 (分散) を自己相関下に合わせて検定側を修正する方法、(ii) データ列を前処理して自己相関の影響を除去する方法に大別され、手法により過大な有意判定の回避と真の傾向の検出の兼ね合いが異なり得ることが論じられている (Blain 2014)。ここでは、理解と再現性の観点から (i) を採用し、代表的手法として Hamed-Rao 修正版 MK 検定を用いた。

Hamed・Rao (1998) は、自己相関が存在する場合、正の自己相関は S の分散を増加させ (負の自己相関は減少させ)、独立を仮定した $\text{var}(S)$ は正の自己相関下で分散を過小評価す

ることを示している。その結果、正の自己相関をもつ系列に MK を適用すると、「実際にはトレンドがないのに有意トレンドが示されたように見える」可能性がある。

この問題に対し、Hamed-Rao 修正版では統計量 S の計算自体は MK と同様に行いつつ、自己相関の存在下での分散を補正した $V^*(S)$ を用いて標準化統計量 Z を評価する。具体的に、自己相関を考慮した分散は

$$V^*(S) = \text{var}(S) \times \frac{n}{n_s^*}$$

と表され、 $\frac{n}{n_s^*}$ が自己相関による補正係数を与える。ここで n は観測数、 n_s^* は自己相関により独立な情報量が減少することを踏まえた「実効的な観測数 (effective number of observations)」に相当する量である。したがって正の自己相関が強いほど一般に $n_s^* < n$ となり、 $\frac{n}{n_s^*} > 1$ を通じて $V^*(S)$ は増加し、自己相関を無視した場合に生じうる分散の過小評価を補う方向に働く。

このようにして得た $V^*(S)$ を用いれば、自己相関による分散の過小評価を避けた上で、先ほどの MK と同様に

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{V^*(S)}} & (S > 0) \\ 0 & (S = 0) \\ \frac{S+1}{\sqrt{V^*(S)}} & (S < 0) \end{cases}$$

により検定統計量を計算し、標準正規分布にもとづいて p 値を算出する (以後の判定基準は 4.2.1 と同じ)。以上により、自己相関が疑われる月については、Hamed-Rao 修正版を用いて単調トレンドの有無をより点検できる。

4.2.6 ここでの適用ルールと実装

以上を踏まえ、本研究では次の手順で月別の傾向判定を行った。

(1) 日次 (またはより高頻度) のダム流入量データから月次平均系列を作成し、各月の年次系列を構成する。具体的には、各月の平均流入量を算出して「月ごとに 1 点」の系列 (月次系列) を得た後、月 m ($m = 1, \dots, 12$) を固定して当該月のみを抽出し、年方向に並べた系列 $x^{(m)} = \{x_1^{(m)}, \dots, x_n^{(m)}\}$ (本研究では $n = 31$) を作成した。

(2) 各月系列 $x^{(m)}$ について、lag-1 自己相関係数 $r_1^{(m)}$ を算出した。lag-1 は「1 遅れ (one delay)」の系列相関を表し、Hadiyan ほか (2022) では「1 遅れの系列相関係数が 0.1 を超

える場合にのみ、系列相関の影響を Z に反映する」と述べられている。

(3) 各月系列に対して、先ほどまでの MK (自己相関を考慮しない) と、Hamed-Rao 修正版 MK (自己相関を考慮する) の両方を計算した。Hamed・Rao(1998) は、正の自己相関がある場合に MK の分散が過小評価され、トレンドを誤って有意と判定し得る点を示しているため、自己相関の存在が疑われる月では修正版の併用が重要である。

(4) 本研究の採用ルールとして、Hadiyan ほか(2022) の運用にならい、 $r_1^{(m)} > 0.1$ の月では Hamed-Rao 修正版 MK の結果を採用し、 $r_1^{(m)} \leq 0.1$ の月では MK の結果を採用した。これにより、自己相関が小さいと判断される月では簡潔な MK を維持しつつ、自己相関が無視できない可能性がある月では、分散補正を通じてさらに傾向判定を行う。

(5) 実装は Python を用い、自己相関係数 r_1 は年次系列に対して lag=1 の自己相関として算出し、MK 検定は pymannkendall ライブラリの MK (original_test) および Hamed-Rao 修正版 (hamed_rao_modification_test) を用いて計算した。各月について r_1 、採用した検定法、採用した Z および p 値を表として整理し、採用した Z の月別比較 (棒グラフ) と、採用した p 値の月別推移 (折れ線、基準線 $p = 0.05$) を図として出力した。これらの図を 4.2.7 に示す。

4.2.7 補正適用の結果

4.2.6 で述べた採用ルールに従い、各月の年次系列について、lag-1 自己相関係数 r_1 を点検した上で、 $r_1 > 0.1$ の月は Hamed-Rao 修正版 MK、 $r_1 \leq 0.1$ の月は 4.2.1 の MK の結果を採用し、月別の検定結果を整理した。これは、正の自己相関が存在する系列に古典的 MK を適用すると、分散が過小評価され有意判定が過大になり得るためである。また、lag-1 の系列相関係数が 0.1 を超える場合にのみ系列相関の影響を反映する運用は先行研究の設定に倣った。

自己相関点検の結果、 $r_1 > 0.1$ となったのは 2 月のみであったため、本研究では 2 月に限り Hamed-Rao 修正版 MK を適用し、それ以外の月は original MK の結果を採用した。2 月については、自己相関を考慮することにより判定が変化し得るため、MK と Hamed-Rao 修正版 MK の結果を表 6 に併記して比較する。

なお参考として、日次流入量を年平均化した系列 (年) に対しても同様に点検したが、いずれも有意水準 5% では単調傾向は検出されなかった (年: $p=0.377$, $Z=-0.884$)。この年スケールの結果と対比すると、月別では特定の月 (2・3・6 月) において傾向が示唆される一方、年平均化により季節内の増減が相殺され、全体としては有意な単調傾向として現れにくい可能性がある。

図 4.12 に、採用した検定法にもとづく月別の p 値を示す。破線は有意水準 5% である。適用ルールの結果、2 月では修正版 MK を採用したため $p = 0.0057$ と有意となり、3 月 ($p =$

0.0208) および 6 月 ($p = 0.0414$) と併せて、これら 3 か月で単調トレンドが示唆された。一方、その他の月では $p > 0.05$ となり、統計的に有意な単調トレンドは確認されなかった。

図 4.13 に、同じく採用結果にもとづく月別の標準化統計量 Z を示す。棒の符号は傾向の方向 (正: 増加、負: 減少) を表す。3 月は正の Z を示し増加傾向、6 月は負の Z を示し減少傾向であった。2 月については、lag-1 自己相関係数が閾値を超えたため Hamed-Rao 修正版を適用しており (図中の強調点)、この補正の有無が判定に影響し得る月として位置づけられる。

次に、2 月系列について年次推移を図 4.14 に示す。図中の実線は年次推移における変化の方向性を視覚的に示すために、Sen の傾き (Theil-Sen 推定) にもとづく傾向線を重ねたものである。参考として、Sen の傾きにより推定される年あたりの変化量は $+0.354 \text{ m}^3/\text{s}/\text{年}$ であった。2 月に関しては、MK では有意水準 5% で「傾向なし」と判定された一方、Hamed-Rao 修正版 MK では「増加」と判定された。両者の比較を表 9 に示す。

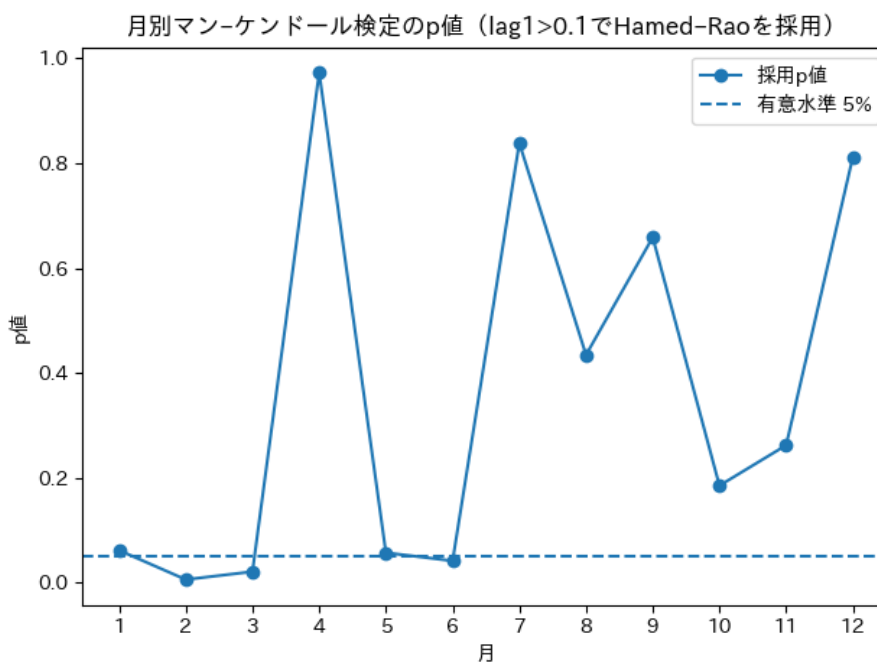


図 4.12 月別 MK 検定の採用 p 値 (各月 $n=31$)
破線は有意水準 5%。lag-1 自己相関 $r_1 > 0.1$ の月のみ Hamed-Rao 修正版を採用。

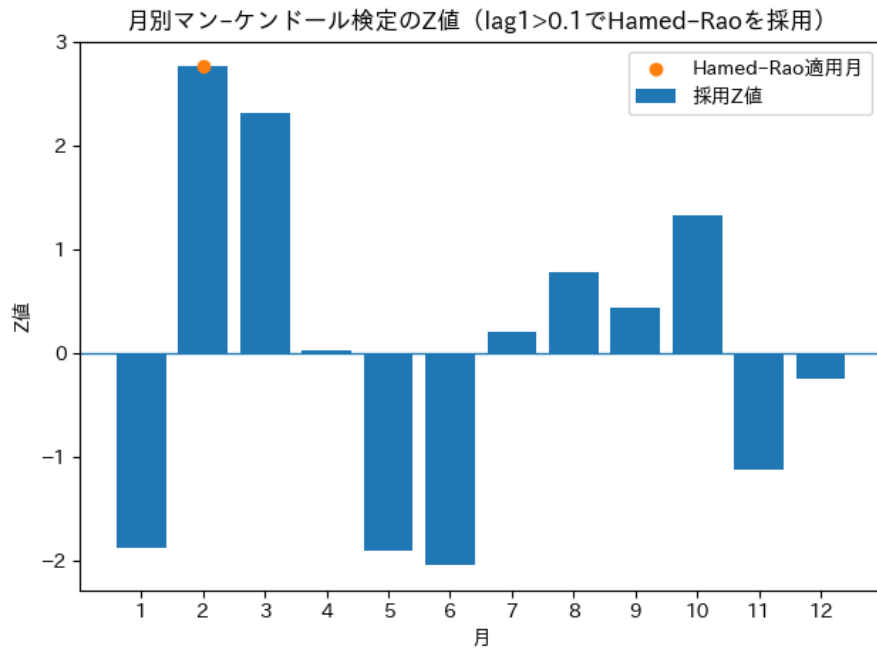


図 4.13 月別 MK 検定の採用 Z 値 (各月 n=31)
 $Z > 0$ は増加、 $Z < 0$ は減少。オレンジ点は Hamed-Rao 適用月。

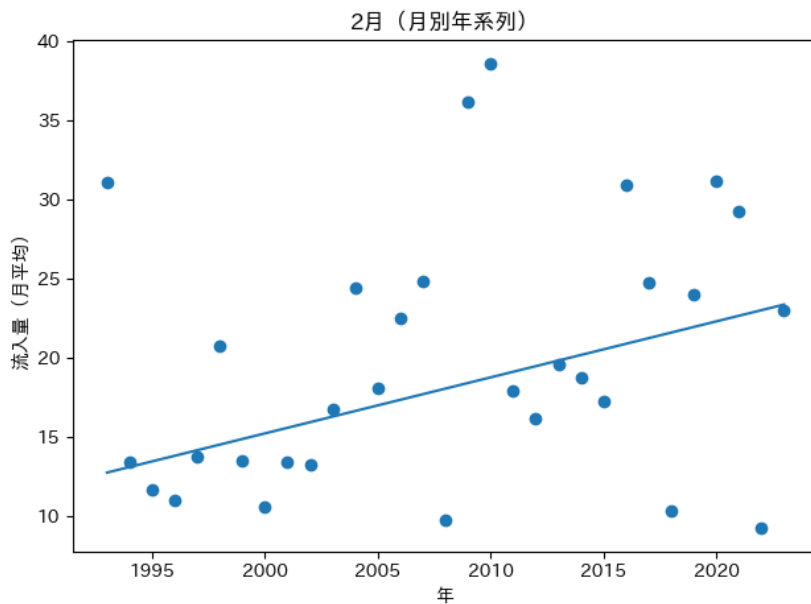


図 4.14 2月の月平均流入量の年次推移

表 9 2月判定結果の比較

月	n	r ₁	検定法	トレンド判定	Z 値	p 値
2	31	0.152	MK	なし	1.7	0.0892
2	31	0.152	修正版 MK	増加	2.764	0.005706

4.2.8 降水量系列に対する検定

前節までに、手取川ダム流入量の月別系列に対して（必要に応じて修正版を採用しつつ）マンケンドール（MK）検定を適用し、月によって単調トレンドが示唆される可能性を確認した。ここでは、その解釈を補助するため、気象側（降水量）についても同様に単調トレンドの有無を点検する。水文気象データの長期傾向検出に MK 検定を適用する枠組みは先行研究でも用いられている（例：Zhang ほか 2025）。本節では、流入量側で傾向が示唆された月（2月・3月・6月）に加え、降水量側で傾向が示唆された1月も参考として取り上げ、白山白峰観測点の降水量系列に対して検定を行う。

4.2.8.1 データと方法

白山白峰観測点の日次降水量データから月合計降水量を算出し、各月について年系列（各月31年分）を作成した。これらの年系列に対して MK 検定を適用し、単調な増加・減少傾向の有無を点検した。

また、流入量系列と同様に、各月系列の lag-1 自己相関係数 r_1 を算出し、自己相関が無視できない可能性がある場合には修正版 MK（Hamed-Rao）を採用し、それ以外は MK の結果を採用した。図 4.15～図 4.18 に、対象月（1・2・3・6月）の月合計降水量の年次推移（散布図）を示す。図 4.15 は 1 月、図 4.16 は 2 月、図 4.17 は 3 月、図 4.18 は 6 月に対応する。

4.2.8.2 結果

2月の月合計降水量は $p=0.169$ 、 $Z=-1.38$ であり、有意水準 5%において有意な単調トレンドは確認されなかった（図 4.16）。同様に、3月は $p=0.865$ 、 $Z=-0.17$ （図 4.17）、6月は $p=0.852$ 、 $Z=-0.19$ （図 4.18）であり、いずれも有意な単調トレンドは確認されなかった。以上より、少なくとも月合計降水量（2月・3月・6月）の範囲では、白山白峰の降水

量系列に統計的に明確な単調増減は認められないことが示唆された。

一方、1月 は lag-1 自己相関係数が比較的大きく ($r_1 = 0.302$)、修正版 MK を採用した結果、減少傾向 ($p=0.043$ 、 $Z=-2.02$) が示唆された (図 4.15)。

なお、図 4.15～図 4.18 に示す実線は、年次推移における変化の方向性を視覚的に把握するため、Sen の傾き (Theil-Sen 推定) にもとづく傾向線を重ねたものである。統計的な有意性の判定は MK (必要に応じて修正版 MK) の結果に基づく。参考として、Sen の傾きにより推定される年あたりの変化量は、図 4.15 (1月) で -4.42 mm/年、図 4.16 (2月) で -2.23 mm/年、図 4.17 (3月) で -0.308 mm/年、図 4.18 (6月) で -0.786 mm/年であった。

図中の線は変化の方向性を可視化する目的で付加したものであり、統計的な有意性の判定はマンケンドール検定の結果に基づく

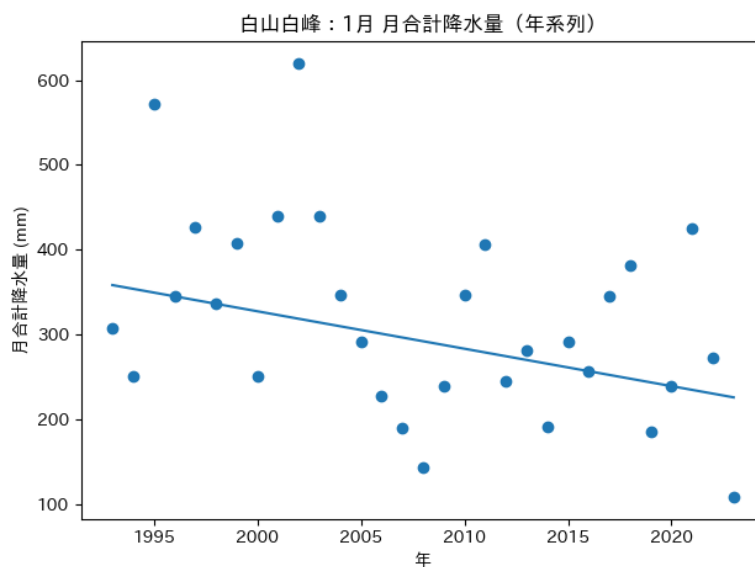


図 4.15 白山白峰：1月 月合計降水量

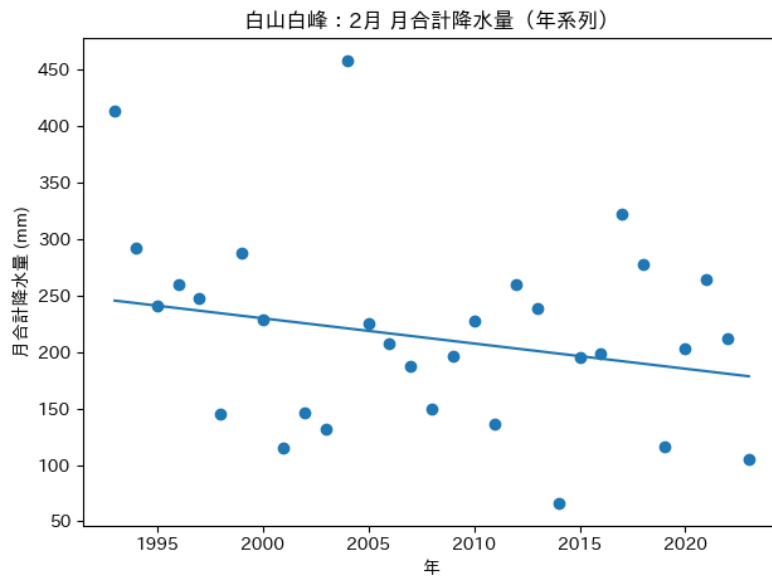


図 4.16 白山白峰：2月 月合計降水量

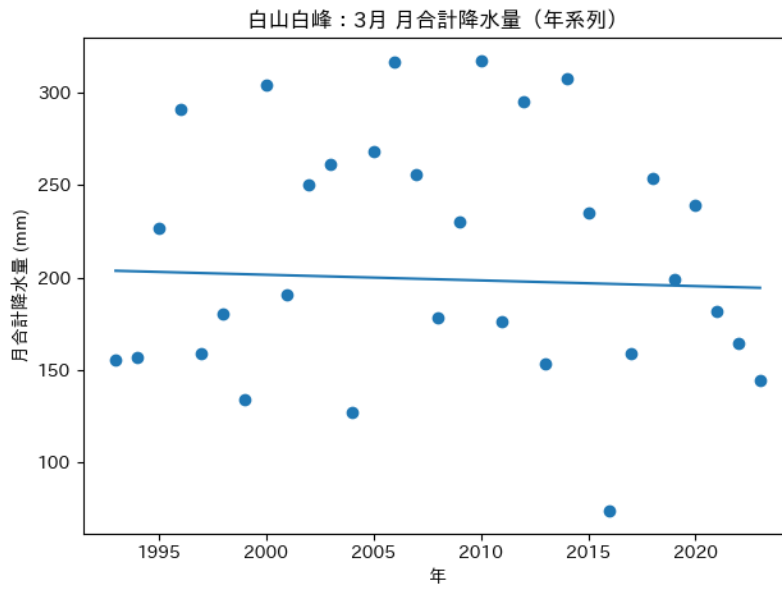


図 4.17 白山白峰：3月 月合計降水量

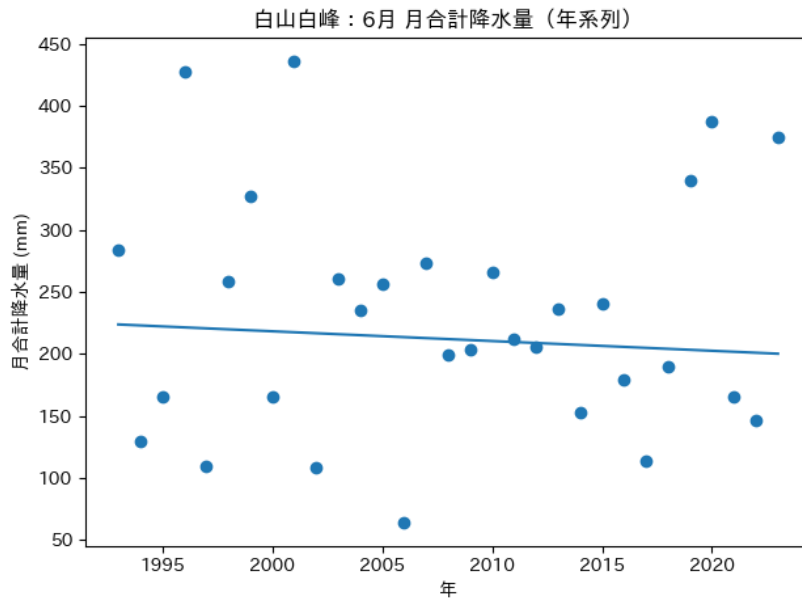


図 4.18 白山白峰：6月 月合計降水量

4.2.9 小括

本節では、手取川ダム流入量（1993–2023）の長期傾向を評価するため、月別年次系列を対象にマンケンドール（MK）検定を適用した。水文時系列では自己相関の影響により MK の有意判定が過大となり得るため、lag-1 自己相関係数を点検し、自己相関が相対的に大きい月については Hamed-Rao 修正版 MK 検定（分散補正）を採用する手順をとった。

その結果、採用した検定結果にもとづけば、2月および3月で増加傾向、6月で減少傾向が統計的に有意となった（有意水準 5%）。特に 2 月については、自己相関点検の結果を踏まえて修正版 MK を適用したところ、MK では有意とならなかった一方で、修正版では有意な増加傾向が示された。したがって本研究の範囲では、自己相関を考慮するか否かが傾向判定に影響し得る月が存在することが確認された。

なお、ダム流入量データに対しても、月別・季節別・年別など複数スケールで MK 検定（および修正版 MK）を適用し、Sen の傾き推定や変化点検出（Pettitt 検定等）と併用して長期変化を評価する研究が報告されている（例：Arockia ほか 2024）。また、自己相関を考慮した MK 検定には Hamed-Rao 修正版以外にも、有効標本サイズにもとづく分散補正（Yue・Wang 2004）など複数の考え方があり、データ特性や目的に応じて使い分けられている。さらに、積雪寒冷域では、流出の時期指標に対して MK 検定と回帰分析を用い、流出時期の前進（早期化）を検出する研究も報告されている（山中ら, 2012）。

以上の結果は、手取川流域において春季（2-3月）および梅雨期（6月）の流入量が長期的に変化している可能性を示唆する。ただし、本節の結果は単調トレンドの統計的検出に基づくものであり、原因（融雪時期の変化や降水パターンの変化等）を直接特定するものではない。次節では、季節成分と長期成分を分離して変化構造を可視化する目的で、STL分解を用いた解析を行う。

4.3 STL 分析

4.3.1 目的と位置づけ

本研究では、手取川ダムの日次流入量系列に対して、季節変動（融雪・梅雨等の周期性）と長期的傾向、およびそれらで説明できない不規則な変動を分離し、各成分の長期変化を把握することを目的として STL 分解を適用した。STL は時系列分解法であり、長期傾向や、時間とともに形が変化し得る季節性を抽出できる点が特徴である（Cleveland ほか 1990）。水文・環境分野でも、STL を用いて時系列を trend/seasonal/remainder の 3 成分として解釈し、変動構造を把握する研究が報告されている（Lafare ら、2016）。また近年は、流量系列が非線形かつ非定常であることを前提に、STL で成分分離した後に成分別の解析・モデル化を行う枠組みも提案されている（Kang ほか 2025）。

4.3.2 STL 分解の方法

STL 分解では、観測系列 Y_t をトレンド成分 T_t 、季節成分 S_t 、残差成分 R_t に分け、

$$Y_t = T_t + S_t + R_t$$

として扱う。ここで T_t は数年規模の基調的な増減、 S_t は毎年繰り返される年周期の変動（融雪期・梅雨期等に対応する変動）、 R_t はそれらで説明できない短期の変動（洪水イベントや不規則な揺らぎ等）を含む成分である。

STL の推定では、まず系列の大まかな流れ（長期的な動き）を、近い日付のデータほど重視する平滑化によって取り出して T_t を求める。次に $Y_t - T_t$ の中から、年周期で繰り返されるパターンを表す S_t を推定する。日次データの場合、これは「年内の同じ時期付近」のデータを複数年から集めてならず操作に対応する。例えば 3 月中旬の S_t を求めるときには、各年の 3 月中旬付近（年内の位置が近い日どうし）の値を参照し、年内の位置ごとの典型的

な上下パターンとして S_t を構成する。

さらに $R_t = Y_t - T_t - S_t$ を計算し、得られた R_t を確認しながら、 T_t と S_t が安定するまでこの手順を繰り返す。これにより、年ごとに多少形が変化する場合でも、年周期成分と長期傾向を分けて捉えやすくなる。

また、洪水などの極端な値が一時的に出現しても、推定された T_t や S_t が過度に引きずられないよう、極端値の影響を小さくする工夫を併用できる。本研究ではこの設定を有効化し、極端値の影響を抑えたうえで分解を行った。

具体的には、手取川ダムの日次流入量系列に対し、年周期を表現するため周期を 365 日として設定し、欠測を含まない系列を入力として分解を実施した。分解結果（上段：原系列、以下：Trend / Season / Resid）を図 4.19 に示す。

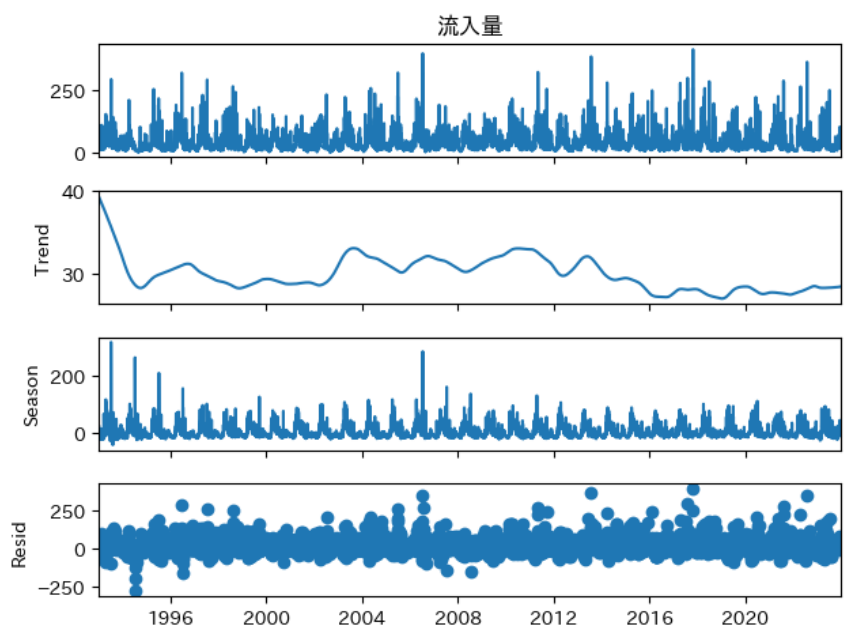


図 4.19 手取川ダム流入量の STL 分解結果 (1993–2023)

4.3.3 STL 成分にもとづく指標化

STL 分解により得られた季節成分・トレンド成分・残差成分は、図として可視化するだけでも変動構造の把握に有用である。一方で、年ごとの比較や長期変化を議論するためには、分解結果を少数の指標に要約して整理することが望ましい。先行研究では、分解後の各成分について分散を計算し、元系列の分散に対する比 (variance ratio) として、トレンド・季節

性・残差のどれが変動を支配しているかを比較している (Lafare ほか 2016)。また、残差成分はトレンドと季節性を除去した後に残る成分であり、短期的な事象や局所的要因、観測上のばらつき等が含まれ得ると解釈される (Lafare ほか 2016)。

以上を踏まえ、本研究では手取川ダム流入量の STL 結果を年別に比較するため、(i) 季節振幅、(ii) 融雪期ピーク日 (DOY)、(iii) 残差分散の 3 指標を算出した。対象データは 1993 年 1 月 1 日～2023 年 12 月 31 日の日次流入量系列であり、欠測を含まない。STL 分解は年周期の季節性を表現するため周期を 365 日として設定し、極端値の影響を抑える目的で頑健化設定 (robust) を有効化して実施した。

(i) 季節振幅 (Seasonal amplitude)

各年 y における季節成分 S_t の年内変動の大きさを直感的に表すため、季節振幅 A_y を次式で定義した。

$$A_y = \max_{t \in y} (S_t) - \min_{t \in y} (S_t)$$

(ii) 融雪期ピーク日 (Melt-season peak DOY)

融雪期に相当する 2～4 月に着目し、当該期間において季節成分 S_t が最大となる日付を抽出した。年別ピーク日 D_y は、その日付を年初からの通日 (day-of-year; DOY) に変換した値として定義した。

$$t_y^* = \arg \max_{t \in y, \text{month}(t) \in \{2,3,4\}} (S_t), D_y = \text{DOY}(t_y^*)$$

これは融雪起源の季節ピークが「早まる／遅れる」といった変化の検出を意図したものである。

(iii) 残差分散 (Residual variance)

トレンド成分と季節成分で説明できない不規則変動の強さを表す量として、残差成分 R_t の年別分散 V_y を次式で定義した。

$$V_y = \text{Var}_{t \in y} (R_t)$$

ここで $R_t = Y_t - T_t - S_t$ である。なお、先行研究に倣い、必要に応じて元系列の年別分散 $\text{Var}_{t \in y} (Y_t)$ に対する比 (variance ratio) を併記することで、各成分の相対的な支配性を比較できる。

以上の指標を年別に算出し、季節振幅の年変化 (図 4.20)、融雪期ピーク日の年変化 (図 4.21)、残差分散の年変化 (図 4.22) として整理した。

図 4.20 に、季節成分の年ごとの振幅 (季節成分の最大値－最小値) を示す。1993～1995 年にかけて季節振幅が大きく、その後 1997 年頃にかけて低下する様子が観察される。1998 年以降は概ね 100 前後の範囲で推移する年が多い一方、2006 年には相対的に大きな季節振

幅が現れており、年周期の季節変動の強さが年によって増減し得ることが示唆される。なお本指標（季節振幅）は、季節成分の1年の中での上下の大きさを「最大-最小」の1つの数にまとめたものである。そのため、季節変動がいつ・どのような形で現れたか（例えば短い期間だけ大きく増えたのか、長い期間じわじわ増えたのか）といった違いは、この指標だけでは区別できない点に留意が必要である。

図 4.21 に、融雪期（2～4 月）における季節成分のピーク日（DOY）の年変化を示す。ピーク日は概ね一定の範囲（おおよそ DOY 90～120 付近）に収まっており、融雪期ピークの時期は大きくは変動しない可能性が示唆される。一方で、年によってピーク日が前後しており、融雪期に対応する季節ピークのタイミングが年により多少変化し得ることが観察される。

図 4.22 に、残差成分（STL remainder）の年分散を示す。残差分散は年ごとの変動が比較的大きく、特定の年で増大する局面が見られる。残差成分はトレンドと季節性で説明できない変動を含むため、残差分散の増大は、短期的なイベント性の変動や年ごとの季節パターンからの逸脱が相対的に大きかった可能性を示す。一方で、残差分散が小さい年では、トレンド・季節性で説明される変動の比重が相対的に高い可能性がある。これらの指標は、分解結果を年別に要約したものである。

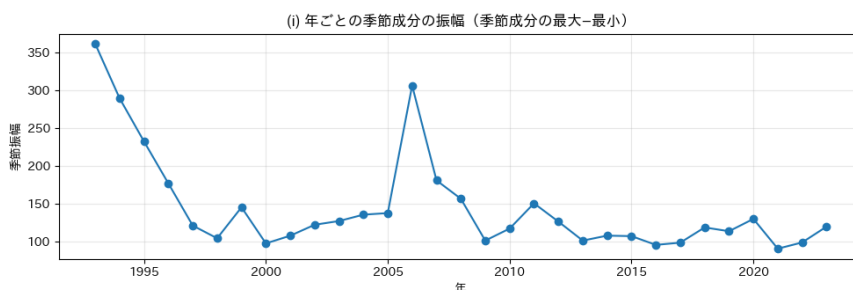


図 4.20 年ごとの季節成分の振幅（季節成分の最大-最小）

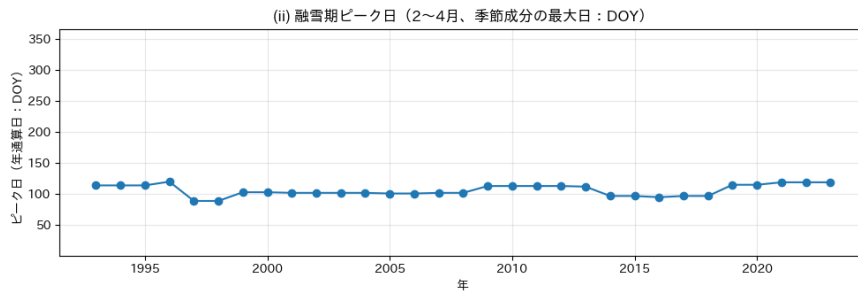


図 4.21 融雪期ピーク日 (2~4月、季節成分の最大日 : DOY)

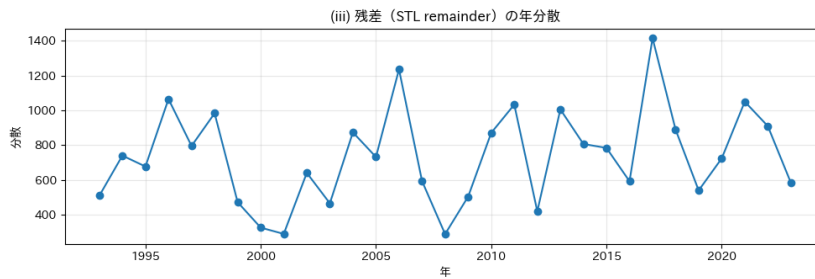


図 4.22 残差 (STL remainder) の年分散

4.3.4 STL 分析の小括

本節では、手取川ダムの日次流入量系列に STL 分解を適用し、年周期の繰り返し変動(季節成分)、数年規模の基調的な増減(トレンド成分)、およびそれらでは説明しにくい短期的な変動(残差成分)に分離した(図 4.19)。さらに、年ごとの比較を行いやすくするため、STL の季節成分・残差成分から (i) 季節振幅(季節成分の最大-最小)、(ii) 融雪期ピーク日(2~4月における季節成分最大日の DOY)、(iii) 残差分散(残差成分の年分散)の3指標を作成し、1993-2023年の長期変化を整理した(図 4.20~図 4.22)。これらの指標は、分解結果を年別に要約したものであり、季節振幅は年周期変動の大きさの目安、融雪期ピーク日(DOY)は融雪期に対応する季節的ピーク時期の変化の点検、残差分散はトレンド・季節性で説明しにくい不規則変動の相対的な大きさの点検に位置づけられる。ただし、いずれ

の指標も単一の原因を直接示すものではなく、降雨・融雪・運用・観測条件など複数要因の影響を受け得るため、以降の考察では断定を避けつつ、他の分析結果(例:月別の傾向把握)と合わせて解釈する。

4.3.5 STL 分解のダム・流入量解析への展開

ここでは、流入量系列に対して STL を適用し、流入量の変動を季節成分 (Seasonality)、トレンド成分 (Trend)、残差成分 (Remainder/Residual) に分離して解釈した STL を解釈のための分析に留めず、予測や運用支援モデルの前処理として組み込む研究が多い。大流域の流量予測において、STL で流量を trend・seasonal・residual に分解し、各成分を別モデルで学習するハイブリッド構成を提案した例があり (Kang ほか 2025)、非線形・非定常な流量系列に対し、成分別に扱うことで予測精度と安定性の向上を狙う枠組みが示されている。さらに、貯水池流入量と降水量を STL により random・seasonal・trend へ分解し、分解後系列を深層学習で予測し再合成するアプローチも提案されている (Tebong ほか 2023)。ほかにも、黄河の海域流入量を対象に、流入量が非定常で trend・seasonality を含むことを踏まえて STL で成分分離し、機械学習モデルの入力特徴を拡張して予測性能を改善した例が報告されている (Wang ほか 2025)。また、ダム操作に直接関係する放流量についても、STL を組み込んだ分解・予測・再構成の枠組みが提案されており、STL が課題を緩和し、複雑系列を相対的に定常な部分系列へ変換することで学習問題を単純化できると説明されている (Zhou ほか 2025)。以上より、STL 分解は長期変動の把握・構造理解 (trend/seasonality/remainder の分離) に加え、将来的には流入量の予測モデルへの展開などといった方向に拡張可能である。

第5章 考察

5.1 本章の位置づけ

第4章では、手取川ダムに関する日次データ（貯水位・流入量・放流量）および白山白峰の降水量、鶴来地点流量を用い、分布・季節性などの基礎把握、単調トレンドの検出（マンケンドール検定）、STL分解による成分分離を段階的に実施した。本章では、これらの結果を総合し、(i) 月によって偏って現れると長期変化の含意、(ii) 多目的ダム運用（治水・利水・発電・河川環境）の観点からの論点、(iii) 流域の農林水産業との関係として言及し得る範囲を整理する。本研究の限界と今後の課題は第6章で整理する。なお、本研究は観測・運用データにもとづく探索的整理を主目的としており、特定の因果関係を断定するものではない。

5.2 主要結果の再整理（第4章の要点）

第4章の結果は、大きく次の二点に要約できる。第一に、月平均流入量の年次系列を対象にトレンドを点検すると、年間を通じた一様な増減が明確に現れるというよりも、月ごとに偏った変化がみられる可能性が示された。具体的には、3月ではSenの傾きが正、6月では負となり、傾向の方向性が対照的である可能性が示された。規模感を直感的に示すため線形近似として換算すると、3月は31年間で約 $+20.6 \text{ m}^3/\text{s}$ （平均比で約49%）に相当し、6月は約 $-14.1 \text{ m}^3/\text{s}$ （平均比で約38%）に相当する。ただしこれらは傾向の規模を示す補助的な目安であり、変化が一定速度で進むことを意味しない。年平均だけでは捉えにくい年内の時期配分（どの月に流入が多いか）に関する変化が論点になり得ることが示唆された（図4.10、図4.11、図4.14）。

第二に、STL分解により流入量を季節成分（年周期成分）・トレンド成分・残差成分に分離し、年周期成分から得られる指標を年別に整理すると、融雪期に対応し得るピークの時期はDOY 90~120付近（平年換算で概ね3月末~4月末）に分布し、年によって前後する様子が観察された。前後幅は概ね1か月程度とみられるが、DOYから暦日への換算は平年・うるう年で1日程度の差が生じ得るため、ここでは概略として扱う（図4.20~図4.22）。これらの結果は、長期的な運用議論に先立ち、どの月・どの時期に、どのような形で変化が現れ得るかを整理するための材料になると考えられる。

月別年次系列では、2~3月の増加や6月の減少といった傾向が示唆された一方で、傾向線から大きく外れて見える年も観察された（図4.10、図4.11、図4.14）。そこで各月（2・3・6月）について、年次系列に対する傾向線からのズレを年別に算出し、ズレが大きい年を上位5年程度抽出した。例えば2月では2010年（ $+20.07 \text{ m}^3/\text{s}$ ）、1993年（ $+18.53 \text{ m}^3/\text{s}$ ）、2009年（ $+18.03 \text{ m}^3/\text{s}$ ）等が正側の大きい年として挙げられ、負側では2022年（ -13.59

m³/s)、2018年(-11.12 m³/s)等が挙げられる。同様に3月では2017年(-30.49 m³/s)、2010年(+21.33 m³/s)、2018年(+17.41 m³/s)等が、6月では1996年(+42.86 m³/s)、1994年(-20.20 m³/s)、1997年(-15.83 m³/s)等が上位に位置づけられた。これらの外れは誤差として一律に除外すべきものではなく、特定の年における流入の出方(短期間の増水イベントの寄与、あるいは月を通じた低め/高めの推移)を反映している可能性がある。

本研究では、上記の上位抽出結果のうち、「高い側」「低い側」からそれぞれ代表年を1年ずつ選び、日次流入量と白山白峰の日次降水量を重ねて確認した(図5.1~図5.6)。代表年は、2月=2010年(高)/2022年(低)、3月=2010年(高)/2017年(低)、6月=1996年(高)/1994年(低)である。外れの性質を補助的に把握するため、月平均流入量に対して「流入量大きい上位3日」の平均がどの程度の大きさか(比の形)を併記した。

まず2月は、2010年(高)は月平均流入量が38.6 m³/sであるのに対し、上位3日平均が142.7 m³/s(約3.7倍)であり、月内のごく数日で非常に大きな流入が生じ、それが月平均を押し上げた可能性が考えられる(図5.1)。また最大流入日(2/26)と最大降水日が同日で、最大流入日前後±2日の降水量合計も79.0 mmであることから、降水イベントと同時期に急増流入が生じた可能性も考えられる。一方、2022年(低)は月平均流入量9.20 m³/sに対し、上位3日平均は11.15 m³/s(約1.2倍)であり、突出したピークに支配されるというより、月を通じて低めに推移した可能性がある(図5.2)。降水量合計は212 mmと一定規模であるが、最大降水日(2/16)と最大流入日(2/5)は一致しておらず、降水量(合計値)の大小のみでは当該月の低流入を一意に説明しにくい可能性がある。2月は降雪の貯留と融雪の発現により降水が直ちに流入に反映されない場合もあり得るため、降水形態(雨/雪)や融雪条件(気温・積雪量・融雪時期)などの年々差が関与した可能性を含めて整理するのが適切だと考えられる。

次に3月は、2010年(高)は月平均流入量65.1 m³/s、上位3日平均161.9 m³/s(約2.5倍)であり、日次系列では複数の増水が確認される(図5.3)。最大流入日(3/16)と最大降水日(3/21)は一致しないが、最大流入日前後±2日の降水量合計は70.0 mmであることから、数日スケールでは降水イベントが近接している可能性がある。3月は融雪の進行と降雨が重なり得る時期であるため、単一日の降水との同日対応が弱い場合でも、降水・融雪条件の組合せによって流入が増加した可能性が考えられる。一方、2017年(低)は月平均流入量18.0 m³/s、上位3日平均25.34 m³/s(約1.4倍)であり、突出したピークよりも月全体として低めに推移した可能性がある(図5.4)。降水ピーク日前後±2日の降水量合計は27.0 mmと大きくはなく、降水の短期的増加のみでは説明しにくい可能性があることから、融雪の進み方や積雪の量など季節水収支条件の年々差が影響した可能性も含めて整理する必要がある。

最後に6月は、1996年(高)は月平均流入量85.0 m³/s、上位3日平均208.5 m³/s(約2.5倍)であり、月後半に急激な増水が確認される(図5.5)。最大流入日(6/25)と最大降水日が同日で、最大日降水量は196 mm/day、最大流入日前後±2日の降水量合計も250 mm

に達することから、強い降雨イベント（梅雨前線等）と整合的であり、数日イベントの寄与で月平均が押し上げられた可能性が考えられる。一方、1994年（低）は月平均流入量 $22.8 \text{ m}^3/\text{s}$ 、上位3日平均 $40.65 \text{ m}^3/\text{s}$ （約1.8倍）で、増水は見られるものの1996年ほど突出したピークはない（図5.6）。最大流入日（6/27）と最大降水日（6/13）が一致していないことから、単一の強雨イベントの寄与が支配的とは言いにくく、降雨の時系列配置や先行湿潤条件等の複合的要因の可能性を含めて整理するのが適切だと考えられる。

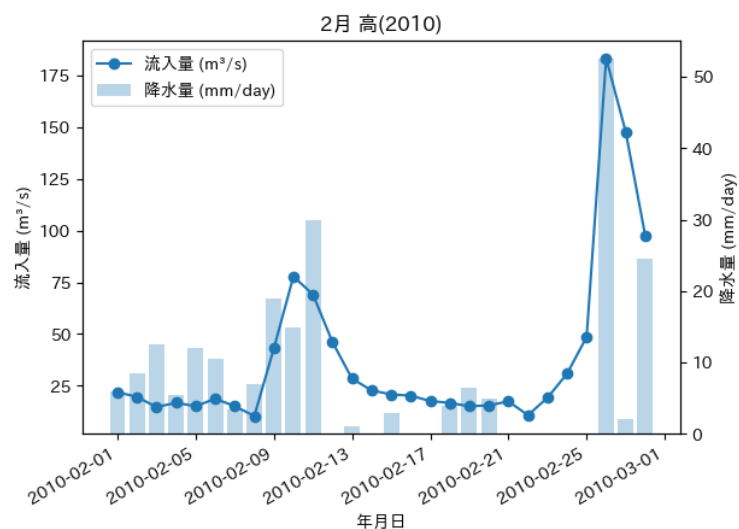


図 5.1 2010年2月の日次流入量（左軸）と白山白峰の日次降水量（右軸）

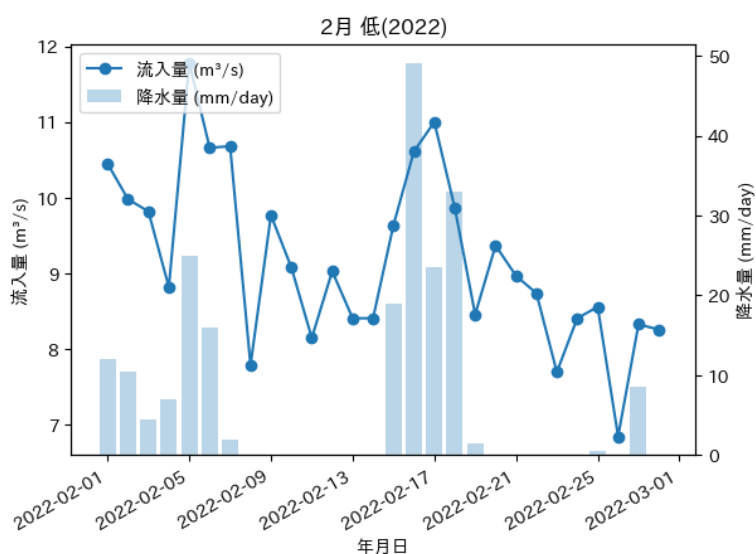


図 5.2 2022年2月の日次流入量（左軸）と白山白峰の日次降水量（右軸）

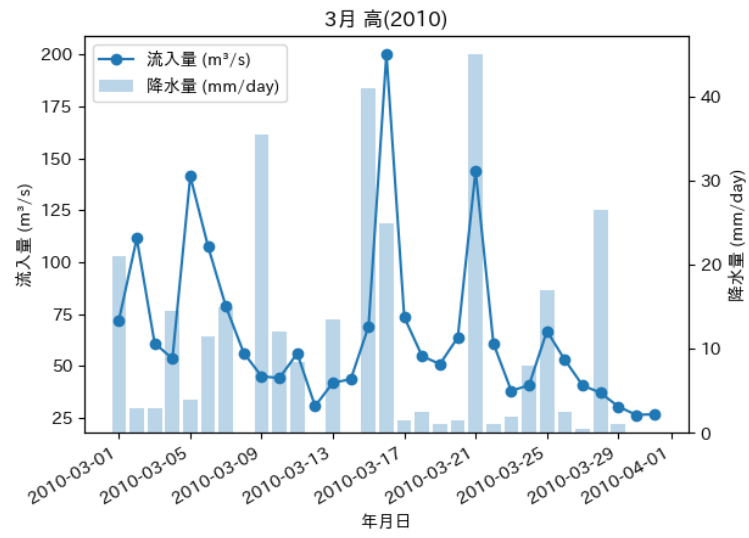


図 5.3 2010 年 3 月の日次流入量（左軸）と白山白峰の日次降水量（右軸）

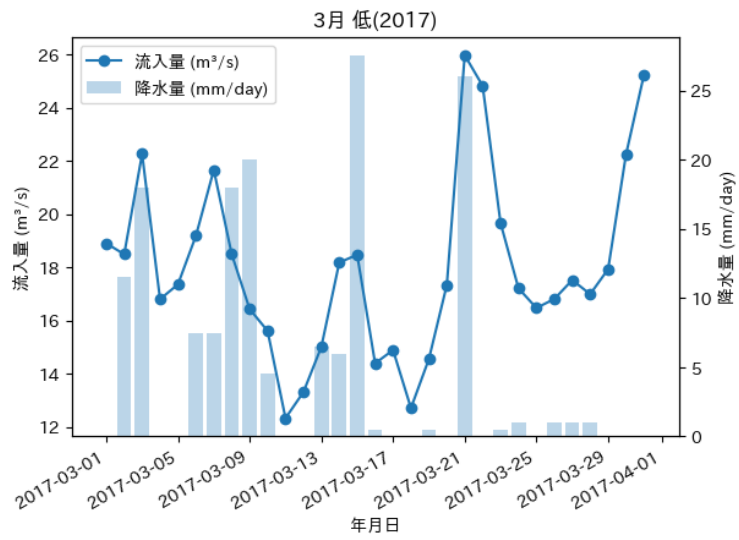


図 5.4 2017 年 3 月の日次流入量（左軸）と白山白峰の日次降水量（右軸）

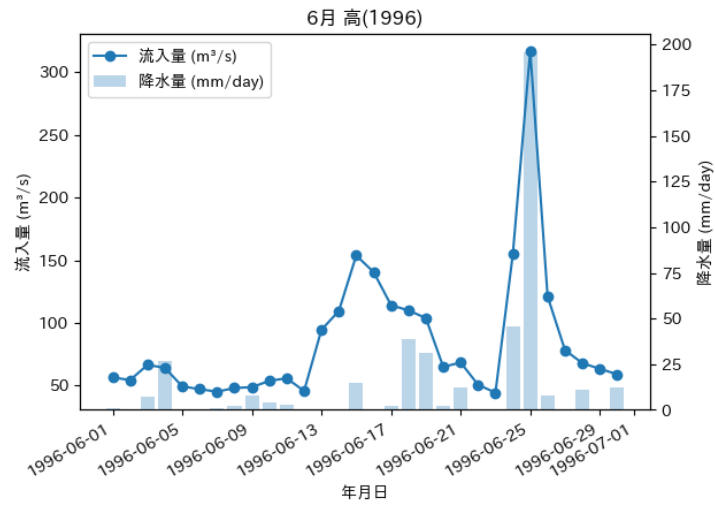


図 5.5 1996 年 6 月の日次流入量（左軸）と白山白峰の日次降水量（右軸）

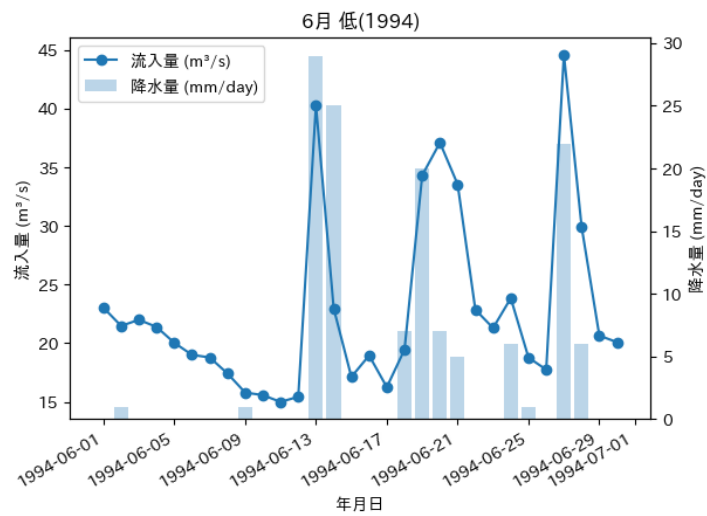


図 5.6 1994 年 6 月の日次流入量（左軸）と白山白峰の日次降水量（右軸）

5.3 季節によって違って見える長期変化の意味

月別 MK 検定で、2～3 月に増加傾向、6 月に減少傾向が示唆されたことは、年間を通じた一様な増減というよりも、年内の特定の時期（融雪期～初夏）に関連する変化が論点になり得ることを示している。すなわち、「年平均として増えた／減った」という整理だけでは捉えにくい、いつ水が出やすいか（年内の時期配分）の変化に着目する必要がある可能性が

ある。

特に、「平均比で約5割の増加」と「平均比で約4割の減少」という対照的な結果は、融雪期～初夏にかけての年内配分が変化し得ることを示しており、結果として「春先に流入が相対的に集中し、初夏の流入が相対的に小さくなる」見方とも整合し得る。ただし本研究のみで融雪過程や運用上の貯留難易度の変化を断定することはできず、ここでは可能性の整理に留める。2～3月の増加傾向は、例えば融雪開始の時期の変化、冬季の雨雪の比率の変化、融雪量の出方の年々の違いなど、複数の要因と整合し得る。一方で6月の減少傾向は、融雪水の寄与が前倒しになり、初夏に残る水量が相対的に小さくなる、といった見方と整合し得る。ただし、これらは原因を特定するものではなく、現時点では年内の時期配分が変わり得るという可能性として整理するのが適切だと考える。

白山白峰の月合計降水量に対する検定では、1月で減少方向の傾向が示唆された一方、2・3・6月では有意な単調傾向は確認されなかった。これに対して流入量では2・3月の増加や6月の減少が示唆されており、流入量の月別傾向は当該月の降水量（合計値）の単調変化のみでは一意に説明しにくい可能性がある。特に積雪寒冷域では、降水が雪として貯留され融雪期に流入として現れるため、降水量の傾向と流入量の傾向が同じ月で一致しないことは起こり得る。また、流入応答は降水の雨雪形態や頻度・強度、空間分布（観測点の代表性）にも左右されるため、月合計のみの点検では両者の対応関係が明瞭に現れない可能性がある。なお、1月は自己相関が比較的大きかったため修正版MKを採用して評価した結果であり、本節の降水量の所見は探索的な点検として位置づける。

また、STL分解の年周期成分（季節成分）から得られる指標は、年内の繰り返しパターンの中で、ピークの時期や変動の大きさ、ならびに不規則な変動の大きさを年別に俯瞰するための手段である。月別MKの結果と合わせて参照することで、特定の月で示唆された傾向を、年周期の観点から補助的に位置づけやすくなり、解釈を過度に一般化することを避けやすい。したがって本研究の範囲では、融雪期～初夏に関して、(i)長期的な変化が年内の特定月・特定時期に偏って現れる可能性があること、(ii)その可能性は運用上の論点（いつ貯め、いつ空けるか）に接続し得ること、を整理した点に意義があると考えられる。

さらに、本研究で示唆された季節配分の変化（早春の流入増加と初夏の減少）は、第3章で整理した気候変動のメカニズムと整合的である。文部科学省・気象庁（2025）が指摘する冬季の気温上昇や積雪の減少、無降水日の増加といった近年の気候の極端化を踏まえると、本研究における2・3月の流入増加は、本来であれば春先まで流域内に雪として貯留されるべき降水が、冬季の気温上昇によって早期に融雪・流出している現象として解釈できる。また、6月の流入減少は、融雪の早期終了に加えて、初夏の無降水日の増加が重なった結果であると考えられる。

このような気候変動に伴う季節配分のシフトは、国内の他の積雪寒冷流域における多目的ダムでも懸念されている。例えば、利根川水系の矢木沢ダムを対象としたKimほか（2009）の先行研究では、将来気候下における流入量シミュレーションの結果、融雪出水の早期化に

より春先の流入が増加する一方で、5月および6月の流入量が著しく減少する可能性が示されている。本研究で手取川ダムの実測データから検出された「早春の増加と初夏の減少」という傾向は、矢木沢ダムにおける将来予測シナリオと同様の傾向を示すものである。

5.4 治水計画・運用との接続

手取川流域では、近年の水害の頻発化・激甚化を踏まえ、治水の強化が進められている。河川整備基本方針の変更では、基準地点鶴来における基本高水のピーク流量が見直されており（国土交通省 水管理・国土保全局 2024）、計画の前提となる外力の扱いが更新されている。また流域治水の枠組みでは、河道整備だけに依存せず、流域全体で流出抑制や被害軽減を図る取組を組み合わせる方向性が示されている（国土交通省 水管理・国土保全局 2024）。以上より、対策の立て方としても「外力の想定」と「対策の組合せ」を柔軟に捉える必要性が意識されている。

本研究の分析では、対象期間中の最大日平均流入量は約 $410 \text{ m}^3/\text{s}$ である。手取川ダムの洪水調節開始流量は $350 \text{ m}^3/\text{s}$ （瞬時値）とされており、対象期間内にはこれを上回り防災操作（洪水調節）を必要とする規模の出水が発生していることがデータからも確認できる。なお、洪水調節開始流量（ $350 \text{ m}^3/\text{s}$ ）は瞬時値であるのに対し、本研究で示した最大値（約 $410 \text{ m}^3/\text{s}$ ）は日平均値であり、両者は厳密に同一比較できない。したがってここでは「防災操作対象規模の出水が含まれる可能性」を示す参考情報として位置づける。一方で、日平均値ベースでは計画高水流量（ $2400 \text{ m}^3/\text{s}$ ）に対して約 17%の規模であり、少なくとも本研究で扱った指標（日平均）からは、計画規模に迫るような出水が頻発している状況は確認しにくい。しかし、平常時（中央値 約 $25 \text{ m}^3/\text{s}$ ）と比較すれば約 16 倍もの流量差があり、出水時の急激な変化特性は依然として運用上の重要課題である。

このような文脈において、本研究が示した年内の時期配分が変わり得る可能性（例：融雪期～初夏にかけて流入の現れ方が変化し得ること）は、洪水期のピーク外力（降雨・流出）を直接見積もるものではないものの、運用・計画の前提が固定的ではないことを、観測データの側から補助的に示す材料になり得ると考える。たとえば年総量が同程度であっても、流入が現れる時期が変わる場合、洪水期・利水期の境界条件（いつ貯め、いつ空けるか）に影響し、運用上の判断が求められる局面が変化する可能性がある。特に積雪域を含む流域では、融雪期から梅雨期にかけて流入の立ち上がり方が年により異なることがあり、長期的にその分布が変化する場合には、洪水調節容量の確保と平常時の貯留確保のバランスが変わり得る点に注意が必要である。

加えて、流域治水が示すように、水田や森林等を含む流域側の取組は、洪水時の流出抑制や被害軽減に寄与し得る一方で、その効果は降雨の時空間分布、土地利用条件、整備状況などに依存し得る。したがって治水計画・運用を議論する際には、ピーク流量のみを単独で捉

えるのではなく、年内の水文条件（融雪期～梅雨期における流入の現れ方等）と流域側対策の組合せを含めた全体像の中で、どの論点が将来的に重要になり得るかを段階的に点検することが望ましい。以上より、本研究で行った年周期（STL）および月別の整理は、将来の不確実性を前提とした治水議論において、論点を明確にするための基礎的情報として位置づけられる。

5.5 利水・発電・河川環境への意味

手取川は、上水・工業用水に加えて農業用水等の水利用が存在し、平常時の安定した水供給は流域活動の基盤となる。河川整備基本方針では、流水の正常な機能を維持するための必要流量の考え方が整理されており、かんがい期（3/20～9/10）と非かんがい期で目安となる流量が示されている（国土交通省 水管理・国土保全局 2024）。本研究で得られた結果をこの枠組みに接続して考えると、年平均の増減だけではなく、年内のどの月・どの時期に流入が現れやすいかという観点から、利水・環境・発電を含む多目的の議論に関係し得る。

- 農業との関係

かんがい期（3/20～9/10）の用水需要は時期的な偏りが大きいため、流入の現れ方が年内で変化する場合、年総量が同程度であっても「必要な時期に水があるか」という観点が重要になり得る。本研究の結果、融雪ピーク日が3月末（DOY 90 付近）まで早まる年が確認されており、需要期と供給ピークの不マッチ（「必要な時期に水が流れてしまっている」状況）が生じている可能性を論点として指摘できる。さらに、月別 MK 検定で6月に約4割もの減少傾向が示唆されたことは、初夏の水利用局面において、貯留・放流の配分を点検する必要性を考える材料の一つとして位置づけられる。ただし本研究は、需要側データ（取水量、用水計画等）を扱っていないため、影響の程度を定量的に評価するのではなく、年内の時期配分の変化が利水上の論点になり得る段階の整理に留めるのが適切である。

- 林業・森林管理との関係

流域治水の文脈では、森林整備・保全等を含めて流域全体で流出抑制や被害軽減を図る方向性が示されている（国土交通省 水管理・国土保全局 2024）。降雨・融雪の現れ方が変化し得ることを前提に、流域側でどの程度の緩和余地を見込むのかは、将来的な検討課題として位置づけられる。本研究単独で施策効果を論じることはできないが、少なくとも「年内の特定の時期に変化が現れ得る」という整理は、流域側施策を含めた検討の必要性を説明する際の補助的な材料になり得る。

- 水産業・河川環境との関係

河川環境や水産資源は流況（とくに低水期の流量等）に影響を受け得る。河川整備基本方針では、流水の正常な機能を維持するための流量の考え方が整理されているこ

とから（国土交通省 水管理・国土保全局 2024）、平常時の流況が将来的に変化する可能性がある場合には、環境面の観点も含めて「どの時期・どの水準が論点になりやすいか」を点検する必要があると考えられる。もっとも、本研究では生態、水温、水質等を扱っていないため、ここでも断定は避け、今後の拡張可能性として位置づける。

- 発電との関係

水力発電は流量と落差に依存するため、流入が現れる時期が年内で変化する場合、発電可能量や発電計画の年内変動にも影響し得る。一方で実務上は、治水・利水・環境配慮の制約の下で発電運用が行われるため、発電のみを独立に最適化できるわけではない。本研究の結果は、発電量の長期変化を直接示すものではないが、融雪期～初夏にかけて水文条件が変化し得るという点で、目的間調整の前提（いつ水が入りやすいか）を点検する際の材料になり得る。

以上より、農林水産業を含む流域活動との関係について本研究が述べられる範囲は、(i)長期的な変化が年内の特定月・特定時期に偏って現れる可能性が示唆されたこと、(ii)年内の時期配分の変化は治水・利水・発電・環境のいずれの目的にも配分の難しさを通じて関係し得ること、(iii)ただし需要側・生態側のデータを扱っていないため影響評価は今後の課題であること、の三点に整理できるだろう。

5.6 小括

本章では、第4章で得られた結果を総合し、年平均だけでは捉えにくい変化として、流入量の長期的な変化が特定の月・特定の時期（融雪期～初夏）に偏って現れる可能性があることを整理した。また、STL分解の年周期成分を指標化することで、年内の変動パターンを俯瞰する材料を得た。これらは、多目的ダム運用において「年内の時期配分（いつ水が入りやすいか）」という論点を、観測データに基づいて位置づけるための補助的情報になり得る。さらに、農林水産業を含む流域活動との関係についても、年内の時期配分の変化が利水や流域治水の議論に接続し得る可能性を述べたが、影響の断定や定量評価は本研究の範囲を超えるため、これらの限界と、それに対応する今後の課題（追加データ・検証方法）は第6章で整理する。

第6章 限界と今後の課題

6.1 本章の位置

本章では、第4章・第5章で得られた知見について、(i) データと集計条件、(ii) 原因解釈の枠組み、(iii) 手法適用上の前提、の観点から限界を具体化し、その解決方法（改善方針）をあわせて整理する。なお、本研究の結果は観測・運用データにもとづく探索的整理であり、因果関係の特定や運用方策の最適化を直接導くものではない。

6.2 データ整備と品質点検の高度化

本研究で用いた主要系列は解析期間を通じて概ね連続している一方、複数系列を突合して集計する過程では、わずかな欠測や記録条件の違いが推定結果に影響し得る。とくに本研究では、不確実な補完による影響を避けるため欠測値は原則として補完せず、利用可能な日付のみで算出した。この方針は安全側である反面、年・月によって利用データが偏り、月別傾向や指標の年次変動を過大/過小に見せる可能性が残る。

対応策として、(i) 欠測の発生頻度・発生時期を系統的に可視化し、月別集計への影響（有効サンプル数の偏り）を点検する、(ii) 観測・集計方法の変更や運用ルール改定が時系列に与える影響を、入手可能な範囲で整理して解釈を補強する、(iii) 可能であれば時間解像度の高いデータ（例：時間値）も用いて、日平均では捉えにくいピーク挙動との整合を確認する、などが挙げられる。

また、降水量は観測点の代表性や雨雪形態の影響を受け得るため、単一観測点の月合計のみで流入の変化を説明し切れない可能性がある。対応策として、複数観測点の導入や空間平均化、雨雪判別に資する気温情報の導入などにより、入力側の不確実性を段階的に縮減することが望ましい。

6.3 説明変数導入と運用・流域活動への接続

第5章では、月別MK検定およびSTL指標の整理を通じて、流入の変化が年内の特定の月・時期（例：2～3月、6月）に偏って現れ得る可能性を整理した。しかし本研究は、観測・運用データにもとづく探索的整理を主目的とするため、当該変化の原因を直接同定する設計にはなっていない。したがって現段階の解釈は、融雪開始時期の変化、雨雪比の変化、降雨の強度・頻度の変化等を「可能性として列挙する」域を出ない（因果関係の断定や最適運用方策の提示は目的外である）。

この限界に対する改善方針として、今後は説明変数を導入し、仮説を検証可能な形に分解して段階的に点検する必要がある。具体的には、降水量に加えて、気温・積雪量（可能なら

積雪水量)・雨雪判別に関わる指標(例:0°C前後の出現頻度、降雪/降雨割合の近似指標)や、融雪過程を表現する融雪指標を説明変数として整備し、(i)2~3月の増加や6月の減少がどの要因と整合しやすいか、(ii)STL指標(季節成分振幅、融雪期ピーク時期、残差分散など)の年々変動がどの気象条件に反応しているか、を「仮説→検証」の形で検討する。これにより、長期変化(トレンド)と年々の揺らぎ(極端降雨・多雪年など)を区別して解釈しやすくなる可能性がある。

さらに、多目的運用の議論へ接続するためには、年平均の増減だけでなく「年内のどの時期に流入が現れやすいか」という観点を、運用上の論点(洪水期の事前放流、利水期の貯留維持、発電運用の季節性など)と対応づけて整理することが重要である。その際、需要側(取水実績・用水計画・作付等)および環境側(水温・水質・生態等)の情報を入手可能な範囲で導入し、「必要な時期に水があるか」という観点から、年内時期の変化が持ち得る意味をより具体化する。

6.4 手法面の課題と改善方針

本研究では、長期変化の点検として月別のMK検定を用い、解釈補助として傾向の大きさ(Senの傾き等)を併記した。また、年内の繰り返しパターンと長期成分を分けて俯瞰するためにSTL分解を適用し、季節成分振幅、融雪期ピーク時期、残差分散などの指標化を試みた。これらは、観測・運用データにもとづく探索的整理として有効だが、手法上の前提と限界を踏まえないと、結果の解釈が過大になり得る。

(1) MK検定の限界

第一に、MK検定は単調トレンドの有無を統計的に検出する枠組みであり、原因(融雪時期の変化、降水パターン変化等)を直接特定するものではない。第二に、水文・気象時系列に多い自己相関が残る場合、有意判定が歪む可能性がある。第三に、月別に12回の検定を行うため、多重比較の観点から偶然の有意判定が混入し得る(「有意」の解釈が過大になるリスク)。

(1)への対応策

(i)自己相関の影響が疑われる月については、補正法を複数(例:Hamed-Rao, Yue & Wang等)で感度点検し、結論が補正の選択に依存していないか(頑健性)を確認する。

(ii)多重比較の影響を抑えるために、FDR等の補正を併用し、「どの月が強く示唆されるか」を過大評価しない形で整理する。

(iii)傾向の大きさは外れ値の影響を受けにくい推定量であるSenの傾きで示しつつ、それが「一定速度で進む」ことを仮定した単純な要約である点を明示し、将来の量的見通しとして断定せず、規模感の参考値として位置づける。

(iv)単調性に依存しない補助線として、変化点検出(例:Pettitt検定等)やスケール別点検(季節別・年別)を併用し、トレンドなのか段差変化なのかを切り分ける。

(2) STL 分解の限界

STL 分解では、季節周期などの設定に加えて、トレンドや季節成分を推定する際にどれくらい近い時点のデータを参照して「ならず」か（参照区間）といった設定により、抽出されるトレンド・季節・残差が変わり得る。そのため、算出した指標（例：季節成分の振幅、融雪期ピーク時期、残差分散）が、設定の選び方に過度に依存していないか（＝設定を少し変えても同じ結論になるか）を点検する必要がある。

対応策として、参照区間や外れ値の影響を抑える設定（外れ値に左右されにくくする設定）の有無など、主要な設定を一定範囲で変えた場合にも結論が大きく変わらないかを確認する感度点検を行い、解釈の安定性を担保することが望ましい。

(2) への対応策

(i) 主要パラメータ（平滑化の範囲・外れ値の影響を抑える処理の有無等）を一定範囲で変化させ、指標の結論が保たれるかを確認する感度点検を行う。

(ii) 欠測の影響が大きい期間・季節がある場合は、その期間を除いた再計算や、欠測処理方針の比較（例：補完の有無・方法）を行い、結論の安定性を点検する。

(iii) STL を解釈補助に留めず、成分別（季節・トレンド・残差）に別々のモデル化を行って再合成する枠組みに展開すれば、非線形・非定常な系列を扱いやすい形に分解し、将来の予測や運用支援（ルール評価等）へ接続する余地がある。

以上より、MK 検定は「長期変化が示唆される月・時期の抽出」のための整理、STL 分解は「年内の繰り返しと長期成分を分けて変化構造を俯瞰する」ための整理として位置づけられる。今後は、説明変数の導入（気温・積雪・降水等）と組み合わせつつ、補正・多重比較・パラメータ感度の点検を通じて、結果の解釈可能性と頑健性を高めることが課題である。

6.5 今後の展望

本研究は、手取川ダムの観測・運用データを用いて、長期変化が年内の特定の月・時期に偏って現れ得る可能性を探索的に整理した。今後は、本研究で得られた「注目すべき時期（例：2～3月、6月）」という整理を出発点として、(i) 変化の要因を検証可能な形に分解する段階、(ii) 多目的運用上の論点として具体化する段階、の二段階で発展させる方針が考えられる。まずは手取川ダムを対象に説明変数を整備して要因検証を進め、その結果を踏まえて運用上の論点の具体化へ接続する、という順序が考えられる。

第一に、要因の検証に向けては、降水量に加えて気温・積雪量（可能なら積雪水量）・雨雪判別に資する指標、融雪過程を表現する融雪指標を整備し、2～3月の増加および6月の減少がどの気象条件と整合しやすいかを、仮説を置いたうえで段階的に点検する。これにより、長期的な変化（トレンド）と年々の揺らぎ（多雪年・極端降雨年など）を区別して解釈

しやすくなる可能性がある。

第二に、運用への接続に向けては、年平均の増減ではなく「年内のどの時期に水が現れやすいか」という観点を、運用上の判断局面（洪水期の容量確保、利水期の貯留維持、発電運用の季節性、環境配慮流量の確保等）と対応づけて整理する。その際、需要側（取水実績・用水計画等）や環境側（水温・水質・生態等）の情報を入手可能な範囲で導入し、「必要な時期に水があるか」という観点から、季節配分の変化が持ち得る意味をより具体化することが望ましい。

さらに、他流域・他ダムとの比較は、手取川ダムに固有の特徴と一般性のある特徴を切り分けるうえで有効であると考えられる。（例：融雪出水の早期化と春～初夏の流入配分変化が、類似条件のダムでも共通して論点となり得るか、など）ただし比較の深掘りはデータ可用性に依存するため、まずは手取川ダムで上記の検証と運用論点の具体化を進めたうえで、類似条件（積雪寒冷域・多目的運用）を持つダムへ段階的に拡張するのが現実的であると考えられる。

第7章 参考文献

- 国土交通省 北陸地方整備局, 2023 (令和 5 年 2 月), 『令和 4 年度 北陸地方ダム等管理フォローアップ委員会 手取川ダム 定期報告書の概要』.
- 国土交通省 水管理・国土保全局, 2024 (令和 6 年 7 月), 『手取川水系河川整備基本方針 (変更)』.
- 国土交通省 水管理・国土保全局, 2024 (令和 6 年 7 月), 『手取川水系河川整備基本方針の変更について<説明資料>』.
- 文部科学省・気象庁, 2025 (2025 年 3 月), 『日本の気候変動 2025—大気と陸・海洋に関する観測・予測評価報告書—』.
- 環境省 2050 年再生可能エネルギー等分散型エネルギー普及可能性検証検討会, 2015, 『再生可能エネルギー導入加速化の必要性』
- 資源エネルギー庁, 2023, 「2050 年カーボンニュートラル達成に向けた水力発電活用拡大の方向性 ver1.0」 資源エネルギー庁 電力基盤整備課。
- 経済産業省, 2025, 「エネルギー基本計画 (令和 7 年 2 月)」 経済産業省
- 国土交通省 水管理・国土保全局, 2017, 「ダム再生ビジョン」 国土交通省。
- 気候変動を踏まえた治水計画に係る技術検討会, 2019, 「気候変動を踏まえた治水計画のあり方 (提言)」 国土交通省 (令和 3 年 4 月改訂)
- 国土交通省 北陸地方整備局, 2023, 「令和 4 年度 北陸地方ダム等管理フォローアップ委員会 手取川ダム 定期報告書の概要」 国土交通省 北陸地方整備局。
- 早瀬吉雄・能登史和, 一年, 「手取川流域における水質動態の解明と水環境について」 石川県立大学。
- 能登文敏・丸山利輔・早瀬吉雄・滝本博志・中村公人, 2011, 「手取川流域における積雪水資源量の長期間分析と地球温暖化による影響予測」 『農業農村工学会論文集』 274: 249–255。
- 藤澤洋輔・土田佳菜恵・白川直樹, 2010, 「利根川ダム群における水文統計法に基づいた環境流量の設定とその評価」
- 野原大督・佐藤嘉展・角哲也, 2022, 「150 年連続気候実験データを用いた積雪地域におけるダム季節運用への気候変動の影響評価」 『土木学会論文集 B1 (水工学)』 78(2): I_73–I_78
- 伊藤浩三・丸山利輔, 2020, 「レーダーアメダス解析雨量による手取川山地流域の水収支解析」
- 大沼克弘・藤田光一・井上優, 2006, 「ダムによる流量変化の特性分析」 『河川技術論文集』 12
- 野原大督・鈴木一成・佐藤嘉展, 2012, 「将来の河川流量変化に伴うダム利水操作への影響の評価と適応策に関する基礎的検討」 『水工学論文集』 56: ー。

- 川村一人・中津川誠・杉原幸樹、2012、「気候変動による利水への影響を踏まえたダム貯水池群の最適操作に関する研究」『水工学論文集』56: ー。
- Pfohl, Anna K. D. and Steven R. Fassnacht, 2023, “Evaluating Methods of Streamflow Timing to Approximate Snowmelt Contribution in High-Elevation Mountain Watersheds,” *Hydrology*, 10(4): 75.
- Hamed, Khaled H. and A. Ramachandra Rao, 1998, “A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data,” *Journal of Hydrology*, 204: 182–196.
- Duan, Weili, Bin He, Yaning Chen, Shan Zou, Yi Wang, Daniel Nover, Wen Chen and Guishan Yang, 2018, “Identification of long-term trends and seasonality in high-frequency water quality data from the Yangtze River basin, China,” *PLoS ONE*, 13(2): e0188889.
- Yamanaka, Tsutomu, Yoshifumi Wakiyama and Keisuke Suzuki, 2012, “Is snowmelt runoff timing in the Japanese Alps region shifting toward earlier in the year?” *Hydrological Research Letters*, 6: 87–91.
- Blain, Gabriel Constantino, 2014, “Removing the influence of the serial correlation on the Mann-Kendall test,” *Revista Brasileira de Meteorologia*, 29(2): 161–170.
- Hirsch, Robert M., James R. Slack and Richard A. Smith, 1982, “Techniques of trend analysis for monthly water-quality data,” *U.S. Geological Survey Open-File Report*, 81-488.
- Zhang, Bing, Jingyan Han, Jianbo Liu and Yong Zhao, 2025, “The Impact of Shifts in Both Precipitation Pattern and Temperature Changes on River Discharge in Central Japan,” *Hydrology*, 12: 187.
- Yue, Sheng and Chun Yuan Wang, 2004, “The Mann-Kendall Test Modified by Effective Sample Size to Detect Trend in Serially Correlated Hydrological Series,” *Water Resources Management*, 18: 201–218.
- Pishgah Hadiyan, Pedram, Ramtin Moeini, Eghbal Ehsanzadeh and Monire Karvanpour, 2022, “Trend Analysis of Water Inflow Into the Dam Reservoirs Under Future Conditions Predicted By Dynamic NAR and NARX Models,” *Water Resources Management*, 36: 2703–2723.
- Arockia Anusty, J., Man Singh, Manoj Khanna, Prameela Krishnan, Manoj Shrivastava, C. M. Parihar, Jitendra Rajput and Hari Krishna Be, 2024, “Trend detection and change point analysis of inflows in Karuppanadhi and Gundar dams of Chittar River Basin, Tamil Nadu, India,” *Water Practice & Technology*, 19(1): 113–129.
- Zhou, Zehui, Lei Yu, Luchen Zhang, Benyou Jia, Yu Zhang, Shaoze Luo and Chengtuan Yin, 2025, “Enhanced reservoir outflow prediction using STL-Informer model: a decomposition–prediction–reconstruction framework,” *Journal of Hydroinformatics*, 27(10): 1618–1634.
- Kang, Ningchang, Zhaocai Wang, Anbin Zhang and Hang Chen, 2025, “Improving the prediction of streamflow in large watersheds based on seasonal trend decomposition and

- vectorized deep learning models,” *Ecological Informatics*, 90: 103291.
- Ehsani, Nima, Charles J. Vörösmarty, Balázs M. Fekete and Eugene Z. Stakhiv, 2017, “Reservoir operations under climate change: Storage capacity options to mitigate risk,” *Journal of Hydrology*, 555: 435–446.
- Cleveland, R. B., Cleveland, W. S., McRae, J. E. and Terpenning, I., 1990, “STL: A seasonal-trend decomposition procedure based on loess,” *Journal of Official Statistics*, 6(1): 3–73.
- Lafare, A. E. A., Peach, D. W. and Hughes, A. G., 2016, “Use of seasonal trend decomposition to understand groundwater behaviour in the Permo–Triassic Sandstone aquifer, Eden Valley, UK,” *Hydrogeology Journal*, 24(1): 141–158.
- Tebong, N. K., Simo, T., Takougang, A. N. and Ntanguen, P. H., 2023, “STL-decomposition ensemble deep learning models for daily reservoir inflow forecast for hydroelectricity production,” *Heliyon*, 9(5): e16456.
- Wang, Shuo, Ke Yang and Hui Peng, 2025, “Using a seasonal and trend decomposition algorithm to improve machine learning prediction of inflow from the Yellow River, China, into the sea,” *Frontiers in Marine Science*, 12: 1540912.
- Li, Yangtao, Tengfei Bao, Jian Gong, Xiaosong Shu and Kang Zhang, 2020, “The Prediction of Dam Displacement Time Series Using STL, Extra-Trees, and Stacked LSTM Neural Network,” *IEEE Access*, 8: 94440–94452.
- Cai, Wenjun, Lili Zhang, Xueping Zhu, Aijing Zhang, Junxian Yin and Hao Wang, 2013, “Optimized reservoir operation to balance human and environmental requirements: A case study for the Three Gorges and Gezhouba Dams, Yangtze River basin, China,” *Ecological Informatics*, 18: 40–48.
- Wineland, Sean M., Hakan Başağaoğlu, Jeri Fleming, Jack Friedman, Laura Garza-Diaz, Wayne Kellogg, Jennifer Koch, Belize A. Lane, Ali Mirchi, Luzma F. Nava, Thomas M. Neeson, J. Pablo Ortiz-Partida, Stephanie Paladino, Sophie Plassin, Grace Gomez-Quiroga, Ramon Saiz-Rodriguez, Samuel Sandoval-Solis, Kevin Wagner, Newakis Weber, James Winterle and Adrienne M. Wootten, 2022, “The environmental flows implementation challenge: Insights and recommendations across water-limited systems,” *WIREs Water*, 9(1): e1565.
- Navarathinam, K., M. A. Gusyev, A. Hasegawa, J. Magomed and K. Takeuchi, 2015, “Agricultural flood and drought risk reduction by a proposed multi-purpose dam: A case study of the Malwathoya River Basin, Sri Lanka,” *Proceedings of the 21st International Congress on Modelling and Simulation (MODSIM2015)*, Gold Coast, Australia, 1600–1606.
- Lee, Sleemin and Doosun Kang, 2020, “Analyzing the Effectiveness of a Multi-Purpose Dam Using a System Dynamics Model,” *Water*, 12(4): 1062.
- Fujihara, Yoichi, Kento Otani, Keiji Takase, Shunsuke Chono and Eiji Ichion, 2024, “Impacts

- of High-Concentration Turbid Water on the Groundwater Environment of the Tedoru River Alluvial Fan in Japan,” *Water*, 16(10): 1326.
- Dang Minh Hai, Shinya Umeda and Masatoshi Yuhi, 2019, “Morphological Changes of the Lower Tedoru River, Japan, over 50 Years,” *Water*, 11(9): 1852.
- Kim, Sunmin, Yasuto Tachikawa, Eiichi Nakakita and Kaoru Takara, 2009, “Reconsideration of reservoir operations under climate change: Case study with Yagisawa Dam, Japan,” *Annual Journal of Hydraulic Engineering, JSCE*, 53: 115–120.
- Meals, Donald W., Jean Spooner, Steven A. Dressing and Jon B. Harcum, 2011, “Statistical Analysis for Monotonic Trends,” *Tech Notes 6, National Nonpoint Source Monitoring Program*, November 2011. Developed for U.S. Environmental Protection Agency by Tetra Tech, Inc., Fairfax, VA, 23 p.

付録（修正版 MK 検定のコード）

```
import numpy as np
import pandas as pd
import pymannkendall as mk
import matplotlib.pyplot as plt

# === 入力（必要に応じて変更） ===
path = "/content/ダム諸量データ使用.xlsx"
sheet_name = 0
date_col = "年月日"
r1_threshold = 0.1

# === 読み込み・月次平均 ===
df = pd.read_excel(path, sheet_name=sheet_name)
df[date_col] = pd.to_datetime(df[date_col])
df = df.set_index(date_col).sort_index()

cands = [c for c in df.columns if "流入" in c]
col = cands[0] if len(cands) > 0 else "流入量" # 必要なら手動で指定

monthly = df[col].resample("MS").mean().dropna()

# === 月別検定（original と HR を算出し、r1>0.1 なら HR 採用） ===
rows = []
for m in range(1, 13):
    s = monthly[monthly.index.month == m].dropna().values

    r1 = pd.Series(s).autocorr(lag=1)
    org = mk.original_test(s)
    hr = mk.hamed_rao_modification_test(s)

    use_hr = (r1 is not None) and (not np.isnan(r1)) and (r1 > r1_threshold)
    used = hr if use_hr else org
    used_method = "Hamed-Rao" if use_hr else "original"
```

```

rows.append({
    "month": m, "n": len(s),
    "lag1_autocorr": float(r1) if r1 is not None else np.nan,
    "org_trend": org.trend, "org_z": float(org.z), "org_p": float(org.p),
    "hr_trend": hr.trend, "hr_z": float(hr.z), "hr_p": float(hr.p),
    "used_method": used_method,
    "used_trend": used.trend, "used_z": float(used.z), "used_p": float(used.p),
})

res = pd.DataFrame(rows).sort_values("month")

# === 図（本文に載せる場合のみ） ===
plt.figure()
plt.bar(res["month"], res["used_z"])
plt.axhline(0)
plt.title("採用した MK 検定の Z 値（月別）")
plt.xlabel("月"); plt.ylabel("Z")
plt.tight_layout(); plt.show()

plt.figure()
plt.plot(res["month"], res["used_p"], marker="o")
plt.axhline(0.05, linestyle="--")
plt.title("採用した MK 検定の p 値（月別）")
plt.xlabel("月"); plt.ylabel("p 値")
plt.tight_layout(); plt.show()

# === 表 6（2月の original vs HR） ===
row2 = res.loc[res["month"] == 2].iloc[0]
table6 = pd.DataFrame([
    {"検定法": "original MK", "トレンド判定": row2["org_trend"], "Z": row2["org_z"],
    "p 値": row2["org_p"]},
    {"検定法": "Hamed-Rao 修正版 MK", "トレンド判定": row2["hr_trend"],
    "Z": row2["hr_z"], "p 値": row2["hr_p"]},
])

```