

$^3\text{He}$  比例計数管を用いた神岡地下実験室における  
環境中性子の長期測定と環境要因の影響評価

横浜国立大学 大学院理工学府  
数物・電子情報系理工学専攻 物理工学教育分野  
南野研究室

学籍番号 24NC221

佐々木 優斗

2026年2月13日

## 概要

地下宇宙素粒子実験では、暗黒物質直接探索やニュートリノを伴わない二重ベータ崩壊探索などの稀少事象探索が行われている。地下実験室は宇宙線起源のバックグラウンドが大きく抑制される一方で、岩盤中の放射性不純物に由来する環境中性子が主要なバックグラウンドとなり得る。そのため、地下環境中性子の時間変動や周辺環境との関係を理解することは、今後の高感度実験の系統評価にとって重要である。先行研究では、岩盤中の水素含有量が中性子の熱化過程に影響し、地下実験室へ到達する中性子スペクトル形状や熱・高速成分の比が変化し得ることが、 $^3\text{He}$  比例計数管測定とシミュレーションにより示されている。本研究ではこの知見を背景として、神岡地下実験室 Lab-B において  $^3\text{He}$  比例計数管を用いた環境中性子の長期測定を行い、中性子レートの時間変動および季節性の探索、ならびに降水や地下水応答、坑内水蒸気量に関連する環境要因との相関評価を目的とする。

測定には、 $^3\text{He}$  比例計数管をそのまま設置して熱中性子に感度を持つ Setup A と、 $^3\text{He}$  比例計数管を中性子減速材（ポリエチレン）および熱中性子吸収材（ボロンシート）で覆うことで高速中性子成分に感度を持たせた Setup B を使い、Raspberry Pi や Analog Discovery 2 などから成るデータ収集系で信号波形を記録した。長期測定データの解析に先立ち、2021 年から 2024 年までに取得したデータについて事象間時間差  $\Delta t$  分布を調査し、データ収集系のフリーズに起因する欠測の可能性を検討した。これを受けて、Raspberry Pi の安定化および信号取得の二重化を施し、2025 年 2 月末より測定を再開した。また、フリーズが疑われるデータファイル間のギャップを *deadtime* として扱い、ファイル先頭事象を除外する保守的な *livetime* 補正を導入することで、2021 年以降の長期データを同一の取り扱いで再構成した。

測定期間中には測定位置の変更や、坑内線源金庫に保管された中性子線源の影響を低減するための遮蔽導入など、測定条件の変化が生じている。そこで本研究では、測定条件が異なる三つの期間（*period1*: 2021/7/16–2023/4/24、*period2*: 2023/4/27–2024/8/7、*period3*: 2025/2/26–2025/12/11）に分割して中性子レートの時系列を整理し、日・週・月 bin で時間変動や季節性を評価した。さらに、雨量、排水量、絶対湿度を環境要因として使い、岩盤への浸透や貯留、排水に伴う時間遅れを考慮したシフト相関解析を行った。相関係数の評価には、中性子レートの統計誤差に起因する揺らぎを反映する Measurement-error MC と、有限サンプルにおける無相関を仮定した偶然相関の分布から有意性を評価する No-correlation toy MC の二種類のモンテカルロシミュレーションを用い、相関の頑健性と有意性を検証した。

本論文では、以上の測定系、データ品質評価および解析手法を述べ、神岡地下実験室 Lab-B における環境中性子レートの長期時系列と環境要因との関係について検討する。

# 目次

<b>1</b>	<b>序論</b>	<b>3</b>
1.1	地下宇宙素粒子実験と環境中性子	3
1.1.1	暗黒物質直接探索実験	3
1.1.2	$0\nu\beta\beta$ 崩壊探索実験	3
1.1.3	中性子の性質	4
1.1.4	地下環境における中性子	5
1.2	地下環境中性子測定の先行研究	8
1.3	本研究の目的	10
<b>2</b>	<b>測定系とデータ収集</b>	<b>11</b>
2.1	測定場所：神岡地下実験室 Lab-B	11
2.2	検出器： $^3\text{He}$ 比例計数管	12
2.2.1	測定原理	12
2.2.2	エネルギースペクトルと壁際効果	15
2.2.3	Setup A/B の構成	17
2.3	データ収集系	19
2.3.1	ハードウェア構成	20
2.3.2	データファイル形式と運用	22
<b>3</b>	<b>中性子レート解析</b>	<b>23</b>
3.1	中性子信号の記録	23
3.2	$^{252}\text{Cf}$ 中性子線源を用いたエネルギー較正	24
3.3	中性子事象選別とレート定義	26
<b>4</b>	<b>データ収集系の信頼性評価と改善</b>	<b>29</b>
4.1	DAQ フリーズの兆候と時間差分布による異常検出	29
4.2	ハード面の改良	32
4.2.1	Raspberry Pi の安定化	32
4.2.2	信号取得の二重化とノイズ低減	32
4.3	livetime 補正とデータ救済	34
4.4	改善後データでの健全性確認	35
<b>5</b>	<b>長期測定データの整理と時間変動</b>	<b>38</b>
5.1	測定期間と測定条件	38
5.2	環境中性子レートの時系列結果	42
5.3	時間変動と季節性の評価	46
<b>6</b>	<b>環境要因との相関解析</b>	<b>55</b>
6.1	使用した環境パラメータ	55
6.2	相関解析手法	60
6.2.1	相関解析の設計	60

6.2.2	Measurement-error MC による頑健性評価 . . . . .	61
6.2.3	No-correlation toy MC による有意性評価 . . . . .	61
6.2.4	頑健性・有意性の判定条件と結果図の読み方 . . . . .	62
6.3	環境パラメータ間の相関 . . . . .	63
6.4	中性子レートと環境要因の相関 . . . . .	66
6.4.1	雨量との相関 . . . . .	67
6.4.2	排水量との相関 . . . . .	69
6.4.3	絶対湿度との相関 . . . . .	71
6.5	相関結果の総合考察 . . . . .	73
<b>7</b>	<b>結論</b> . . . . .	<b>74</b>

# 1 序論

本章では、まず地下宇宙素粒子実験において環境中性子が問題となる物理的背景やその性質について述べる。続いて先行研究における岩盤水分量と中性子スペクトル変化の知見をまとめる。最後に、本研究の目的と本論文の位置づけを述べる。

## 1.1 地下宇宙素粒子実験と環境中性子

地下宇宙素粒子実験では、極めて稀な事象を検出することを目的とした研究が進められている。これらの実験では、検出器の大規模化と高感度化に伴い背景事象（バックグラウンド）の理解と低減が感度を決定づける重要な要素となる。本節では、地下宇宙素粒子実験における環境中性子の重要性を、代表的な稀少事象探索である暗黒物質直接探索およびニュートリノを伴わない二重ベータ崩壊探索を例に説明する。また中性子の種類と物質との相互作用、ならびに地下環境における中性子の起源と輸送・熱化過程について整理する。

### 1.1.1 暗黒物質直接探索実験

観測宇宙における物質の重力効果は、光学的に観測される恒星やガスなどの通常物質のみでは説明できないことが知られており、暗黒物質（ダークマター）の存在が広く受け入れられている。暗黒物質の候補としては多様な提案があるが、そのうち WIMP（Weakly Interacting Massive Particle）は、質量を持ち通常物質とは弱く相互作用する粒子として代表的な候補の一つである。暗黒物質の探索手法の一つとして、検出器で暗黒物質と標的原子核の散乱を直接測定する直接探索実験がある。直接探索では、暗黒物質が検出器中の原子核と弾性散乱し反跳原子核に付与される微小なエネルギーを光、電荷、熱などの信号として読み出す。典型的な反跳エネルギーは数 keV から数十 keV 程度と低く、背景事象の低減と系統評価が特に重要となる。

直接探索実験における背景事象は、 $\gamma$  線や  $\beta$  線に代表される電子反跳事象と、中性子などにより生じる原子核反跳事象に大別できる。中性子が引き起こす原子核反跳事象は、暗黒物質散乱による原子核反跳事象と原理的に区別が困難である。このため、地下実験室における環境中性子のフラックスやエネルギースペクトルの情報が背景事象の見積もりや遮蔽設計、ならびに残留バックグラウンドの系統評価に重要となる。したがって、地下実験室における環境中性子を長期的に観測し、その強度や時間変動を評価することは、暗黒物質直接探索における背景理解の観点からも意義がある。

### 1.1.2 $0\nu\beta\beta$ 崩壊探索実験

ニュートリノはニュートリノ振動の観測により質量を持つことが確立しているが、その絶対質量や粒子としての性質（粒子と反粒子が同一かどうか：マヨラナ性）には未解明な点が多い。ニュートリノを伴わない二重ベータ崩壊（ $0\nu\beta\beta$  崩壊）は、もしニュートリノがマヨラナ粒子である場合に起こり得る過程であり、レプトン数保存の破れを示す現象として重要である。このため、世界各地の地下実験室において  $0\nu\beta\beta$  崩壊探索が進められている。

二重ベータ崩壊として、原子核内の 2 つの中性子が 2 つの陽子に変化し 2 つの電子と 2 つの反電子ニュートリノを放出する過程（ $2\nu\beta\beta$  崩壊）があり、こちらは標準理論で許される過程である。一方、

$0\nu\beta\beta$  崩壊ではニュートリノが放出されず、崩壊の Q 値のエネルギーが2つの電子のみに付与される。このため、2つの電子のエネルギー和のスペクトルは、 $2\nu\beta\beta$  崩壊では連続分布となるのに対し、 $0\nu\beta\beta$  崩壊では Q 値に対応する単色ピークとして現れる。したがって  $0\nu\beta\beta$  崩壊探索では、Q 値近傍のエネルギー領域における背景事象を抑制しつつ、十分なエネルギー分解能でスペクトルを測定することが基本方針となる。

表 1: 二重ベータ崩壊候補核種と崩壊 Q 値 [1]

核種	Q 値 [MeV]
$^{48}\text{Ca}$	4.271
$^{76}\text{Ge}$	2.039
$^{82}\text{Se}$	2.995
$^{96}\text{Zr}$	3.351
$^{100}\text{Mo}$	3.034
$^{116}\text{Cd}$	2.805
$^{130}\text{Te}$	2.529
$^{136}\text{Xe}$	2.476
$^{150}\text{Nd}$	3.367

二重ベータ崩壊の候補核種の Q 値は表 1 より概ね 2–4 MeV に分布しており、Q 値が高い核種を用いる場合には、地下環境における天然放射線に由来する代表的な  $\gamma$  線（例えば  $^{208}\text{Tl}$  の 2.61 MeV 線）の寄与を相対的に抑えられる場合がある。しかしその場合、環境中性子が岩盤や遮蔽材、検出器周辺物質、あるいは検出器内部の核種と相互作用し、 $(n,\gamma)$  反応などにより高エネルギー  $\gamma$  線を生成する可能性がある。これらの  $\gamma$  線は Q 値付近の背景事象となり得るため、 $0\nu\beta\beta$  崩壊探索においても環境中性子は無視できない背景源の一つである。

### 1.1.3 中性子の性質

中性子は電荷を持たないため、検出器内で中性子そのものを直接観測することはできず、物質中の原子核との相互作用によって生成される二次粒子を介して間接的に測定される。したがって、地下環境中性子を議論するうえでは、中性子のエネルギー領域ごとに支配的となる相互作用過程と、その過程が稀少事象探索実験の背景事象としてどのように現れるかを整理することが重要である。本節では、中性子のエネルギーによる分類と代表的な相互作用を概説する。

#### 中性子の分類

中性子は運動エネルギーにより分類されるが、本論文では、運動エネルギーが 0.5 eV 以下の熱中性子と、1 MeV を超えるような高速中性子を考える。熱中性子は多くの核種に対して  $(n,\gamma)$  捕獲反応の断面積が大きくなり、捕獲  $\gamma$  線が  $0\nu\beta\beta$  崩壊探索実験における背景事象となり得る。一方、高速中性子は標的原子核との弾性散乱により原子核反跳を生じ、暗黒物質直接探索実験における WIMP 散乱と類似した信号として観測され得る。このように、中性子のエネルギー領域によって主要な背景の現れ方が異なるため、熱中性子と高速中性子を区別して議論することが有用である。

### 中性子の熱化

中性子と物質の相互作用として、原子核との散乱がある。そのうち弾性散乱では、散乱前後で運動エネルギーが保存し入射中性子は標的核へ運動量を与えることでエネルギーを失う。特に水素のように中性子と質量に近い核種との弾性散乱では、一回の衝突で大きなエネルギー損失が起こり得る。これを中性子の熱化という。このため、水素を多く含む物質（例：水、ポリエチレン）は中性子の減速材として有効であり、地下岩盤中の水分量や周辺物質中の水素含有量が中性子の熱化過程に影響し得る。

### 中性子捕獲と核反応

熱中性子領域では、中性子捕獲反応 ( $n, \gamma$ ) の寄与が大きくなる場合が多い。捕獲により生成される  $\gamma$  線は、検出器周辺物質や遮蔽材、検出器構成材料の組成に依存して様々なエネルギーを持ち得る。また、特定の核種では ( $n, p$ ) や ( $n, \alpha$ ) のように荷電粒子を放出する核反応が起こり、これらは中性子検出に応用される。本研究で用いる  ${}^3\text{He}$  比例計数管は、



の反応により生じる荷電粒子（陽子およびトリチウム）のエネルギーを電離信号として読み出すことで、中性子を高い感度で検出できる。したがって  ${}^3\text{He}$  比例計数管は熱中性子に対して高い感度を持つ検出器であるといえる。

#### 1.1.4 地下環境における中性子

観測される中性子のうち、実験装置そのものに起因せず周辺環境で生成される中性子を環境中性子と呼ぶ。環境中性子の生成源は大きく宇宙線由来と岩盤由来の二つに分類できる。地下宇宙素粒子実験では宇宙線起源のバックグラウンドが大きく抑制される一方で、岩盤中の放射性核種に由来する環境中性子が残留し、暗黒物質直接探索実験や  $0\nu\beta\beta$  崩壊探索実験などの稀少事象探索における背景事象となり得る。本節では、地下環境中性子の主な生成源を整理し、岩盤から実験室へ至る輸送と熱化について概説する。

#### 宇宙線由来の中性子

宇宙線ミュオンは物質を貫通しやすく、地下深部まで到達して岩盤中で原子核破碎を起こし、中性子を生成し得る。しかし、図1のように深い地下環境では上載岩盤によってミュオンフラックスが大きく低減されるため、ミュオン由来の中性子の寄与は小さくなる。よって神岡地下環境のような深い地下実験室では、宇宙線由来の環境中性子は低減されるため、岩盤由来の環境中性子が重要であると考えられている。

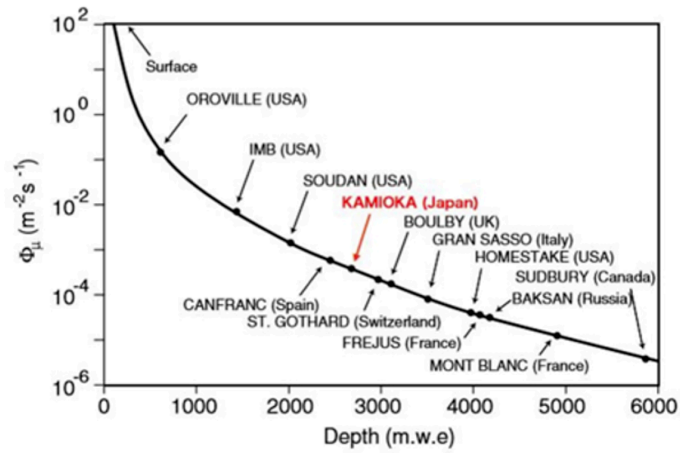


図 1: 主な地下実験サイトにおける宇宙線ミュオンフラックス [2]

### 岩盤由来の中性子

天然に多く存在する放射性核種は図 3、図 4 に示す U 系列、Th 系列に属している。このような岩盤中の  $^{238}\text{U}$  などの放射性核種は、自発核分裂を起こすことで複数の中性子を放出する。自発核分裂で生成される中性子のエネルギーは一般に MeV 程度の領域に分布し、周辺物質中で散乱を繰り返しながら減速される。

また地下環境において重要なもう一つの中性子生成機構が、U/Th 系列に属する放射性核種の  $\alpha$  崩壊で放出される  $\alpha$  線が岩盤中の原子核と反応して中性子を放出する  $(\alpha, n)$  反応である。U/Th 系列の壊変系列では複数回の  $\alpha$  崩壊が含まれるため、岩盤中で連続的に  $\alpha$  線が供給され、結果として  $(\alpha, n)$  反応による中性子生成が継続する。一般に  $(\alpha, n)$  反応で生成される中性子のエネルギーは  $\sim 10$  MeV 程度までの領域に分布し、地下実験室の環境中性子スペクトルを支配する主要成分になり得る。

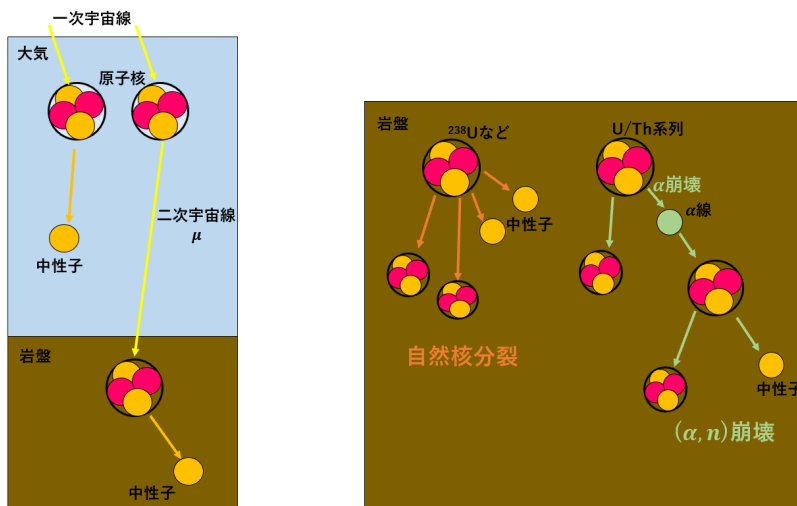


図 2: 宇宙線および岩盤由来の環境中性子

岩盤中で生成された中性子が実験室内へ到達するまでには、岩盤や周辺物質中での散乱と吸収を受ける。特に弾性散乱による減速（熱化）は、輸送過程での中性子エネルギー分布を決定づける重要な要素である。前節で述べたように、水素を含む物質は中性子を効率よく減速させるため、岩盤中の水分量（すなわち水素含有量）が変化すると、中性子が実験室に到達するまでに受ける熱化の程度が変化し得る。その結果、実験室内で観測される熱中性子成分と高速中性子成分の相対比や、低エネルギー側のスペクトル形状が変化する可能性がある。

以上より、地下環境中性子は生成源（自発核分裂、 $(\alpha, n)$  反応、ミューオン起因）と輸送・熱化過程の組み合わせによって決まり、特に岩盤中の水素含有量は中性子スペクトルおよび熱・高速成分比の時間変動に影響し得る。このため、地下実験室に到達する環境中性子スペクトルが岩盤中の水素含有量によりどの程度変形するかを定量的に把握することが重要となる。

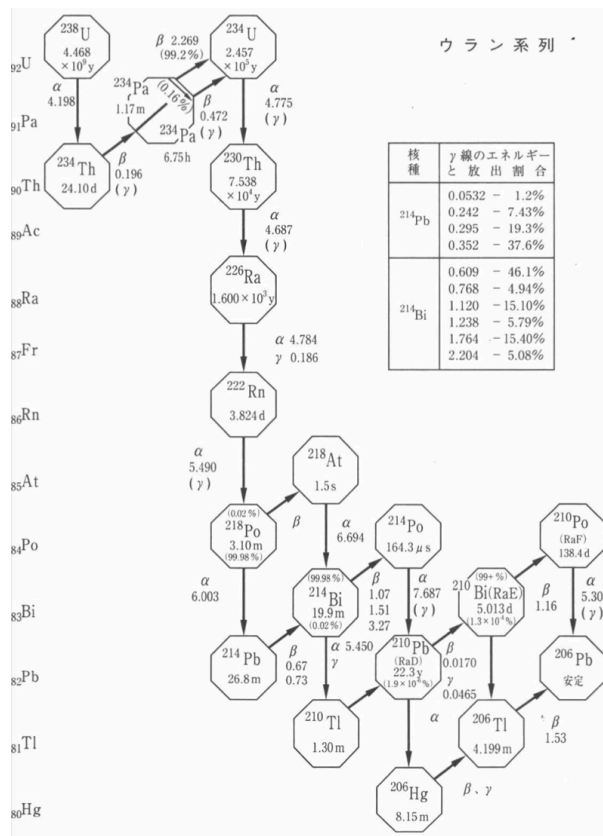


図 3: U 系列の放射性壊変系列 [3]

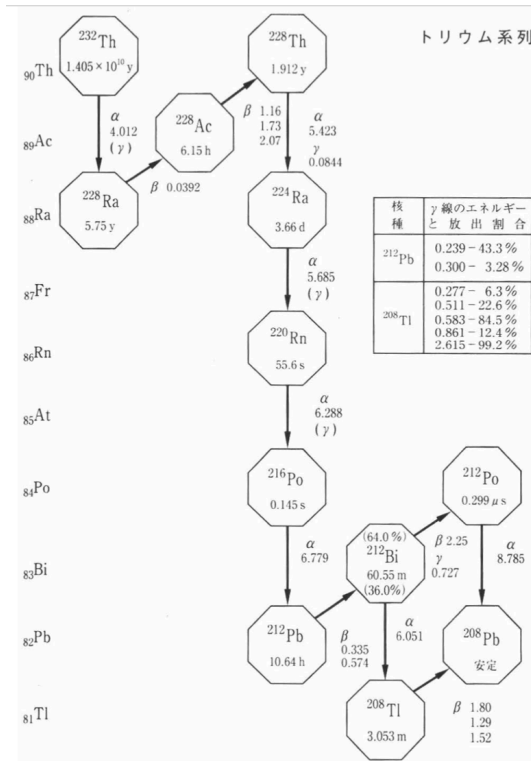


図 4: Th 系列の放射性壊変系列 [3]

## 1.2 地下環境中性子測定の先行研究

地下環境中性子のエネルギースペクトルを実験室内で直接測定することは容易ではない。中性子は電荷を持たず、検出は核反応や散乱で生成される二次粒子を介して行われるため、検出器の応答は一般に入射中性子エネルギーに強く依存する。そこで先行研究では、異なるエネルギー応答を持つ複数の検出セットアップで得られる計数率を用いてスペクトルを間接的に拘束し、さらに輸送シミュレーションと組み合わせて地下環境中性子のスペクトル形状を推定する手法が用いられている。

佐々木 [4] は、2021 年 7 月から神岡地下実験室 Lab-B において  $^3\text{He}$  比例計数管を用いた環境中性子測定を開始し、本研究はこの測定系を引き継いでいる。(i) 比例計数管をそのまま設置した Setup A (主として熱中性子に高感度) と、(ii) 比例計数管をポリエチレン (減速材) およびボロンシート (熱中性子吸収材) で覆った Setup B (熱中性子の寄与を抑えつつ高速成分の寄与を相対的に強める) の二つのセットアップで計数率を取得しており、得られる計数率をそれぞれ  $R_A$ 、 $R_B$  とすると、

$$R_{A(B)} = \int \Phi(E) \varepsilon_{A(B)}(E) dE \quad (2)$$

と表され、ここで  $\Phi(E)$  は環境中性子フラックス、 $\varepsilon_{A(B)}(E)$  は各セットアップのエネルギー応答である。したがって、比  $R_A/R_B$  は環境中性子スペクトル  $\Phi(E)$  の形状に感度を持ち、スペクトル情報を反映する指標として用いられる。

同研究 [4] では、岩盤中で生成された中性子が岩盤を輸送されて実験室へ到達する過程を、NeuCBOT で生成源スペクトルを与えた上で Geant4 により輸送・熱化を追跡する、というシミュレーションで評

備している。幾何としては図5左のように、直径1mの球形実験室（空洞）を仮定し、その周囲を厚さ2mの岩盤球殻で取り囲むモデルが用いられている。岩盤の化学組成はLab-B壁面採取試料（Sample 1-3）および地球科学標準データベースから引用した神岡地下に広く分布する代表的な標準試料（JR-1, JA-3）を用いて設定し（表2）、さらに岩盤中の水素含有量を重量比で0,1,2,3%と変化させて、実験室内へ到達する中性子スペクトルの変化を調べている。なお、このシミュレーションでは主として岩盤中のU/Th系列に由来する自発核分裂および $(\alpha, n)$ 反応による中性子生成を考慮し、宇宙線ミューオン由来成分は無視できると仮定している。

表 2: Geant4 シミュレーションで用いた神岡坑内岩盤の化学組成（重量比%） [4]

	SiO <sub>2</sub>	Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub>	Fe <sub>2</sub> O <sub>3</sub>	MnO	MgO	CaO	Na <sub>2</sub> O	P <sub>2</sub> O <sub>5</sub>	SO <sub>3</sub>	ZnO	
Sample 1	35.75	11.35	10.95	1.09	0.99	39.37	0.02	0.35	0.10	0.03	
Sample 2	33.74	0.74	23.94	4.63	1.92	34.35	0.32	0.02	0.17	0.17	
Sample 3	25.62	0.25	19.32	3.73	1.16	41.54	0.00	0.02	3.01	5.35	
	SiO <sub>2</sub>	Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub>	Fe <sub>2</sub> O <sub>3</sub>	MnO	MgO	CaO	Na <sub>2</sub> O	P <sub>2</sub> O <sub>5</sub>	TiO <sub>2</sub>	K <sub>2</sub> O	H <sub>2</sub> O
JR-1	75.45	12.83	0.91	0.10	0.12	0.67	4.02	0.02	0.11	4.41	1.36
JA-3	62.27	15.56	6.38	0.10	3.72	6.24	3.19	0.12	0.70	1.41	0.31

岩盤中の水素含有量を増加させると、実験室内へ到達する中性子スペクトルは低エネルギー側で顕著に変化することが示されている（図5右）。これは、岩盤中で生成されたMeV程度の中性子が輸送過程で散乱を繰り返す際、水素との弾性散乱によって効率よく減速（熱化）されるためである。特に0%から1%への増加でスペクトル形状が大きく変化し、その後は変化が緩やかになる傾向が報告されている。このようなスペクトル変形は、Setup A/Bのエネルギー応答の違いを通じて $R_A/R_B$ にも反映され、 $R_A/R_B$ が岩盤中の水素含有量に対して単調に変化することがシミュレーションから示唆されている。したがって、降水や雪解け、地下水の変動などによって岩盤中の水分量が増加し得る地下環境では、環境中性子の熱・高速成分比やスペクトル形状が時間的に変動する可能性がある。

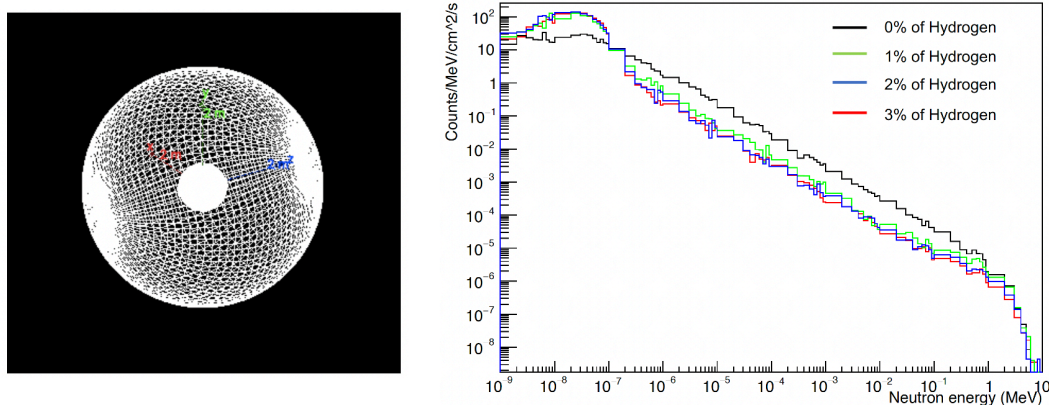


図 5: Geant4 で再現した球形実験室と周囲岩盤の幾何（左）と、岩盤中の水素含有量（重量比0,1,2,3%）を変化させた場合に実験室内へ到達する環境中性子エネルギースペクトル（右） [4]

以上の先行研究は、地下実験室へ到達する環境中性子スペクトルが岩盤中の水素含有量に依存して変化し得ること、また Setup A/B の二系統計数率比  $R_A/R_B$  がその変化に感度を持つことを示した。一方で、長期測定データの品質管理や測定条件の変化を含めて中性子レートの時間変動を定量化し、さらに降水・地下水応答・坑内水蒸気量などの環境要因との関係を統一的に評価する枠組みは十分に整理されていない。そこで次節では、本研究が取り組む課題と目的を明確化する。

### 1.3 本研究の目的

前節までに述べたように、地下実験室では宇宙線起源バックグラウンドが大幅に低減される一方で、岩盤中の放射性核種に由来する環境中性子が稀少事象探索の背景事象となり得る。また先行研究では、岩盤中の水素含有量（＝水分量）が中性子の輸送・熱化過程に影響し、地下実験室へ到達する中性子スペクトル形状や熱・高速成分比が変化し得ることが示唆されている。しかし、実験室で観測される中性子レートの長期的な時間変動や季節性、ならびに環境要因との関係は、測定条件の変化やデータ品質の影響も受けるため、統一的な評価が容易ではない。

そこで本研究では、神岡地下実験室 Lab-B における  $^3\text{He}$  比例計数管 (Setup A/B) 長期測定データを対象として、以下の三点を目的とする。

#### (i) 長期データセットの確立とデータ品質の担保

長期測定データに含まれる DAQ フリーズ等の異常がレート評価に与える影響を整理し、事象間時間差  $\Delta t$  分布などの指標を用いてデータ品質を評価した上で、livetime 補正およびデータ救済の取り扱いを定める。これにより、異なる期間・測定条件のデータを同一の規則で扱える解析基盤を整備する。また、データ取得系の冗長化により測定系の信頼性向上を図る。

#### (ii) 中性子レートの時間変動・季節性の探索

整備した長期データセットを用い、日・週・月の時間スケールで中性子レートの時系列を構築し、統計誤差と測定条件差を踏まえた上で、時間変動や季節性の有無を評価する。具体的には、定数モデルおよび中性子線源の影響を表す減衰項や年周期項を含むモデルを比較する。有意な時間変動が確認できない場合には、その結果を環境要因との相関解析における感度・制約として位置づける。

#### (iii) 環境要因と中性子レートの相関評価

雨量・排水量・湿度などの環境パラメータと中性子レートとの関係を、岩盤への浸透や貯留・排水に伴う時間遅れ（シフト）を考慮して評価する。相関係数の頑健性および有意性は、二種類のモンテカルロシミュレーションを用いて検証する。

以上により、本研究は「長期データの信頼性確立」→「時間変動（季節性）の定量評価」→「環境要因との相関検証」という流れで、神岡地下実験室 Lab-B における環境中性子の長期挙動を整理し、稀少事象探索実験の背景理解に資する基礎情報を与えることを目指す。

## 2 測定系とデータ収集

本章では、本研究で用いた測定場所（神岡地下実験室 Lab-B）および環境中性子測定系の構成をまとめる。まず測定場所の地理的条件と Lab-B 内のレイアウト、測定点の位置関係を示し、環境中性子測定に影響し得る周辺設備を整理する。続いて、環境中性子の検出に用いた  $^3\text{He}$  比例計数管（Setup A/B）の測定原理と構造、ならびに信号波形を長期に取得するためのデータ収集系の構成とデータ形式を述べる。本章で示す測定系は、以降の章におけるレート解析（第3章）およびデータ品質評価（第4章）の基礎となる。

### 2.1 測定場所：神岡地下実験室 Lab-B

本研究の環境中性子測定は、岐阜県飛騨市神岡町にある東京大学宇宙線研究所 神岡宇宙素粒子実験施設の地下実験室 Lab-B で実施した。神岡宇宙素粒子実験施設では Super-Kamiokande 実験や CANDLES 実験など、さまざまな実験が行われている。同施設は神岡鉱山跡地の地下空間を利用しており、坑内通路を介して複数の実験エリアが配置され、Lab-B はその一室として運用されている。

Lab-B は複数の実験グループが利用しているため、装置の設置位置は他実験の配置や作業導線の制約を受ける。また、ポリエチレンや銅シールド等、環境中性子測定に影響を与え得る物品が周辺に配置されている。さらに坑内には中性子源などを保管する線源庫が存在し、その保管状況や遮蔽の導入は測定に対して系統的な影響を与え得る。測定位置は運用上の都合により一度変更されており、本論文では便宜上、変更前の測定点を**地点 1**、変更後の測定点を**地点 2**と呼ぶ。測定期間中に生じた周辺条件の変化は、第5章において期間分割（period）として整理した上で議論する。

以下に Lab-B 周辺の概略図を示し、あわせて実験室内の様子を写真で提示する。

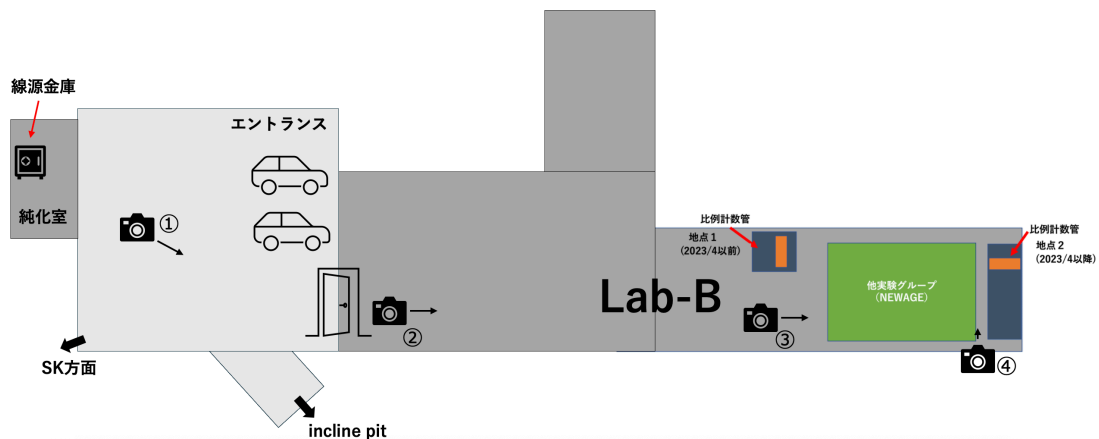


図 6: 神岡地下実験室 Lab-B 周辺の概略図  $^3\text{He}$  比例計数管の測定位置（地点 1/地点 2）および写真撮影位置①–④を示す。

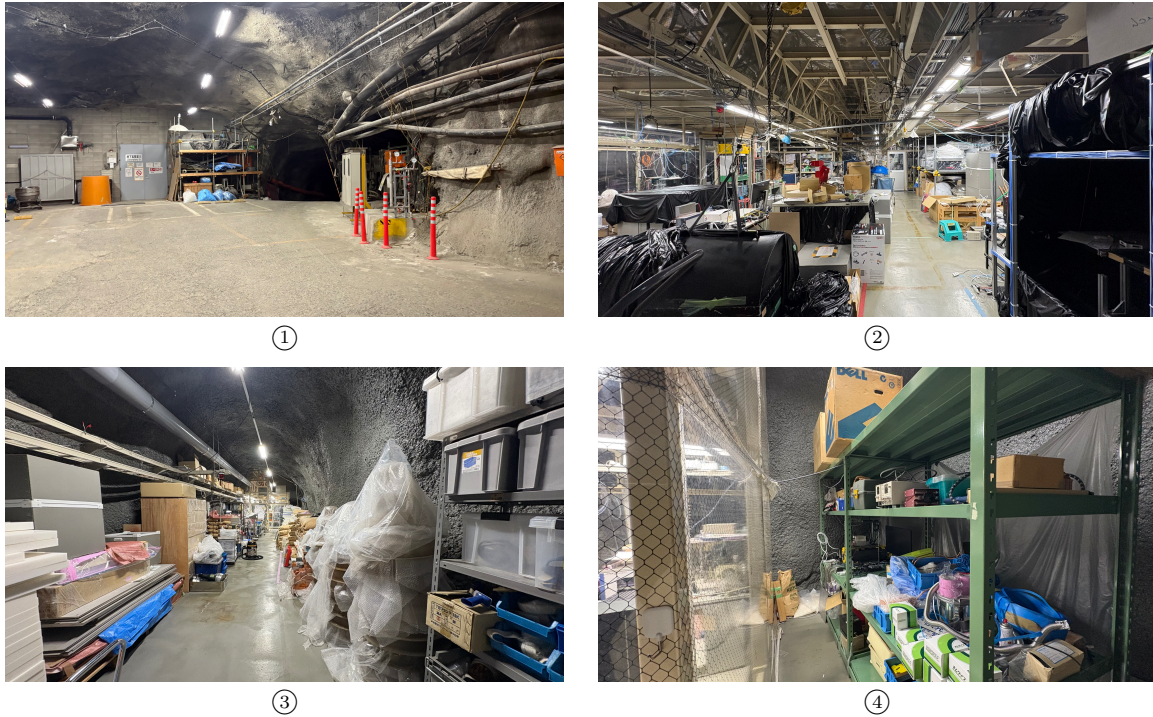


図 7: 図 6 中の番号①–④に対応する Lab-B 周辺の写真

## 2.2 検出器： $^3\text{He}$ 比例計数管

本研究では、神岡地下実験室 Lab-B における環境中性子（特に熱中性子成分）を高感度に測定するため、 $^3\text{He}$  比例計数管を用いた。 $^3\text{He}$  は熱中性子に対して大きな吸収断面積を持つため、低フラックスの地下環境においても安定した計数が得られる。本節では、 $^3\text{He}$  比例計数管の測定原理（反応過程と信号生成）とエネルギースペクトルの特徴を概説し、本研究で用いた Setup A/B の構成を述べる。

### 2.2.1 測定原理

$^3\text{He}$  比例計数管はガス検出器の一種であり、中性子吸収反応



を利用して中性子を検出する。熱中性子領域において本反応の断面積は大きく、典型的な熱中性子 ( $E_n \simeq 0.025 \text{ eV}$ ) に対して  $\sim 5.3 \times 10^3 \text{ barn}$  程度である ( $1 \text{ barn} = 10^{-28} \text{ m}^2$ )。一方、高速中性子に対しては断面積が小さく、比例計数管単体では検出効率が低下する。このため本研究では、減速材を組み合わせた Setup を併用し (2.2.3 節)、エネルギー成分に対する感度を相対的に変化させて測定を行う。

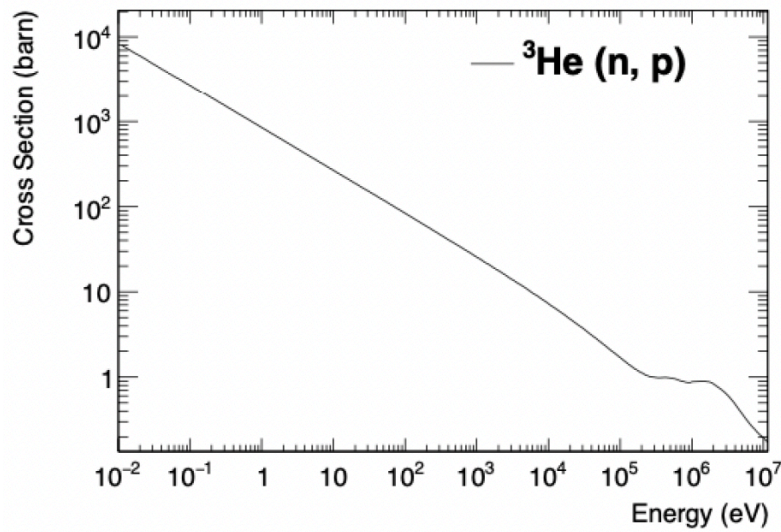


図 8:  ${}^3\text{He}(n,p)$  反応の断面積の中性子エネルギー依存性 [5]

${}^3\text{He}$  比例計数管は、円筒状の金属容器（陰極）内に  ${}^3\text{He}$  ガスを封入し、中心にアノードワイヤ（陽極）を張った構造を持つ。アノードに高電圧を印加することで、半径方向に強い電界が形成される。入射中性子が式 (3) の反応を起こすと、トリチウム (T) と陽子 (p) が生成され、ガス中を飛跡として電離を生じる。

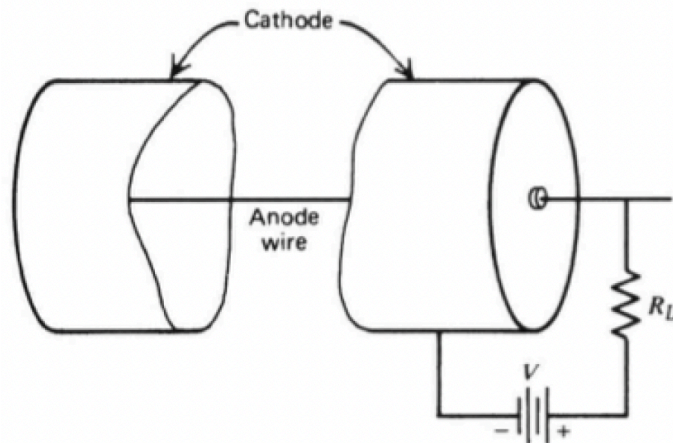


図 9:  ${}^3\text{He}$  比例計数管の概略構造 [5]

生成された荷電粒子 (T および p) は、ns 程度の時間スケールでガスを電離し一次電子・イオン対を作る。一次電子は電界によりアノードへ向かってドリフトし、アノード近傍の強電界領域に入ると電子なだれ（ガス増幅）を起こす。結果としてアノードには多数の電子が短時間で到達し、同時に多数の陽イオンが生成される。出力パルスは、この電荷分離に伴う誘起電荷（主として陽イオンの移動による寄与が大きい）として観測される。電子なだれで得られる増幅率は印加電圧に依存し、一次電離量に比例した出力が得られる領域で動作させることで「比例計数」が成立する。

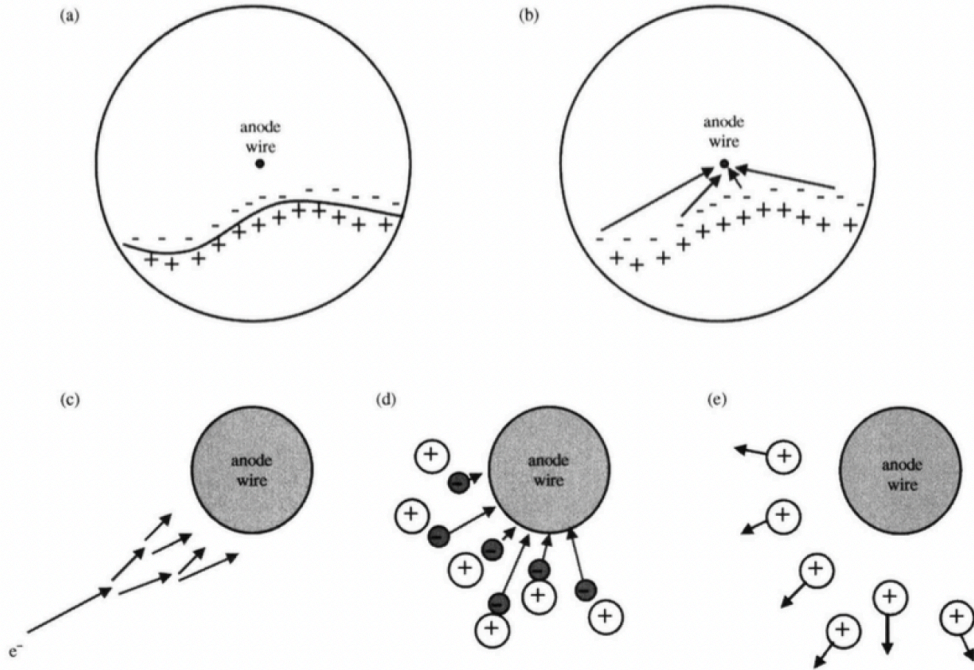


図 10: 比例計数管における信号生成の模式図 [5] (a) 荷電粒子による電離 (b) 電子ドリフト (c,d) 電子なだれ (e) 陽イオン移動による誘起電荷形成

式 (3) で放出されるエネルギー  $0.764 \text{ MeV}$  は、熱中性子の運動エネルギー ( $\sim 0.025 \text{ eV}$ ) に比べて十分大きい。したがって、 ${}^3\text{He}$  比例計数管のパルス波高は一般に入射中性子の運動エネルギーではなく、反応生成粒子 (T と p) がガス中に付与したエネルギーに対応する。このため、観測される波高スペクトルは反応生成粒子のエネルギー分配と壁際効果により特徴的な形状を持つ (2.2.2 節)。

比例計数管の出力信号は微弱であるため、実際の測定では前置増幅器 (プリアンプ) を介して増幅し、波形として記録する。信号形成を直感的に理解するため、比例計数管を容量  $C$  をもつコンデンサとして近似し、負荷抵抗  $R$  から信号電圧を取り出す等価回路 (図 11) で表す。図中の  $V$  は印加電圧、 $V_{\text{ch}}$  は比例計数管 (コンデンサ) 両端にかかる電圧、 $V_R$  は負荷抵抗  $R$  に生じる信号電圧であり、両者は

$$V_R = V - V_{\text{ch}} \quad (4)$$

で関係づけられる。中性子捕獲により生成された荷電粒子 (p, T) がガス中で電離を起こし、電子なだれを経て誘起電荷  $Q$  が形成されると、コンデンサに蓄えられた電気エネルギーの一部が信号形成に用いられる。このとき ( $V \gg V_R$  を仮定できる範囲では) 信号の最大波高は誘起電荷にほぼ比例し、

$$V_R \simeq \frac{Q}{C} \quad (5)$$

と近似できる。さらに、回路の時定数  $RC$  が陽イオンの収集時間 ( $\mu\text{s}$  程度) より十分長い条件では、陽イオンの移動により形成される信号が抵抗で十分に積分され、式 (5) で与えられる値がパルスの最大波高を与える。本研究ではこの関係を前提として、一定の高電圧・一定の読み出し条件で波形を取得する。

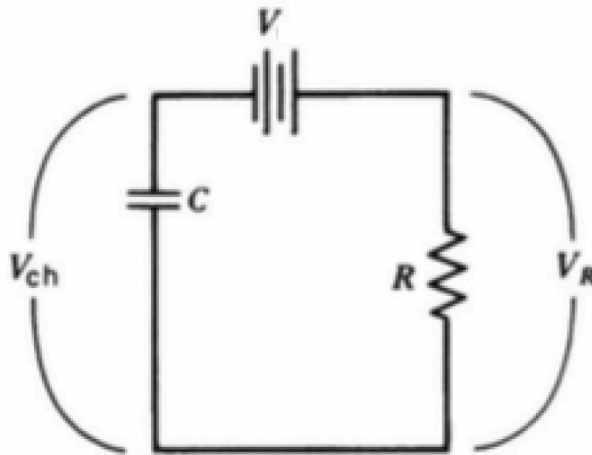


図 11: 比例計数管を容量  $C$  として表した簡略等価回路 [5]

### 2.2.2 エネルギースペクトルと壁際効果

式 (3) で放出される反応  $Q$  値は  $0.764 \text{ MeV}$  であり、入射熱中性子の運動エネルギーはこれに比べて十分小さい。したがって、反応生成粒子の運動エネルギーは（重心系の運動量保存により）ほぼ一定に分配される。典型的には陽子とトリチウムが反対方向へ放出され、それぞれ

$$E_p \simeq 574 \text{ keV}, \quad E_T \simeq 191 \text{ keV} \quad (6)$$

の運動エネルギーを持つ。理想的に両者がガス中で全エネルギーを失えば、計数管に付与されるエネルギーは

$$E_{\text{dep}} \simeq E_p + E_T \simeq 764 \text{ keV} \quad (7)$$

となり、 $764 \text{ keV}$  付近に全吸収ピークが現れる。

実際の比例計数管では、反応が管壁近傍で起こると図 12 のように生成粒子の一方（あるいは両方）がガス中で十分に減速する前に管壁へ到達し、残りのエネルギーを壁（検出器外）へ持ち去り得る。これを壁際効果と呼ぶ。このとき計数管内での付与エネルギー  $E_{\text{dep}}$  は  $0.764 \text{ MeV}$  より小さくなり、結果として全吸収ピークの低エネルギー側に連続成分が形成される。特に、一方の粒子のみがガス中でほぼ全エネルギーを失い、もう一方が壁へ逃げる極限では、スペクトルの端点として  $E_{\text{dep}} \simeq 574 \text{ keV}$  または  $191 \text{ keV}$  付近に特徴が現れる。

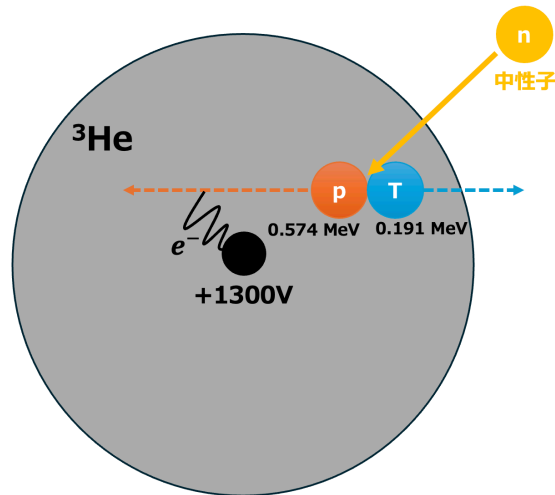


図 12: 壁際効果の模式図 反応が管壁近傍で起こると、生成粒子 (p,T) の一方が管壁へ到達してエネルギーの一部を失いガス中への付与エネルギーが小さくなる。

以上より、 $^3\text{He}$  比例計数管で観測される付与エネルギースペクトルは、(1) 反応生成粒子がガス中で全エネルギーを失った事象に対応する全吸収ピーク ( $\sim 764 \text{ keV}$ ) と、(2) 壁際効果によりエネルギーが部分的に失われた事象による連続成分から構成される (図 13)。連続成分は幾何学 (反応位置や放出方向) と粒子の飛程に依存し、地下環境測定のような低レート測定では、低波高側が電気ノイズに埋もれやすく、このスペクトル形状を踏まえた事象選別が重要となる。本研究では、波形から得られるパルス波高 (ADC) を用いて中性子事象領域を定義しレートを構成するが、その具体的手順と較正は第 3 章で詳述する。

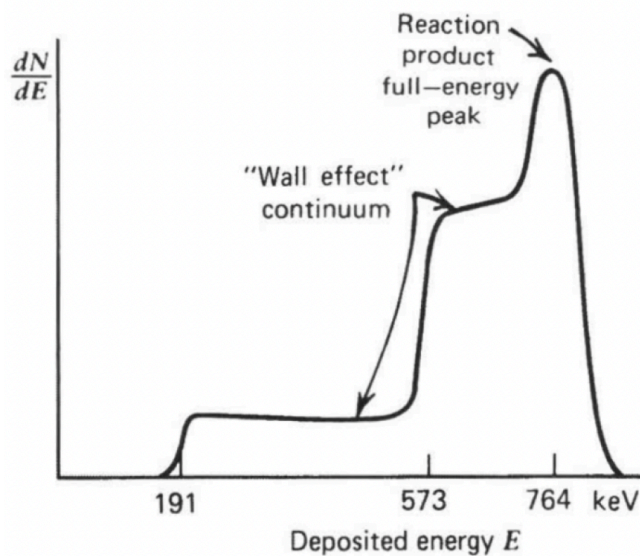


図 13:  $^3\text{He}$  比例計数管で観測される付与エネルギースペクトル [5]

### 2.2.3 Setup A/B の構成

前節までに述べたように、 $^3\text{He}$  比例計数管は熱中性子に対して高い感度を持つ一方で、高速中性子に対する直接の検出効率は低い。そこで本研究では、同一形式の  $^3\text{He}$  比例計数管を用いながら周辺材（減速材・吸収材）を用いることで中性子エネルギー成分に対する感度を相対的に変化させた二つのセットアップを用意した。以降、比例計数管をそのまま設置したものを **Setup A**、比例計数管の周囲をポリエチレンおよびボロンシートで覆ったものを **Setup B** と呼ぶ。

本研究では、Reuter Stokes 社の  $^3\text{He}$  比例計数管（RS-P4-1615-207）を 2 本使用した。主要仕様を表 3 に示す。ここで熱中性子感度の単位 nv は、熱中性子フラックス（neutron/cm<sup>2</sup>/s）を表す。

表 3: 本研究で使用した  $^3\text{He}$  比例計数管（RS-P4-1615-207）の主要仕様（データシート値）

項目	値
熱中性子感度	146 cps/nv (±10%)
陽極電圧プラトー領域	1125–1625 V
エネルギー分解能	< 15%
封入ガス圧	9.8 atm
全長	432.1 mm
有感長 (active length)	381.0 mm
直径	50.8 mm

Setup A では、比例計数管を周辺材で覆わずにそのまま設置し、主として熱中性子成分を高感度に計数する。一方 Setup B では、高速中性子が周辺物質中で散乱を繰り返して熱化した後に  $^3\text{He}$  で捕獲される確率を高める目的で、比例計数管をポリエチレン容器内に収める。さらにポリエチレンで熱化した中性子は周囲からも入射し得るため、外部から入射する熱中性子の寄与を抑える目的で、容器外側にボロンシート（熱中性子吸収材）を配置する。この構成により Setup B では相対的に高速成分の情報を強めたレートが得られる。本研究で用いた周辺材の厚さは、ポリエチレン  $t \simeq 65$  mm、ボロンシート  $t \simeq 5$  mm である。ポリエチレン容器は日鈴精機に受注製作したものであり、ボロンシートは B<sub>4</sub>C を 40%含有する流し込み成形材（アスク・サンシンエンジニアリング, SM）を使用した。Setup A/B の模式図と外観を図 14 と図 15 に示す。

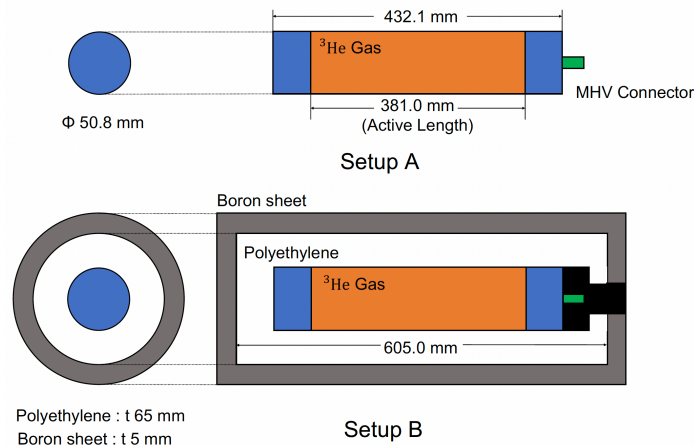


図 14: Setup A/B の模式図と主要寸法 [4]



(a) 使用した2本の $^3\text{He}$ 比例計数管



(b) Setup B: ポリエチレン容器  
(収納時)



(c) Setup B: 外観  
(ボロンシートで被覆後)

図 15: Setup A/B で用いた検出器および周辺材の外観 [4]

Setup A/B の役割分担を定量的に確認するためには、単色中性子を照射した場合の検出応答（検出効率）を評価することが有効である。先行研究 [4] では Geant4 を用いて Setup A/B を再現し、単色中性子に対する計数率（フルエンス規格化）を求めることで、Setup A が熱領域に強く Setup B がより高いエネルギー領域まで感度を持つことが示されている。この応答の違いを利用して、本研究では長期測定で得られる二系統レート  $R_A, R_B$  および比  $R_A/R_B$  を、環境中性子スペクトル形状の変化に感度を持つ観測量として用いる。

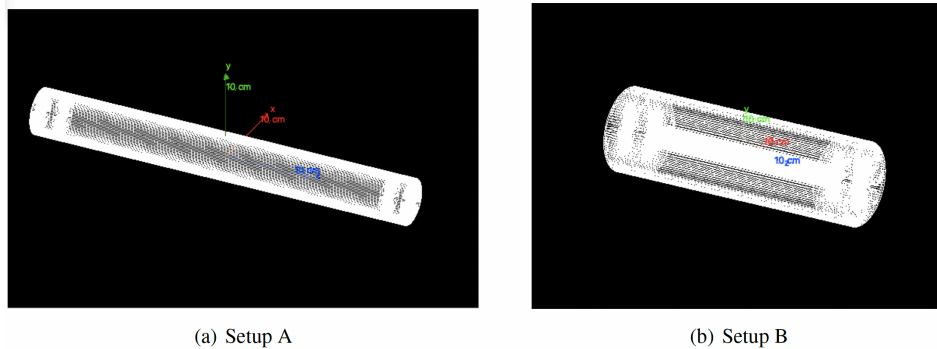


図 16: Geant4 における Setup A/B のジオメトリ [4]

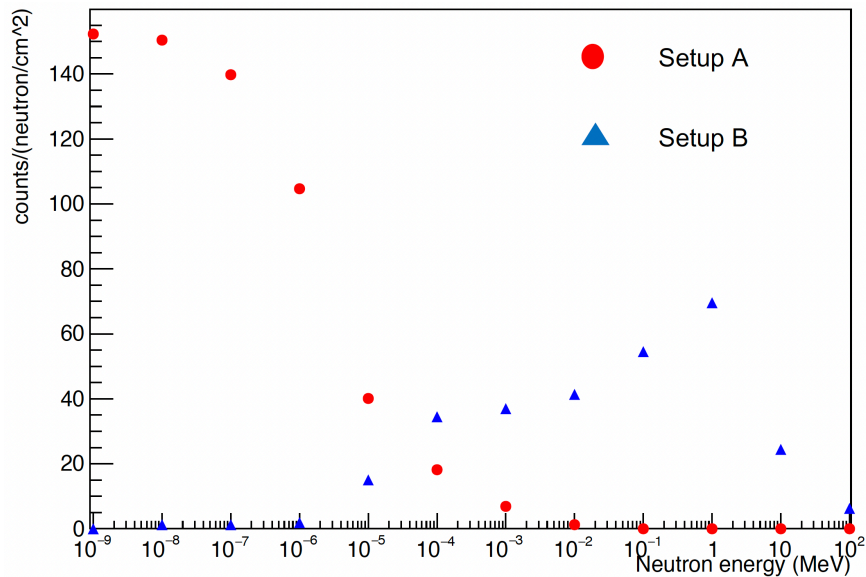


図 17: 単色中性子に対する Setup A/B の応答（フルエンス規格化） [4] Setup A の熱中性子に対する感度は表 3 の値 146 cps/nv ( $\pm 10\%$ ) と整合する。

### 2.3 データ収集系

本研究では、 $^3\text{He}$  比例計数管の出力パルスを長期間にわたり安定に記録するため、前置増幅から波形のデジタル化、保存までを一貫して行うデータ収集系（DAQ: Data AcQuisition）を構築した。地下環境中性子の計数率は低く、また季節スケールの微小な変動を議論するためには、同一条件での連続運転が重要となる。本節では、DAQの基本構成（ハードウェアおよび信号経路）とデータファイル形式を述べる。なお、長期運転の過程で判明したDAQの信頼性課題とその改善（フリーズ対策や取得系の冗長化など）は第4章で詳述し、本節では測定系の基準となる構成を中心に説明する。

### 2.3.1 ハードウェア構成

$^3\text{He}$  比例計数管には一定の高電圧を印加し、出力信号は前置増幅器で増幅した後、USB 接続の多機能計測器を用いて波形としてデジタル化し、制御用コンピュータにより連続取得・保存した。この構成により、実験室内での設置自由度を保ちつつ、オシロスコープ相当の波形情報を長期にわたり取得できる。図 18 に、本研究で用いた信号読み出しから保存までのブロック図を示す。

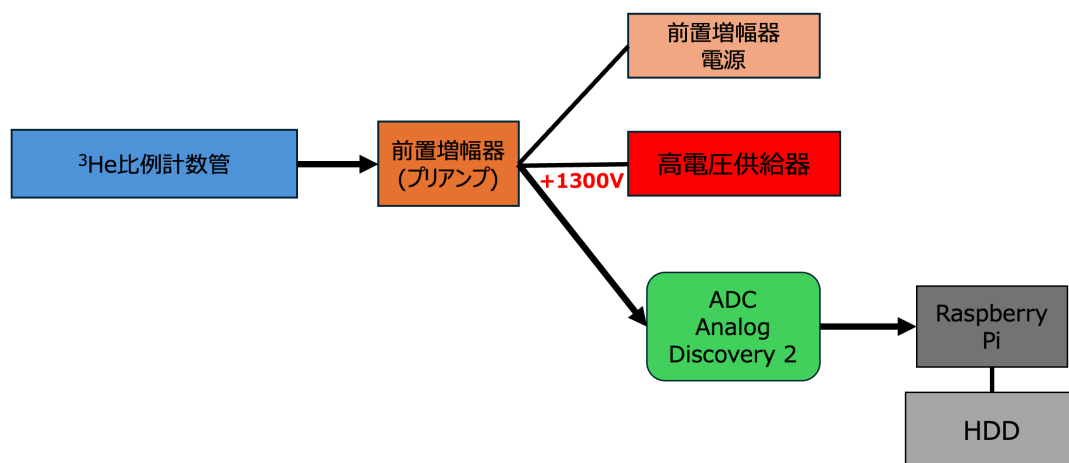


図 18: データ収集系 (DAQ) のブロック図

本研究で使用した主な機器を以下に示す。

- 前置増幅器：Clear Pulse 581
- 前置増幅器電源：Clear Pulse E610
- 高電圧供給機：Hayashi Repic RPH-034
- ADC・オシロスコープ相当：Digilent Analog Discovery 2
- 制御 PC：Raspberry Pi 4

前置増幅器は比例計数管からの微弱なパルスを低雑音で増幅し、後段のデジタル化に適した電圧レンジへ整形する役割を担う。高電圧供給機は比例計数領域で安定動作する電圧を供給する。電圧は比例計数管のプラトー領域 (表 3) に含まれる +1300 V に設定し、以降の環境中性子測定では同一条件で運転した。

デジタル化には Analog Discovery 2 を用い、十分なサンプリングで波形を取得した。Analog Discovery は、混合信号回路の測定や可視化、生成、記録及び制御をユーザー自身が行うことのできる USB オシロスコープ及び多機能計測器である。USB 給電・USB 通信で制御でき、地下実験室における機材規模を小さく保てる利点がある。また制御 PC には Raspberry Pi 4 を用いた。Raspberry Pi は小型・低消費電力であり、坑内での長期常設に適している一方、一般的な PC と比べて計算資源や拡張性に制約がある。しかし本研究の波形取得に必要な制御・保存処理は実用上十分に実行可能であることを確認し、DAQ 用 PC として採用している。



Raspberry Pi 4



Analog Discovery 2

図 19: DAQ に用いた制御 PC および波形取得機器

取得した波形データは、外部ストレージに保存して運用した。長期測定ではデータ量が大きくなるため、制御 PC 単体の保存容量に依存しない設計とし、保存先を外付けストレージへ分離することで連続運転を容易にした。また、長期運転の信頼性向上のため、測定期間の一部では信号取得系の冗長化や配線のノイズ対策を段階的に導入した。これらは測定系の基本動作を変えるものではなく、詳細は第 4 章で述べる。

以下に DAQ および検出器周辺機器の配置図と写真を示す。

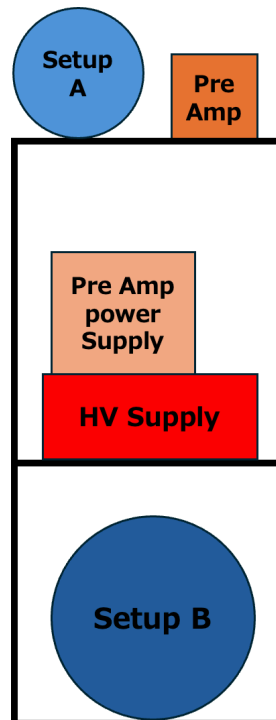


図 20: 検出器周辺の配置

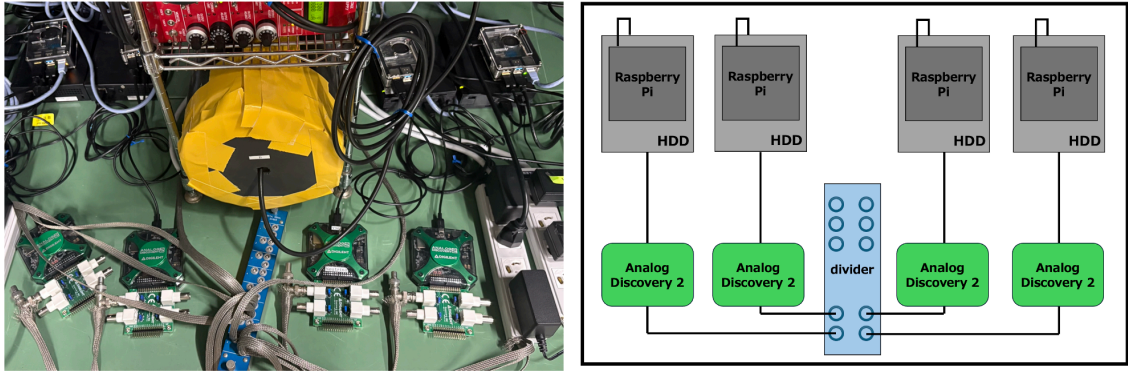


図 21: DAQ 周辺機器の配置

### 2.3.2 データファイル形式と運用

本研究では、波形取得プログラムを連続実行する制御スクリプトにより、測定データをサブラン (subrun) 単位のファイルとして逐次保存した。各サブランは、(i) 事象数が所定の上限 (本研究では 1000 事象) に到達した場合、または (ii) 一定時間信号が検出されないままタイムアウトに達した場合に終了し、直ちに次サブランの取得を開始する。タイムアウト条件は Setup により異なり、Setup A では 3600 s、Setup B では 7200 s とした。この運用により、低レート環境においてもファイルが適切なサイズで区切られ、長期連続運転時のデータ管理を容易にした。

波形のサンプリング周波数は  $f_s = 5.0$  MHz とし、各事象について取得された波形サンプル列を生データとして保存した。生データファイルは事象ごとにブロック構造を持つ。各ブロックはヘッダ行とそれに続く波形データ (ADC の出力に対応する整数値列) から構成され、当該事象が記録された UNIX 時刻 (秒) も併せて記録される。本論文ではこれらの生波形から事象の波高等の特徴量を算出し中性子事象選別を行う。

### 3 中性子レート解析

本章では、第2章で述べた測定系とDAQにより取得した波形データから、環境中性子レートを定義し、長期時系列解析に用いるための手順をまとめる。まず、 $^3\text{He}$  比例計数管で観測される典型的な中性子信号波形と、イベント記録に用いたトリガー条件を述べる。次に、 $^{252}\text{Cf}$  中性子線源データを用いて波高 (ADC) と付与エネルギーの対応付けを行い、解析に用いるエネルギー指標を定める。最後に、中性子事象選別の規則とレートの定義、統計誤差の与え方を示す。

#### 3.1 中性子信号の記録

第2章で述べたように、 $^3\text{He}$  比例計数管では中性子捕獲反応で生成される荷電粒子 (p および T) がガス中で電離を生じ、その電離量に対応したパルス信号が得られる。本研究ではこの出力を前置増幅器で増幅した後、Analog Discovery 2 (AD2) で波形としてデジタル化し、イベント単位で保存した。図22に、記録された典型的な中性子事象の波形例を示す。波形はベースライン付近から急峻に立ち上がった後、比較的長い減衰成分を伴ってベースラインへ戻る形状を示す。

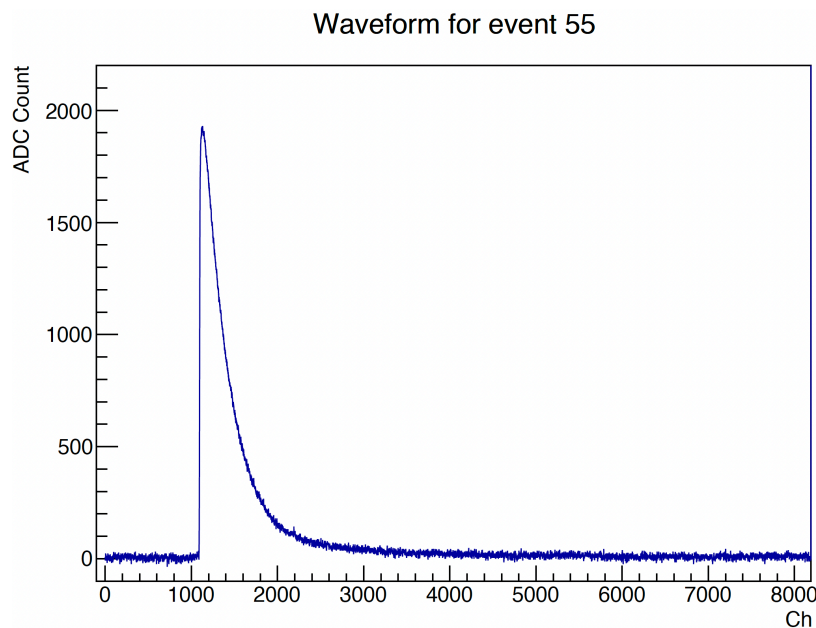


図 22: AD2 で記録した中性子事象の波形例 横軸はサンプル番号、縦軸はデジタル化された波形値を示す。

AD2で連続的に観測される電圧波形から中性子事象を記録するため、本研究ではトリガー機能を用いて波形を切り出した。トリガー条件には、電圧が所定の閾値を下から上へ横切った時刻で発火する方式 (Rising Positive) を採用した。この方式により、記録される波形は立ち上がり近傍に時間的に整列し、波高や波形形状の評価を一貫した基準で行うことができる。閾値 (トリガーレベル) は、ノイズ起因の誤トリガーを抑えつつ中性子事象を十分に記録できる範囲に設定することが望ましいが、具体的な設定値と事象選別への反映は3.3節で述べる。

本研究ではサンプリング周波数を  $f_s = 5.0$  MHz とし、1 イベントあたり  $N_s = 8192$  サンプルを保存した。したがって、サンプリング周期は

$$\Delta t_s = \frac{1}{f_s} = 2.0 \times 10^{-7} \text{ s} = 0.20 \text{ } \mu\text{s} \quad (8)$$

であり、1 イベントの記録時間窓は

$$T = \frac{N_s}{f_s} = \frac{8192}{5.0 \times 10^6} = 1.6384 \times 10^{-3} \text{ s} \simeq 1.64 \text{ ms} \quad (9)$$

となる。この時間窓は、立ち上がりから減衰部までを単一イベントとして扱うのに十分な長さである。

さらにトリガー時刻が記録窓のどの位置に来るかを trigger position として指定し、トリガー前後の波形を含むように記録窓を配置した。ここでは  $N_{\text{pos}} = 3000$  とし、トリガーが記録開始から  $N_{\text{pos}}$  サンプル後に来るよう設定した。これは

$$t_{\text{pos}} = N_{\text{pos}} \Delta t_s = 3000 \times 0.20 \text{ } \mu\text{s} = 600 \text{ } \mu\text{s} = 0.60 \text{ ms} \quad (10)$$

に対応する。この設定により、トリガー以前にベースライン評価に用いる区間を確保でき、トリガー以後にも減衰成分を含む波形を同一イベントとして記録できる。

波形の縦軸は AD2 の ADC 出力を整数値として記録したものであり、AD2 の実効分解能は 14-bit である。本研究では、取得時の入力レンジを  $V_{\text{pp}} = 5$  V とした。このとき、14-bit 量子化における 1 LSB (最小刻み) の電圧幅は概ね

$$\Delta V \simeq \frac{V_{\text{pp}}}{2^{14}} = \frac{5 \text{ V}}{16384} \approx 3.05 \times 10^{-4} \text{ V} = 0.305 \text{ mV} \quad (11)$$

で与えられる。なお、取得データは 16-bit 整数配列として出力されるため下位 2 bit が 0 となり値が 4 刻みで現れるが、このときも実効的な電圧刻みは  $4 \times (5 \text{ V}/65536) = 5 \text{ V}/16384$  となり、上式と整合する。

以上の設定により、各イベント波形から波高などの特徴量を算出し、以降の事象選別とレート定義に用いる。

### 3.2 $^{252}\text{Cf}$ 中性子線源を用いたエネルギー較正

本研究では、波形から得られるパルス波高を用いて中性子事象の特徴づけを行う。しかし、DAQ で記録される波高は ADC によりデジタル化された値 (ADC count) であり、このままでは検出器内の付与エネルギーを物理量として直接議論できない。そこで本研究では、中性子線源を用いた較正運転 (calibration) を行い、波高 (ADC count) と付与エネルギー (MeV) の対応を定め、以降の解析で用いるエネルギー指標へ換算可能とした。

較正には、自発核分裂により中性子を放出する  $^{252}\text{Cf}$  線源を用いた。較正作業に用いた線源 (通称: 神岡-51) の仕様を表 4 にまとめる。また、線源外観の写真例を図 23 に示す。

表 4:  $^{252}\text{Cf}$  中性子線源 (神岡-51) の仕様 (ラベル記載値に基づく)

核種	$^{252}\text{Cf}$
放射能	3.7 MBq (2017/02/15 時点)
カプセル材質	ステンレス鋼
カプセル直径	9.4 mm
カプセル長さ	36.3 mm

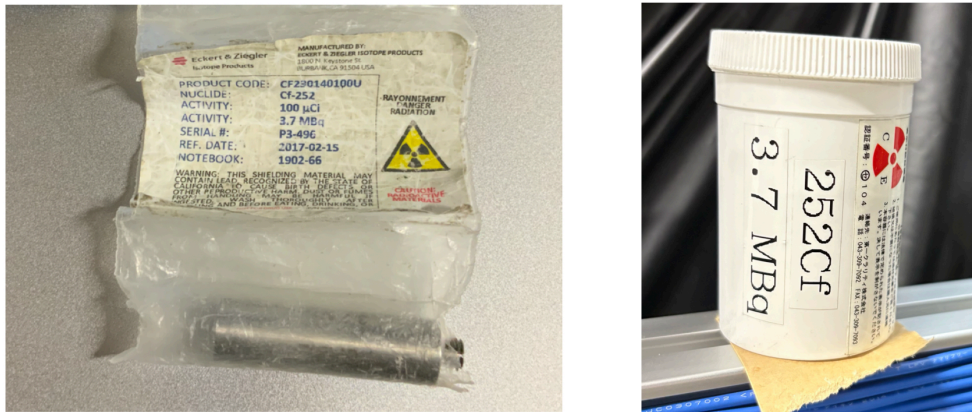


図 23:  $^{252}\text{Cf}$  中性子線源の外観（左：カプセル、右：保管容器） [4]

較正運転では、検出器近傍の同一位置に線源を設置し、一定時間（典型的には～1時間）データ取得を行った。これにより、環境中性子に比べて統計精度良く中性子事象を収集でき、波高スペクトルの代表的な特徴点を安定に決定できる。

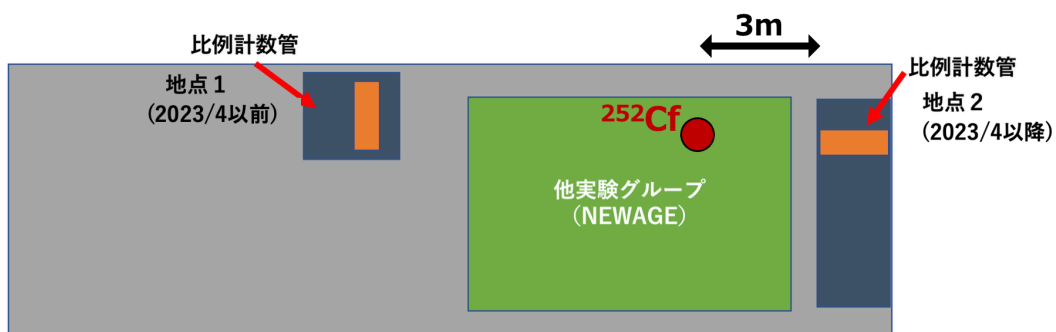


図 24:  $^{252}\text{Cf}$  較正時の線源設置位置

$^{252}\text{Cf}$  較正データから、各イベントの波高 (ADC count) を用いて波高スペクトルを作成した。2.2.2 節で述べたように、 $^3\text{He}$  比例計数管では熱中性子捕獲反応  $^3\text{He}(n, p)\text{T}$  の Q 値が 0.764 MeV であるため、理想的には 0.764 MeV に対応する全吸収ピークが現れる。一方、反応が管壁近傍で生じた場合には壁際効果により付与エネルギーが小さくなり、スペクトル低エネルギー側に連続成分が形成され、その端点の一つとして、0.191 MeV に対応する特徴 (トリチウム成分の端点) が現れる。

本研究では、較正スペクトルに対して (i) 全吸収ピーク (0.764 MeV) に対応する波高位置、(ii) 壁際効果の端点 (0.191 MeV) に対応する波高位置をフィットにより決定し、ADC count とエネルギーの対応付けに用いた。図 25 に、較正データの波高スペクトル例を示す。図中には、フィットにより得た 2 つの特徴点とそれぞれに対応づけるエネルギー値 (0.764 MeV、0.191 MeV) を併記した。

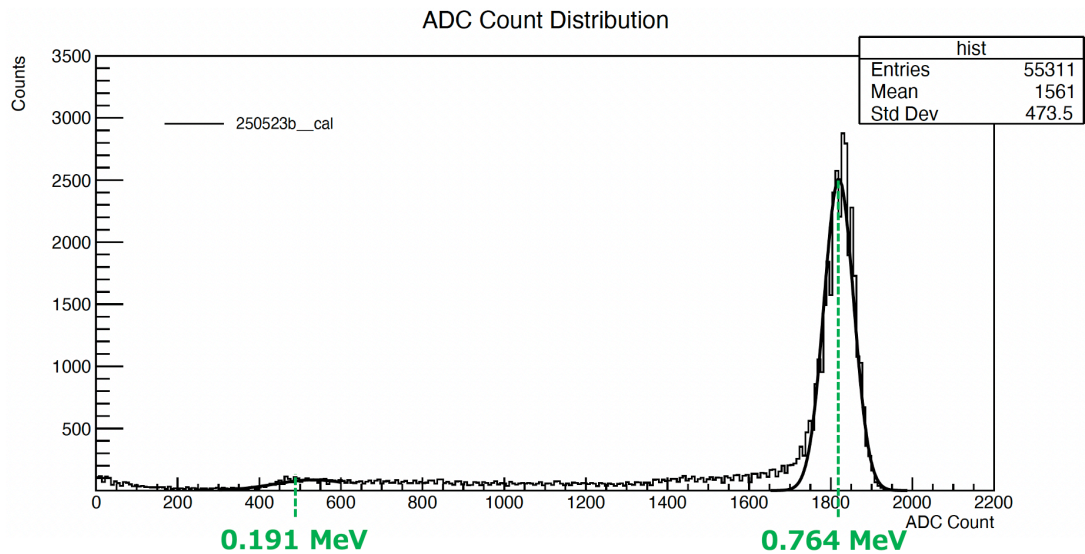


図 25:  $^{252}\text{Cf}$  較正データの波高スペクトル例 (横軸: ADC count、縦軸: Counts)

### 3.3 中性子事象選別とレート定義

本節では、取得した波形データから環境中性子レートを構成するための事象選別手順と、レートの定義および統計誤差の与え方を述べる。地下環境では中性子レートが低く、記録イベントには電気ノイズや外来事象が混在し得るため、波形特徴量に基づく選別規則を明確にする。

#### 中性子事象選別 (波高・RoN/RoM・閾値)

各イベント波形からベースラインを評価し、パルス波高 (pulse height) を

$$H \equiv H_{\text{peak}} - H_{\text{base}} \quad (12)$$

として定義する。ここで  $H_{\text{peak}}$  は波形の最大値、 $H_{\text{base}}$  はトリガー以前の区間で評価したベースライン平均である。3.2 節のエネルギー較正により波高  $H$  (ADC count) を付与エネルギー  $E$  (MeV) へ換算できるため、以降では  $E$  を用いて事象領域を定義する。

$^3\text{He}$  比例計数管では、 $^3\text{He}(n, p)\text{T}$  反応の全吸収ピーク (0.764 MeV) と壁際効果に由来する連続成分が観測される (2.2.2 節)。本研究では検出器の分解能とスペクトル形状を踏まえ、中性子事象領域 (Rate of Neutron, RoN) を

$$\text{RoN: } 0.15 \text{ MeV} \leq E \leq 0.85 \text{ MeV} \quad (13)$$

として定義した。一方、通常運転では低波高側が電気ノイズに埋もれやすいため、ノイズ混入を抑える目的で高めのトリガー閾値を設定し、実際に計数に用いる領域 (Rate of Measured, RoM) を

$$\text{RoM: } 0.50 \text{ MeV} \leq E \leq 0.85 \text{ MeV} \quad (14)$$

として定義した。較正後のエネルギースペクトル上で、RoN および RoM の領域を図 26 に示す。

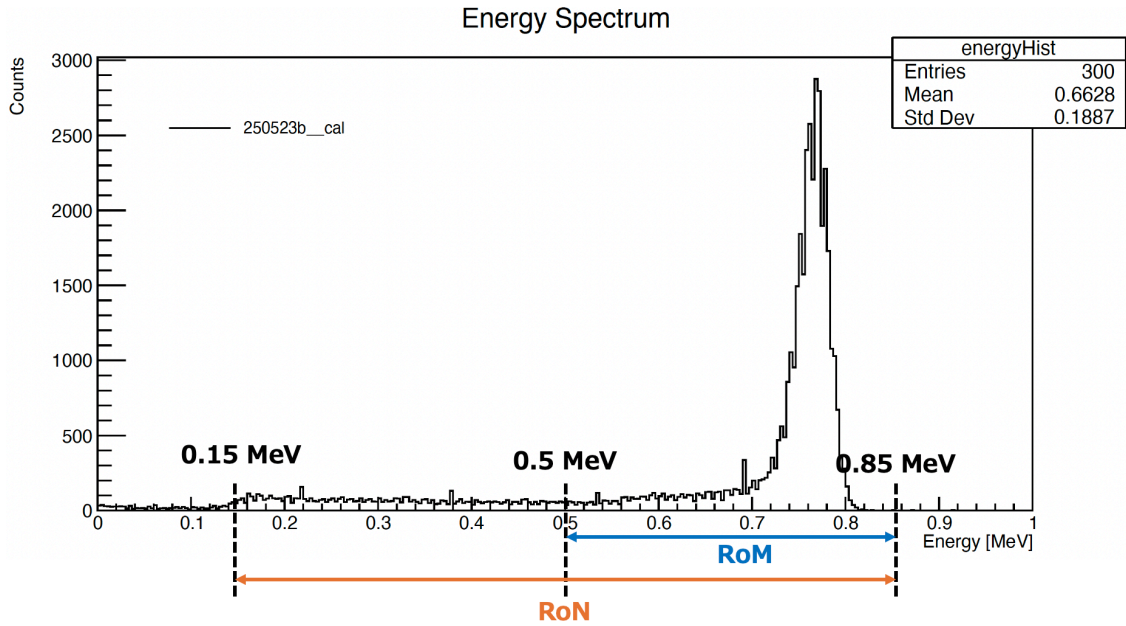


図 26: 較正によりエネルギー軸へ換算したスペクトル例 破線は RoN (0.15–0.85 MeV) および RoM (0.50–0.85 MeV) の境界を示す。

トリガー閾値は DAQ の運用設定として電圧 (V) で与え、長期データに対して各期間で一定の設定を適用した。また、信号読み出し条件が DAQ 改善により変更された期間には、各系統に入力される信号波高が 1/2 となったため、同一の選別意図を保つよう閾値も電圧で 1/2 に調整した。本研究で用いたトリガー閾値の設定を表 5 にまとめる (DAQ 改善の詳細は第 4 章で述べる)。

表 5: トリガー閾値の設定一覧

区分	目的	閾値 (電圧)	備考
calibration run	スペクトル取得 (低波高まで)	0.015 V	低閾値
normal run	ノイズ抑制	0.18 V	高閾値
calibration run (波高 ~1/2 期間)	スペクトル取得 (低波高まで)	0.0075 V	閾値を半分に調整
normal run (波高 ~1/2 期間)	ノイズ抑制	0.09 V	閾値を半分に調整

### レート定義と統計誤差 ( $\epsilon$ 補正とポアソン誤差)

通常運転では RoM 領域の事象数のみが主に取得されるため、RoN 領域の全中性子事象数を推定する変換係数  $\epsilon$  を導入する。 $^{252}\text{Cf}$  較正データにおいて、RoN 領域のイベント数を  $N_{\text{RoN}}$ 、RoM 領域のイベント数を  $N_{\text{RoM}}$  とすると、

$$\epsilon \equiv \frac{N_{\text{RoN}}}{N_{\text{RoM}}} \quad (15)$$

と定義する。

本研究では複数回の較正運転から  $\epsilon$  を評価した結果、時系列で大きな変動は見られなかった。そこ

で以降の解析では代表値として

$$\varepsilon = 1.17 \text{ (Setup A)}, \quad \varepsilon = 1.18 \text{ (Setup B)} \quad (16)$$

を用いた。

通常運転において、事象選別後に RoM 領域で得られたイベント数を  $N$ 、有効測定時間 (livetime) を  $t_{\text{live}}$  とすると、RoN 領域に対応する中性子レート  $R$  を

$$R \equiv \varepsilon \cdot \frac{N}{t_{\text{live}}} \quad (17)$$

と定義する。ここで  $t_{\text{live}}$  は、DAQ の取得ギャップ等に起因する deadtime に加えて、環境中性子測定として扱わない期間 (同一実験室内での  $^{252}\text{Cf}$  線源使用期間など) を除外した有効時間である。 $t_{\text{live}}$  の具体的な算出手法等は第 4 章で述べる。

中性子事象の計数は独立な事象の到来として、観測されたイベント数  $N$  がポアソン統計に従う。したがって、 $N$  の統計誤差は

$$\sigma_N = \sqrt{N} \quad (18)$$

で与えられる。式 (17) より、誤差伝播によりレートの統計誤差  $\sigma_R$  は

$$\sigma_R = \varepsilon \cdot \frac{\sigma_N}{t_{\text{live}}} = \varepsilon \cdot \frac{\sqrt{N}}{t_{\text{live}}} \quad (19)$$

となる。本研究では、日・週・月 bin の各点の誤差として式 (19) を用いる。

## 4 データ収集系の信頼性評価と改善

本章では、第2章で述べたDAQの長期運転において顕在化したデータ欠損（取得停止）を整理し、その原因がDAQフリーズに起因する可能性を検討する。まず、事象間時間差  $\Delta t$  の分布から取得停止の兆候を統計的に抽出する。次に、フリーズ再発防止を目的として実施したハード面の改良を述べる。さらに、フリーズが疑われるファイル境界のギャップを deadtime として扱い、lifetime 補正により長期データを同一規則で再構成する手法を示す。最後に、ハード改良導入後のデータで  $\Delta t$  分布の健全性を確認し、同一期間に対して lifetime 補正が相対変動を保存することを検証する。

### 4.1 DAQ フリーズの兆候と時間差分布による異常検出

2024年までの長期運転の過程で、 $^{252}\text{Cf}$  中性子線源を用いた較正運転中に1時間を超えるデータ欠損が複数回確認された。また、測定系を制御する Raspberry Pi に対する SSH リモート接続が一定期間応答しない事象が発生し、現地確認により Raspberry Pi 本体の過熱および SD カード破損が確認された。これらの事実は、DAQ が一時的に停止（フリーズ）し、信号が記録されない時間帯が生じた可能性を示唆する。そこで本節では、較正運転で顕在化した事象が通常運転データにも混入している可能性を考慮し、2024年までの環境中性子測定データ（通常運転データ）に対して事象間時間差  $\Delta t$  の統計的性質からフリーズの兆候を系統的に検出する。

DAQ は各事象について、波形とともに当該事象の記録時刻（UNIX 時刻、秒）を保存する（2.3.2 節）。時刻順に並んだ事象列の連続する2事象の時刻差を

$$\Delta t_i \equiv t_i - t_{i-1} \quad (20)$$

と定義し、その分布を調べる。DAQ が正常に連続取得できていれば、 $\Delta t$  は検出器レートにより決まる典型スケールを持つ。一方、DAQ フリーズにより取得が途切れると、 $\Delta t$  に不自然に長いギャップが混入する。

短時間スケールでレートが一定であり、かつ事象が独立に発生する近似（定常ポアソン過程）が成り立つ場合、事象間時間差  $\Delta t$  は指数分布

$$f(\Delta t) = \lambda \exp(-\lambda \Delta t) \quad (21)$$

に従う。ここで  $\lambda$  は事象発生率（平均レート）であり、 $\Delta t$  の期待値（平均値）

$$\mathbb{E}[\Delta t] = \int_0^{\infty} \Delta t f(\Delta t) d(\Delta t) = \frac{1}{\lambda} \quad (22)$$

で関係づけられる。また累積分布は

$$F(\Delta t) = \int_0^{\Delta t} f(t) dt = 1 - \exp(-\lambda \Delta t) \quad (23)$$

である。よって観測された  $\Delta t$  ヒストグラムを指数関数でフィットし、フィットから得た  $\lambda$  を用いて長時間側の期待頻度を外挿し、観測値との不一致を定量化する。

図27に、2021/7/16–2024/8/7の通常運転データに対して構成した  $\Delta t$  分布を示す。赤実線は指数関数フィットであり、Setup A では0–3600s、Setup B では0–7200sの範囲でフィットを行った。これらの上限値3600sおよび7200sは、サブラン終了のタイムアウト条件（2.3.2節）に一致する。

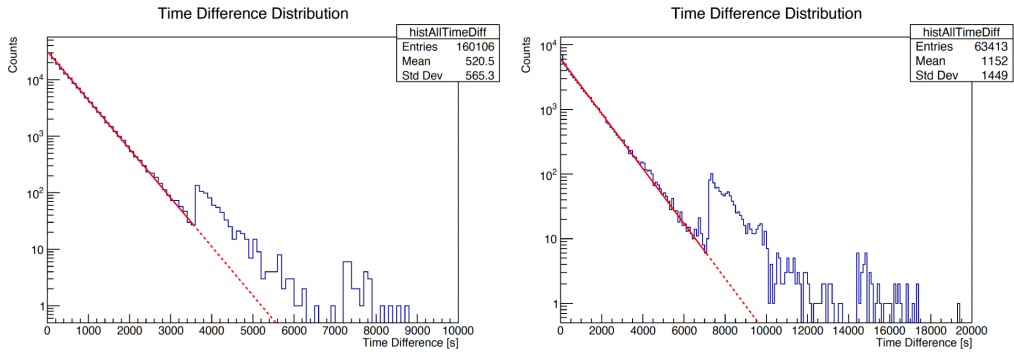


図 27: 事象間時間差  $\Delta t$  分布 (2021/7/16–2024/8/7) 左: Setup A、右: Setup B 赤実線は指数分布  $f(\Delta t) = \lambda e^{-\lambda \Delta t}$  によるフィット (A: 0–3600s、B: 0–7200s)、赤点線はその外挿を示す。

フィット範囲内では指数減衰と概ね整合する一方で、Setup A では  $\Delta t \simeq 3600$ s 付近、Setup B では  $\Delta t \simeq 7200$ s 付近に顕著な過剰 (山) が現れる。さらに、Setup A では  $\simeq 7200$ s など 3600s の倍数、Setup B では  $\simeq 14400$ s など 7200s の倍数にも過剰が見られる。これらは、サブラン切替 (ファイル境界) 近傍で DAQ がフリーズし、次の事象記録までに追加の待ち時間が生じた可能性を示唆する。

過剰がファイル境界に起因するかを確かめるため、連続する 2 事象が (1) 同一データファイル内に存在する場合 (same-file) と、(2) 隣接する別ファイルに跨る場合 (cross-file) に分類して  $\Delta t$  分布を作成した結果を図 28 に示す。

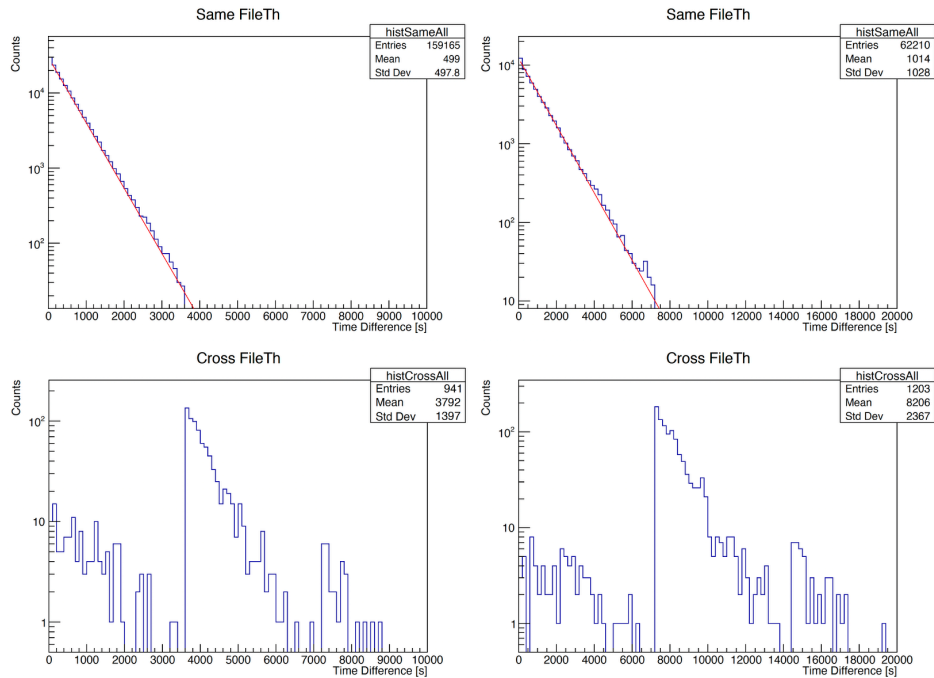


図 28: 事象間時間差  $\Delta t$  分布の比較 上段: 同一ファイル内で隣接する 2 事象 (same-file)、下段: ファイル境界を跨ぐ隣接 2 事象 (cross-file) 左: Setup A、右: Setup B

同一ファイル内の  $\Delta t$  分布は指数減衰と良く整合し、タイムアウト値付近の顕著な山は現れない。一方、ファイルを跨ぐ  $\Delta t$  分布では、Setup A で  $\sim 3600$  s 付近、Setup B で  $\sim 7200$  s 付近に明瞭なピークが現れる。この差は、長時間ギャップが物理的に事象が来ないためではなく、サブラン切替のタイミングで DAQ がフリーズし、次の記録開始まで deadtime が生じた可能性を支持する。

観測された  $\Delta t$  ヒストグラムを区間  $[\Delta t_1, \Delta t_2]$  で数え上げた観測数を  $N_{\text{obs}}$  とする。指数分布 (式 (21)) が成り立つと仮定すると、この区間に入る確率は

$$P(\Delta t_1 < \Delta t < \Delta t_2) = F(\Delta t_2) - F(\Delta t_1) = \exp(-\lambda\Delta t_1) - \exp(-\lambda\Delta t_2) \quad (24)$$

で与えられる。観測された事象対数を  $N_{\text{pair}}$  とすると、この区間の期待値は  $\mu = N_{\text{pair}} P$  である。ここで、区間  $[\Delta t_1, \Delta t_2]$  における観測数  $N_{\text{obs}}$  が指数分布に基づく期待値  $\mu$  からどの程度ずれているかを有意度  $Z$  で表す。そのため、観測と期待の差を  $\Delta N \equiv N_{\text{obs}} - \mu$  と定義し、差の不確かさ  $\sigma_{\Delta N}$  で規格化した量として

$$Z \equiv \frac{\Delta N}{\sigma_{\Delta N}} \quad (25)$$

を用いる。帰無仮説 (指数分布が成り立つ) の下では、区間内の計数は  $N_{\text{obs}} \sim \text{Poisson}(\mu)$  とみなせるため、

$$\text{Var}(N_{\text{obs}}) = \mu \Rightarrow \sigma_{\Delta N} \simeq \sqrt{\mu} \quad (26)$$

で与えられる。したがって  $Z$  は、帰無仮説の下で観測された差  $\Delta N$  が統計ゆらぎの標準偏差  $\sigma_{\Delta N}$  の何倍か、すなわち何  $\sigma$  離れているかを表す指標として解釈できる。  $|Z| \gg 1$  は、観測が期待から統計ゆらぎのみでは説明しがたい程度に外れていることを意味する。

表 6 に、タイムアウト未満の代表区間と、タイムアウト近傍・以降の区間を並べて示す。

表 6: 指数フィット外挿に対する  $\Delta t$  分布の不一致の定量例

Setup	区間 [s]	$N_{\text{obs}}$	$\mu$ (指数外挿)	$Z$ [ $\sigma$ ]
A	800–1000	10636	10649.9	-0.13
A	1800–2000	1512	1457.3	+1.43
A	3400–3600	57	60.46	-0.45
A	3600–3800	241	40.62	+31.4
A	3800–4000	180	27.29	+29.2
A	$\geq 3600$ (tail)	812	123.8	+61.9
B	3400–3600	419	396.2	+1.14
B	6600–6800	32	17.32	+3.53
B	7000–7200	16	11.71	+1.25
B	7200–7400	183	9.63	+55.9
B	7400–7600	134	7.92	+44.8
B	$\geq 7200$ (tail)	1123	54.2	+145

タイムアウト未満の区間 (例: Setup A の 3400–3600 s や Setup B の 7000–7200 s) では  $Z$  が  $\mathcal{O}(1)$  であり、指数分布に基づく期待と整合する。一方、Setup A の 3600 s 付近、Setup B の 7200 s 付近、およびそれ以降では  $Z$  が数十  $\sigma$  以上の顕著な過剰となり、統計ゆらぎのみで説明することは困難である。この過剰が cross-file 成分に集中していること (図 28) と併せると、サブラン切替で DAQ がフリーズし、deadtime が混入した可能性が高いと結論づけられる。

なお、Analog Discovery 2 の電力供給不足やバッファオーバーフロー等の単純なハード制約についてはログ・運用条件から確認を行い、主要因ではないことを確認した。

## 4.2 ハード面の改良

前節の結果より、測定中に DAQ が一時的にフリーズし、記録が途切れる時間帯 (deadtime) が混入している可能性が示唆された。そこで、(i) DAQ 制御系 (Raspberry Pi) の運転継続性を高める対策と、(ii) 信号取得系の冗長化により単一システムの不調がデータ欠損につながりにくい構成への改良を段階的に導入した。本節ではこれらハード面の改良内容をまとめる。

### 4.2.1 Raspberry Pi の安定化

本 DAQ では、Raspberry Pi が波形取得の制御およびデータ保存を担うため、Raspberry Pi の停止はそのままデータ欠損につながる。前節で示した長時間ギャップの存在に加え、運転中に SSH 接続が応答しない事象や、現地確認で過熱・SD カード破損が確認されたことから、Raspberry Pi まわり (記録媒体・冷却・電源) の健全性を優先的に向上させ、長期運転における再発リスクの低減を目的として対策を実施した。

具体的には、以下の 3 点を実施した。

- **記録媒体の更新**：高耐久タイプの microSD カードへ変更し、記録媒体の劣化に起因し得る読み書きエラーのリスク低減を図った。
- **熱対策**：Raspberry Pi に冷却ファンを追加し、筐体内温度上昇に伴う不安定動作の可能性を低減した。
- **電源の強化**：高出力 AC アダプターへ変更し、負荷変動時の電圧降下に伴う不安定動作を抑制した。

対策導入後、テストパルスを入力とした連続運転試験を数週間規模で実施し、試験期間中に前節で問題となったような長時間の記録停止は再現されなかった。この結果を踏まえ、長期測定の後再開後は予防保全として、一定期間ごとに microSD カードを新品へ交換する運用を導入した。本研究では、交換間隔を半年程度とし、定期交換により記録媒体の経年劣化が運転継続性に与える影響を抑えることとした。

### 4.2.2 信号取得の二重化とノイズ低減

長期測定ではソフトウェア・USB 通信・外付けストレージなど複数要素が関与するため、単一システムに依存した構成では、いずれか一箇所の不調がそのままデータ欠損につながり得る。そこで、同一の検出器信号を 2 系統の DAQ で同時に記録する信号取得の二重化を導入し、データ損失リスクの低減を図った。あわせて、二重化に伴う配線増加で外来ノイズの混入経路が増える可能性を考慮し、ノイズ対策 (シールドおよびグランド強化) も同時に導入した。

二重化では、 $^3\text{He}$  比例計数管 (前置増幅器出力) のアナログ信号をパッシブ分岐器で 2 系統に分配し、各系統で独立に波形をデジタル化 (Analog Discovery 2) し、制御 PC (Raspberry Pi) で保存する。パッシブ分岐器による分配では、各 DAQ 系統に入力される信号波高が  $1/2$  となるため、トリガー閾値など波高に依存する運用パラメータも同一の選別意図を保つよう調整した (閾値設定は 3.3 節)。分岐器にはカイズワークス製 KN510 を用いた。この二重化により、片系統が停止しても他方で測定を継続できる可能性が高まる。

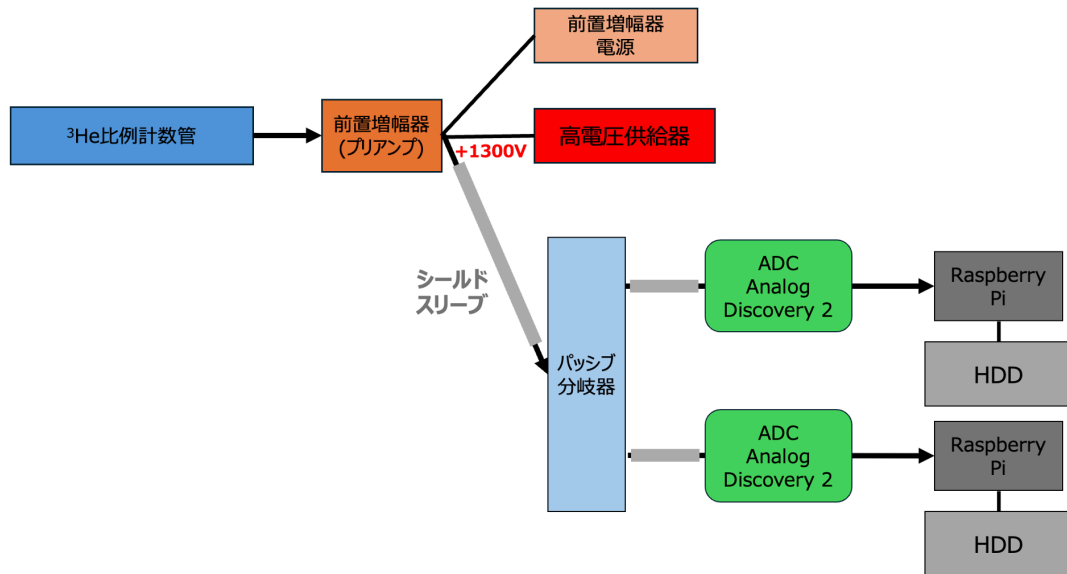


図 29: 信号取得二重化後の DAQ ブロック図

ノイズ対策として、分岐器から各 Analog Discovery 2 へ至る LEMO 信号ケーブルにシールドスリーブ（デンカエレクトロン製 FLS-9）を追加し、電磁誘導ノイズの影響低減を図った。さらに、シールドは電源プラグの金属部（ネジ）へ結線して筐体グラウンドを確保し、確実に接地することでグラウンドを強化した。

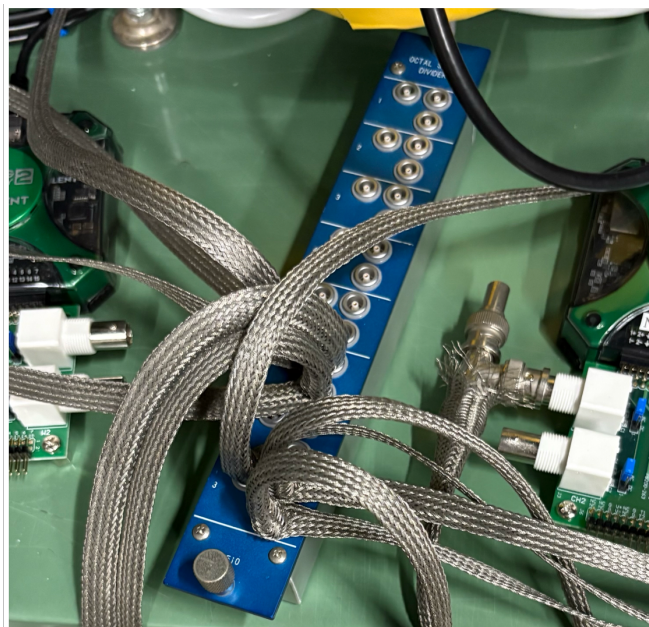


図 30: パッシブ分岐器とシールドスリーブ施工後の信号配線

以上の二重化構成とノイズ対策を導入した上で、2024年8月より停止していたデータ取得を2025年2月26日より再開した。

### 4.3 livetime 補正とデータ救済

前節までの  $\Delta t$  分布の調査から、ファイル切替に伴って DAQ が一時的に停止し、データ取得が途切れる時間帯が混入した可能性が示唆された。しかし、フリーズがいつ開始したかは記録時刻列から一意に復元できない。加えて本データではファイル生成時刻（取得開始時刻）が明示的に保存されていないため、ファイル開始から最初の事象までの待ち時間も評価できない。そこで本研究では、ファイル境界近傍の不透明な時間帯を保守的に deadtime として除外し、同一ファイル内の健全な取得区間に基づいて livetime を定義する。本研究で主に関心があるのは中性子レートの絶対値そのものよりも季節変動などの相対的な時間変動であるため、全期間を一貫した規則で再構成することを優先する。

各ファイル（サブラン） $k$  に含まれる事象列を時刻順に

$$t_{k,1} < t_{k,2} < \dots < t_{k,n_k} \quad (27)$$

と表し（ $n_k$  はファイル  $k$  中の事象数）、ファイル  $k$  の livetime を

$$\ell_k \equiv t_{k,n_k} - t_{k,1} \quad (28)$$

で定義する。式 (28) は同一ファイル内で事象記録が継続していた時間幅を表し、ファイル切替やフリーズに起因し得る不透明な時間帯を含まない。

さらに、保守的取り扱いとして各ファイルの先頭事象はファイル開始の代理（開始直後の状態確認を含む）と見なし、RoM 領域のイベント数の集計から除外する。すなわち、ファイル  $k$  の RoM カウントを

$$N_k^{\text{RoM}} \equiv \sum_{i=2}^{n_k} I_{k,i}^{\text{RoM}} \quad (29)$$

と定義する。ここで  $I_{k,i}^{\text{RoM}}$  は事象  $(k, i)$  が（事象選別後に）RoM 領域に入るとき 1、それ以外で 0 の指示関数である（RoM 領域および事象選別の定義は 3.3 節に従う）。このルールにより、ファイル境界に付随する不定な待ち時間の影響を解析から切り離し、ファイル内の健全な取得区間に基づく一貫したレート定義が可能となる。

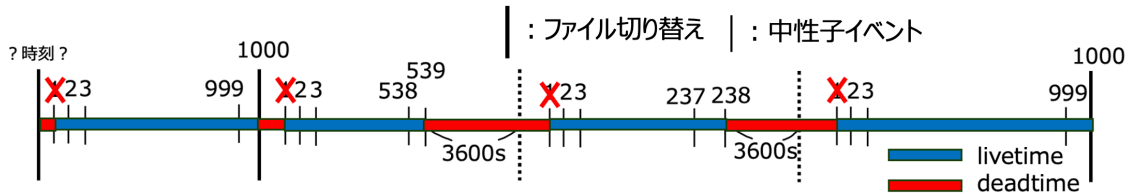


図 31: 本研究で採用した livetime/deadtime 定義の模式図（例：Setup A）

日・週・月などの時間 bin  $b$  ごとの有効測定時間（livetime） $t_{\text{live},b}$  と中性子カウント  $N_b$  は、ファイルごとの量を単純に加算して

$$t_{\text{live},b} = \sum_{k \in b} \ell_k, \quad N_b^{\text{RoM}} = \sum_{k \in b} N_k^{\text{RoM}} \quad (30)$$

とする（ここで  $k \in b$  は、ファイル  $k$  の livetime 区間が bin  $b$  に属するものを表す）。本研究の集計では、ファイルの livetime 区間が bin 境界を跨ぐ場合には重なり分に応じて配分し、 $t_{\text{live},b}$  が実質的にその bin 内の有効測定時間を表すようにした。以上より、bin  $b$  における livetime 補正後の中性子レートを

$$R_b \equiv \varepsilon \cdot \frac{N_b^{\text{RoM}}}{t_{\text{live},b}} \quad (31)$$

で定義する。ここで  $\varepsilon$  は 3.3 節で議論した全中性子事象数を推定する変換係数である。全期間を同一規則で処理する限り、季節変動などの相対変動を歪めにくい指標が得られると期待される。次節では本手法が長期データ再構成として妥当であることを検証する。

#### 4.4 改善後データでの健全性確認

本節では、まず 4.2 節で導入した信号取得系のハード改良が連続取得の健全性を回復しているかを、事象間時間差  $\Delta t$  分布により確認する。続いて 4.3 節で導入した livetime 補正が、日・週スケールの中性子レートの相対変動を歪めないことを確認する。いずれも、改良導入後の同一運用条件下で取得したデータ期間を用いて評価する。

##### ハード改良後の $\Delta t$ 分布

改善後データについて事象間時間差  $\Delta t$  分布を作成した結果を図 32 に示す。Setup A、Setup B ともに分布は指数減衰の形状を示し、改善前に見られたタイムアウト値近傍（Setup A で  $\sim 3600$  s、Setup B で  $\sim 7200$  s）に対応する顕著なピークは確認されない。したがって、改善後データではファイル切替に伴う長時間ギャップ混入が抑制され、連続取得が概ね健全に行われていると判断できる。

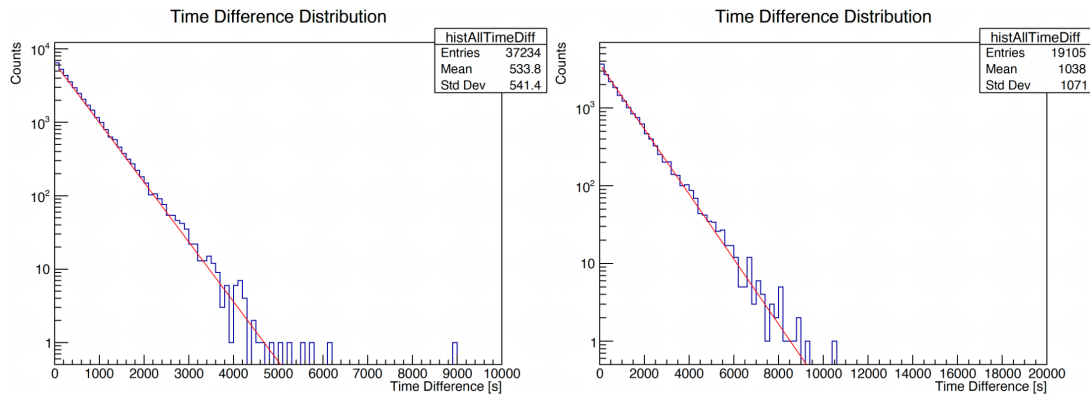


図 32: 改善後データ（2025/2/26–2025/11/14）における事象間時間差  $\Delta t$  分布 左：Setup A、右：Setup B

##### livetime 補正の妥当性確認

次に、4.3 節で導入した livetime 補正が、日・週スケールの相対変動を歪めないことを確認する。同一データ期間（改善後データ）に対して、通常定義（standard）で算出したレート  $R^{\text{std}}$  と、livetime 補正を適用したレート  $R^{\text{cut}}$  を作成し、両者を比較した。

まず、日 bin および週 bin について、 $x = R^{\text{std}}$ 、 $y = R^{\text{cut}}$  の散布図を作成し、誤差を両軸に持つ直線回帰 (ODR, York 2004) で

$$R^{\text{cut}} = a + b R^{\text{std}} \quad (32)$$

をフィットした (図 33)。このとき、相関係数  $r$  はいずれも 1 に近く、また傾き  $b$  は誤差の範囲で 1 と整合した。具体的には、日 bin では Setup A で  $r = 0.972$ 、 $b = 1.002 \pm 0.092$  ( $N = 254$ )、Setup B で  $r = 0.980$ 、 $b = 1.007 \pm 0.085$  ( $N = 255$ ) であった。週 bin では Setup A で  $r = 0.981$ 、 $b = 1.011 \pm 0.261$  ( $N = 37$ )、Setup B で  $r = 0.989$ 、 $b = 0.978 \pm 0.198$  ( $N = 37$ ) であった。ここで  $b$  が厳密に 1 である必要はなく、lifetime 定義の違いによりレートの正規化がわずかに変化し得る。重要なのは、両者が強く単調対応し、時間変動の情報が保たれていることである。

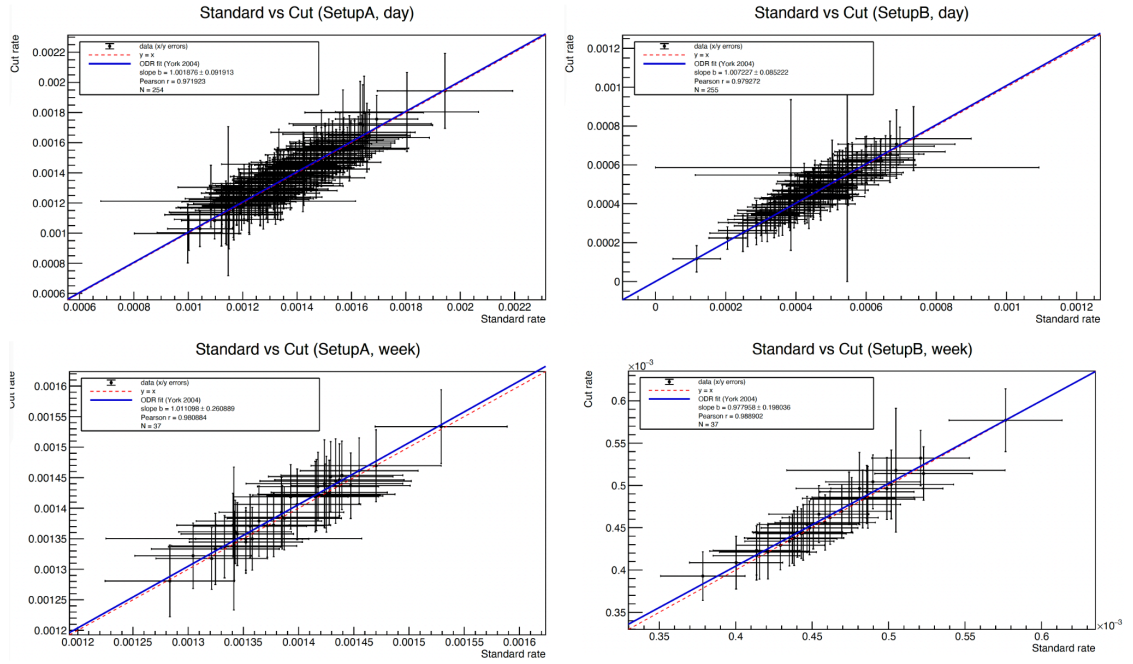


図 33: 改善後データにおける standard レート  $R^{\text{std}}$  と livetime 補正後レート  $R^{\text{cut}}$  の比較 上段：日 bin、下段：週 bin 左：Setup A、右：Setup B

次に、相対変動の一致をより直接に見るため、連続する bin 間の比

$$p_j^{\text{std}} \equiv \frac{R_j^{\text{std}}}{R_{j-1}^{\text{std}}}, \quad p_j^{\text{cut}} \equiv \frac{R_j^{\text{cut}}}{R_{j-1}^{\text{cut}}} \quad (33)$$

を定義し、両者の比

$$B_j \equiv \frac{p_j^{\text{cut}}}{p_j^{\text{std}}} \quad (34)$$

を評価した。各レートの統計誤差はポアソン誤差に基づいて与え、比の誤差は通常の誤差伝播で評価した。もし livetime 補正が相対変動を歪めないなら、 $B_j$  は 1 の周りに分布するはずである。

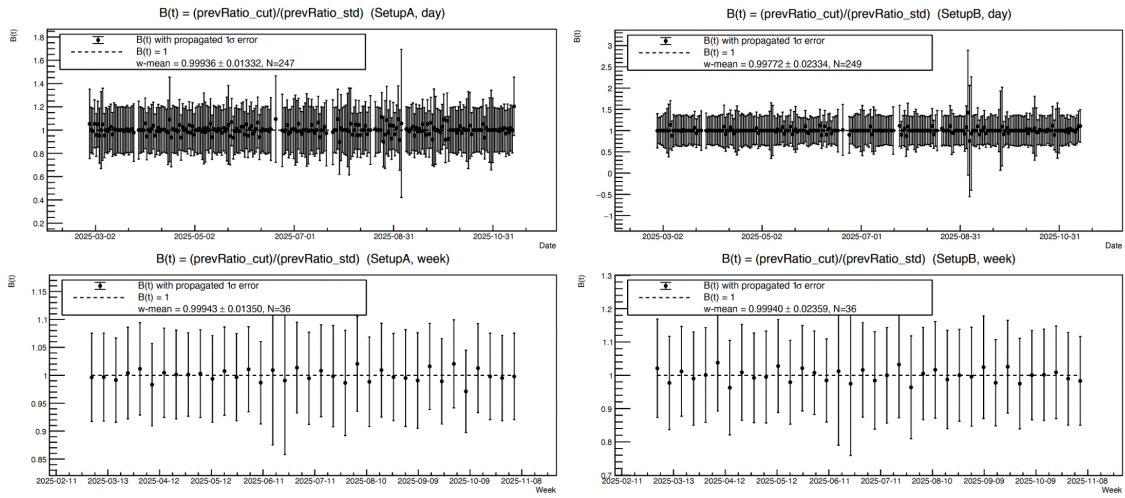


図 34: 改善後データにおける  $B_j = (p_j^{\text{cut}})/(p_j^{\text{std}})$  の時系列 上段：日 bin、下段：週 bin 左：Setup A、右：Setup B

図 34 に  $B_j$  の時系列を示す。重み付き平均（誤差の逆二乗重み）を取ると、日 bin では Setup A で  $0.999 \pm 0.013$  ( $N = 247$ )、Setup B で  $0.998 \pm 0.023$  ( $N = 249$ ) であり、いずれも 1 と整合した。週 bin でも Setup A で  $0.999 \pm 0.014$  ( $N = 36$ )、Setup B で  $0.999 \pm 0.024$  ( $N = 36$ ) であり、1 と整合した。以上より、本研究で採用した livetime 補正は、本節で用いた同一運用期間データに対して日・週スケールの相対変動を保持していることが確認できる。

この確認結果を踏まえ、本研究では前節で定義した保守的 livetime 補正を採用する。同手法を測定データ全期間に一貫して適用し、DAQ フリーズに起因し得る欠測の影響を抑えつつ、2021 年以降の長期時系列データセットを同一規則で再構成した。以降の解析（第 5 章以降）では、この再構成データに基づく中性子レートをを用いて議論を行う。

## 5 長期測定データの整理と時間変動

本章では、2021年7月から2025年12月までに神岡地下実験室 Lab-B で取得した  $^3\text{He}$  比例計数管データを長期時系列として整理し、時間変動評価の基盤を与える。長期測定では設置位置変更や遮蔽導入などの測定条件変化が避けられないため、それらを考慮せず単一時系列として扱っていると、外的要因を環境中性子の物理的変動と誤認し得る。

そこで本章では、まず測定期間と測定条件の変化を整理し、長期データセットを条件の近い区間 (period) に分割して扱う方針を明確にする。次いで、日・週・月 bin で構成したレート時系列を提示し、period 間の平均差などを議論する。さらに、一定 (定数) モデル、指数減衰を含むモデル、年周期 (sin, cos) を含むモデルなどを用いて、時間変動や季節性の大きさを評価し、以降の相関解析 (第6章) における制約として位置づける。

### 5.1 測定期間と測定条件

本研究で解析対象とする測定期間は、2021年7月16日から2025年12月11日までである。ただしこの間、(i) 他実験グループの都合による Lab-B 内での検出器設置位置の変更、(ii) 地下線源金庫近傍に対するポリエチレン遮蔽の導入、という二つの測定環境に関わる条件変化が生じている。このうち (ii) の遮蔽導入は、線源金庫内に保管された  $^{252}\text{Cf}$  中性子線源の寄与可能性が指摘されたことを背景として実施されたものである。本論文では便宜上、測定環境の条件が概ね一定とみなせる区間を以下の三つの period に分割して議論する。

- **period1** : 2021/7/16–2023/4/24 (地点1での測定)
- **period2** : 2023/4/27–2024/8/7 (地点2での測定、遮蔽導入前)
- **period3** : 2025/2/26–2025/12/11 (地点2での測定、遮蔽導入後)

period2 終了 (2024/8/7) から period3 開始 (2025/2/26) の間は、第4章で述べた DAQ フリーズ検証および改良を優先したため、長期連続測定を停止している。この停止期間中の 2024/11/11 に線源金庫近傍へポリエチレン遮蔽が導入されたため、本研究では遮蔽導入前後として period2 と period3 を区別する。

表 7: period ごとの主な測定条件の整理

	period1	period2	period3
測定日	2021/7/16–2023/4/24	2023/4/27–2024/8/7	2025/2/26–2025/12/11
測定位置	地点1	地点2	地点2
線源金庫近傍の遮蔽	なし	なし	あり (2024/11/11 導入)

### 測定位置の変更

本研究の環境中性子測定は、神岡地下実験室 Lab-B 内に設置した  $^3\text{He}$  比例計数管 (Setup A/B) により実施した。ただし Lab-B は複数グループが共同利用する空間であり、装置配置は他実験の運用や作業導線の制約を受ける。このため本研究の検出器設置位置は、測定期間中に一度変更している。

測定開始の2021年7月16日から2023年4月24日までは、図6に示した**地点1**で測定を行った。その後、他実験グループの運用上の都合により、2023年4月27日からは**地点2**へ移設し、2024年8月7日まで測定を継続した。地点1と地点2はLab-B内で数m程度の距離差であるが、周辺の遮蔽物、装置、壁面構造、通路方向などの幾何学条件が変わり得る。地下環境中性子の寄与は一様ではなく、局所的な遮蔽や散乱条件により検出器近傍での熱化・反射が変化する可能性があるため、移設はレートの系統差を生む要因となる。したがって、地点変更を跨いで単純に時系列を接続するのではなく、period1とperiod2と区別して整理した上で、period間の差を統計的に評価する方針とする。

### 地下線源金庫内の<sup>252</sup>Cf中性子線源の影響

Lab-Bの坑内通路沿いには、複数の放射線源を保管する線源金庫が存在する。本研究の検出器設置位置（地点1/地点2）から線源金庫までの通路距離はおよそ75mであり、距離としては大きい一方、地下環境では遮蔽体や構造物による散乱・反射が生じ得る。

測定期間中、同じLab-Bでバックグラウンド研究を行う他実験グループ（NEWAGE）から、線源金庫内に保管された<sup>252</sup>Cf中性子線源がLab-B内の中性子場へ影響し得る可能性について報告があった。またNEWAGEの方で線源金庫付近での中性子寄与低減を目的として、2024年11月11日に線源金庫横へ厚さ25cmのポリエチレン遮蔽が導入された。この遮蔽導入は測定環境を分ける条件変化であるため、本研究では遮蔽導入前後の区別としてperiod2とperiod3の分割に反映する。線源金庫の外観とポリエチレン遮蔽の様子、また金庫内で線源が保管されている様子を図35に示す。



図 35: 地下線源金庫の外観と金庫内の保管状況 （左）線源金庫の外観と遮蔽体の設置状況 （右）金庫内の保管状況 線源はポリエチレン等で覆われた状態で保管されている。

金庫内の中性子線源の影響に関する指摘を受け、線源起源の中性子寄与の可能性を把握することを目的として簡易なレート距離依存性測定を実施した。距離依存性測定は、2025年2月26日および2025年6月20日の2回、Lab-B内で<sup>252</sup>Cf線源を検出器から異なる距離 $L$ に配置して実施した。各距離点において一定時間のデータ取得を行い、第3章で定義した中性子選別に基づくレート（events/day換算）を求めた。ここでの目的は、線源起源の寄与が距離とともにどの程度低下するかを概形として

把握し、遮蔽導入が測定環境を変え得る要因であることを確認することである。距離設定は、2025年2月26日の測定では

$$L = 3, 6, 9, 12, 15, 18, 21, 24, 27, 30 \text{ m}$$

の10点、2025年6月20日の測定では

$$L = 2, 3, 4, 5, 6, 10 \text{ m}$$

の6点である。Setup A/Bの両方について同様の手順でレートを算出し、距離に対する減衰の様子を比較した。図36に、地点1/地点2と線源金庫の位置関係に加え、距離依存性測定における線源配置の概念を示す。

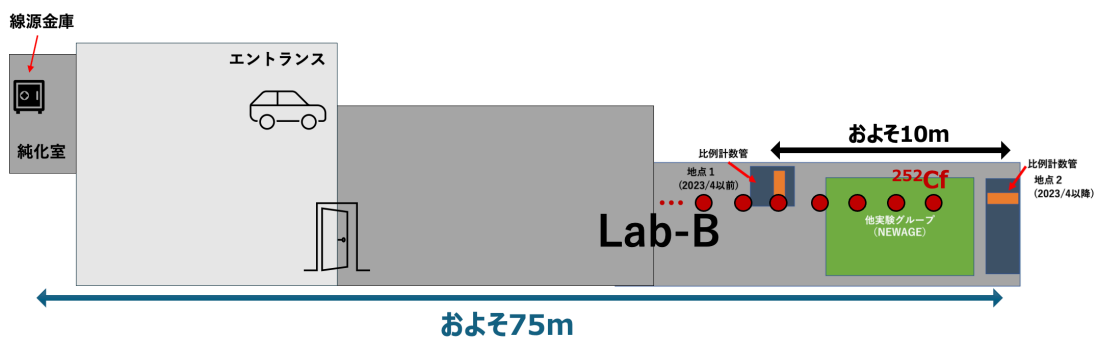


図36: Lab-B内の地点1/地点2と地下線源金庫の位置関係 また距離依存性測定では $^{252}\text{Cf}$ 線源を検出器から距離 $L$ だけ離れた複数の位置へ配置し、各点でレートを測定した。

点線源からの寄与が幾何学的拡がりのみで決まる理想化では、距離依存性は逆二乗則に従い、レートは概ね $1/L^2$ で低下する。一方、実験室内では遮蔽体や装置配置、壁・床・天井による散乱・反射、線源の自己遮蔽や周辺物質での減速・吸収などが重なり、単純な $1/L^2$ からのずれが生じ得る。本研究では、まず経験的なパラメータとして距離のオフセット $b$ を導入した

$$R(L) = \frac{a}{(L - b)^2} \quad (35)$$

でフィットを試みた。さらに、線源を遠ざけた極限で環境中性子による定常成分に漸近する可能性を考え、定数項 $c$ を加えた

$$R(L) = \frac{a}{(L - b)^2} + c \quad (36)$$

の形でもフィットを行った。

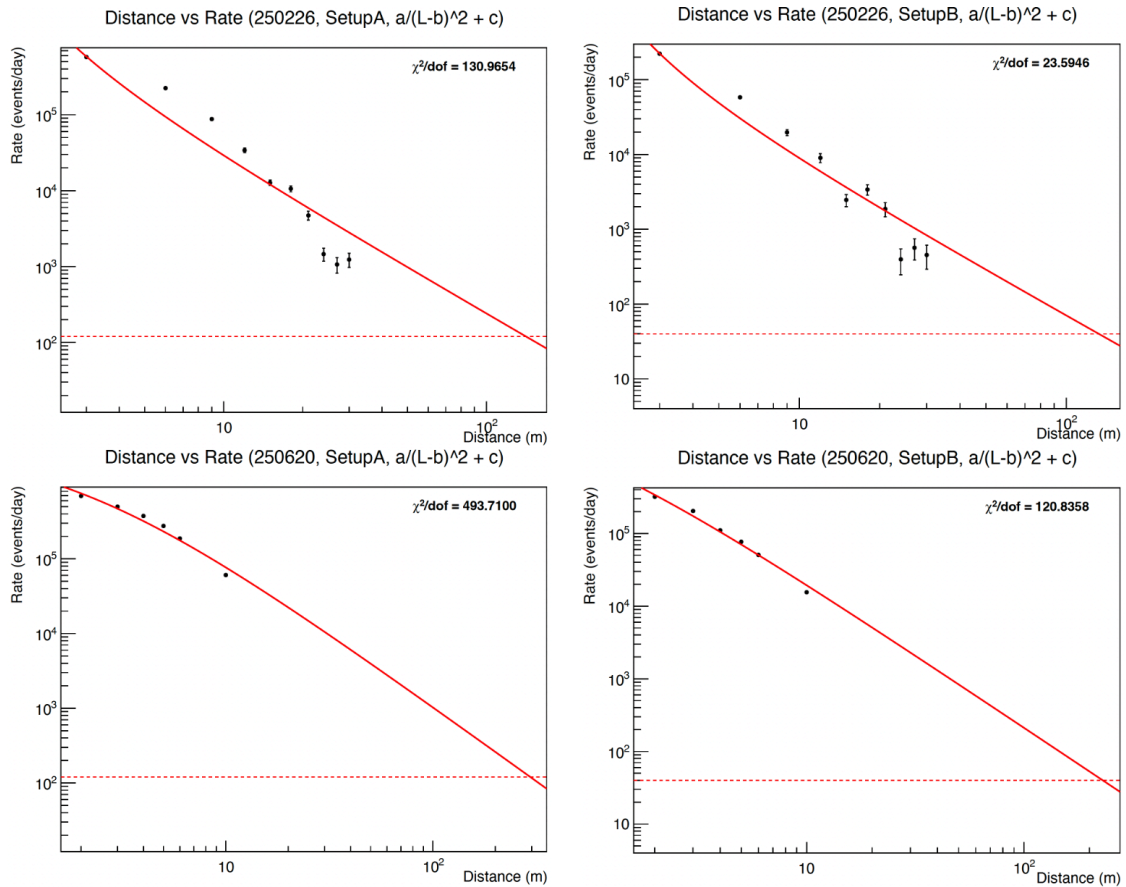


図 37:  $^{252}\text{Cf}$  線源の距離  $L$  に対するレート依存性 (両対数表示) 上段: 2025/2/26、下段: 2025/6/20  
左列: Setup A、右列: Setup B 赤線は式 (36) によるフィットを示す。

結果として得られたフィットはいずれも  $\chi^2/\text{dof}$  が非常に大きく、単純な逆二乗型モデルで測定点を十分に記述できなかつた。また式 (36) の定数項  $c$  はフィット結果として 0 に近い値となり、式 (35) と式 (36) で曲線形状や外挿結果はほとんど変化しなかつたため、上記の結果では環境中性子の定常成分を許す形として式 (36) を代表として示している。このことは、今回のデータセットでは遠方で定常背景へ漸近する情報を統計的に分離できていない、あるいはモデル不適合が支配的で  $c$  の推定自体が意味を持ちにくい、という状況を示唆する。フィットが不良となった要因としては、Lab-B 内の装置や壁面・床面・通路形状により中性子が直達成分だけでなく散乱成分を含むため、距離  $L$  だけでは特徴づけられない方向依存性が残ること、ならびに配置時の高さや向き、近傍物体による減速・吸収が単純な幾何学減衰を崩す可能性が考えられる。

以上より、本研究では距離依存性測定から線源金庫寄与をパラメータとして定量外挿し、長期レートを補正することは行わない。代わりに、線源金庫周辺で遮蔽導入が行われた事実を測定条件の変化として明示し、period2 と period3 を遮蔽導入前後として分割した上で、period 平均レートの比較や第 6 章の相関解析を扱う。なお、線源金庫内に保管された中性子線源の寄与を将来的に定量化するためには、線源を坑内から一時的に移動して金庫内に線源が存在しない条件で数ヶ月規模の連続観測を行い、線源あり期間と同一解析で得られる平均レートを比較することが有効である。

## 5.2 環境中性子レートの時系列結果

本節では、Setup A、Setup B、および両者の比 (A/B 比) について、日・週・月 bin で構成したレート時系列を示し、period ごとの平均レートと period 間の差を定量的に評価する。ここで Setup A は熱中性子成分、Setup B は高速中性子成分に感度を持たせた構成である (詳細は第 2 章)。

レートの定義および統計誤差の与え方は第 3 章および第 4 章に従う。すなわち、RoM で得られた計数  $N$  と第 4 章で定義した保守的 livetime 補正により算出した  $t_{\text{live}}$  から、 $\epsilon$  補正を含む RoN 相当レートとして評価した (式 (17)、(19)、(31))。また測定条件が混在する bin の混入を避けるため、週 bin・月 bin では period 境界をまたぐものを除外した。

図 38 に Setup A、図 39 に Setup B、図 40 に A/B 比の時系列を示す。各図は上段から日 bin、週 bin、月 bin であり、水平線は各 period の平均レートを表す。週・月 bin へと粗視化することで短周期の揺らぎが抑制され、period 間の差が視覚的に明瞭となる。period 平均値  $\bar{R}$  の一覧を表 8 に示す。

表 8: period ごとの平均レート

	period1	period2	period3
Setup A $\bar{R}_A$ [count/s]	$(1.495 \pm 0.006) \times 10^{-3}$	$(1.429 \pm 0.007) \times 10^{-3}$	$(1.391 \pm 0.009) \times 10^{-3}$
Setup B $\bar{R}_B$ [count/s]	$(4.128 \pm 0.035) \times 10^{-4}$	$(4.942 \pm 0.050) \times 10^{-4}$	$(4.621 \pm 0.050) \times 10^{-4}$
A/B 比 $(\bar{R}_A/\bar{R}_B)$	$3.622 \pm 0.034$	$2.912 \pm 0.034$	$3.011 \pm 0.038$

隣接する 2 つの period 間の平均レートの差  $\Delta\bar{R} = \bar{R}_2 - \bar{R}_1$  に対し、それぞれの統計誤差を  $\sigma_{\bar{R}_1}, \sigma_{\bar{R}_2}$  とすると、誤差伝播により差の不確かさは  $\sigma_{\Delta\bar{R}} = \sqrt{\sigma_{\bar{R}_1}^2 + \sigma_{\bar{R}_2}^2}$  である。そこで有意度として

$$Z \equiv \frac{|\Delta\bar{R}|}{\sigma_{\Delta\bar{R}}} \quad (37)$$

を用いる。ここで  $Z$  は、帰無仮説「2 つの period の真の平均レートに差がない ( $\Delta\bar{R} = 0$ )」の下で、観測された差が統計ゆらぎとしてどの程度起こりにくいかを表す指標である。 $\bar{R}_1, \bar{R}_2$  が十分な計数に基づくとき、 $Z$  は差が標準偏差  $\sigma_{\Delta\bar{R}}$  の何倍か、すなわち何  $\sigma$  離れているかを与える。

P1→P2 (地点 1→地点 2) では、Setup A は  $-4.41\%$  ( $6.9\sigma$ ) 低下する一方、Setup B は  $+19.7\%$  ( $13\sigma$ ) 増加し、A/B 比も  $-19.6\%$  ( $15\sigma$ ) 低下した。これは地点変更に伴う周辺の遮蔽・散乱条件の違いにより、Setup A/B が異なる成分に対して異なる応答を示した可能性を示唆する。一方 P2→P3 (遮蔽導入前→導入後、地点 2 で共通) では、Setup A は  $-2.65\%$  ( $3.3\sigma$ )、Setup B は  $-6.49\%$  ( $4.5\sigma$ ) と両者とも低下した。前節で述べた線源金庫近傍のポリエチレン遮蔽導入 (2024/11/11) が中性子場を変え得ることを踏まえると、この低下は遮蔽導入と整合的な変化として解釈できる。ただし A/B 比の変化は  $+3.40\%$  ( $1.9\sigma$ ) に留まり、遮蔽導入による相対応答の変化は大きくない可能性がある。

表 9: 隣接 period 間の平均レート差  $\Delta\bar{R}$  とその有意度

Step	Quantity	$\Delta\bar{R}$	$\Delta\bar{R}[\%]$	$\sigma_{\Delta\bar{R}}$	$Z$
P1→P2	Setup A $\bar{R}_A$	$-6.59 \times 10^{-5}$	-4.41	$9.52 \times 10^{-6}$	6.9
P1→P2	Setup B $\bar{R}_B$	$+8.14 \times 10^{-5}$	+19.7	$6.13 \times 10^{-6}$	13.3
P1→P2	A/B 比	-0.710	-19.6	0.048	14.7
P2→P3	Setup A $\bar{R}_A$	$-3.78 \times 10^{-5}$	-2.65	$1.13 \times 10^{-5}$	3.3
P2→P3	Setup B $\bar{R}_B$	$-3.21 \times 10^{-5}$	-6.49	$7.13 \times 10^{-6}$	4.5
P2→P3	A/B 比	+0.099	+3.40	0.051	1.9

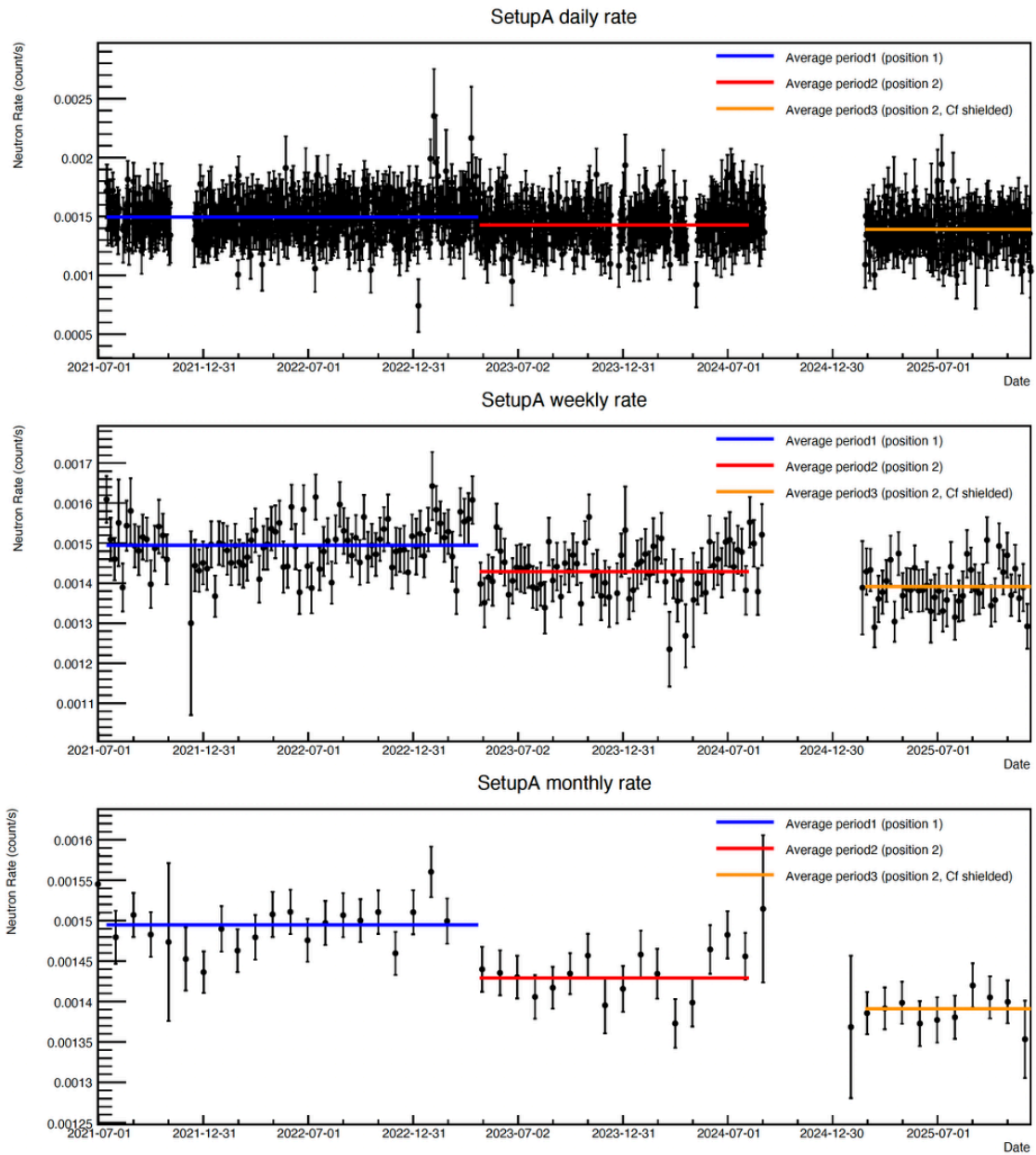


図 38: Setup A の中性子レート時系列 上段から日 bin、週 bin、月 bin 水平線は period 平均レートを示す。

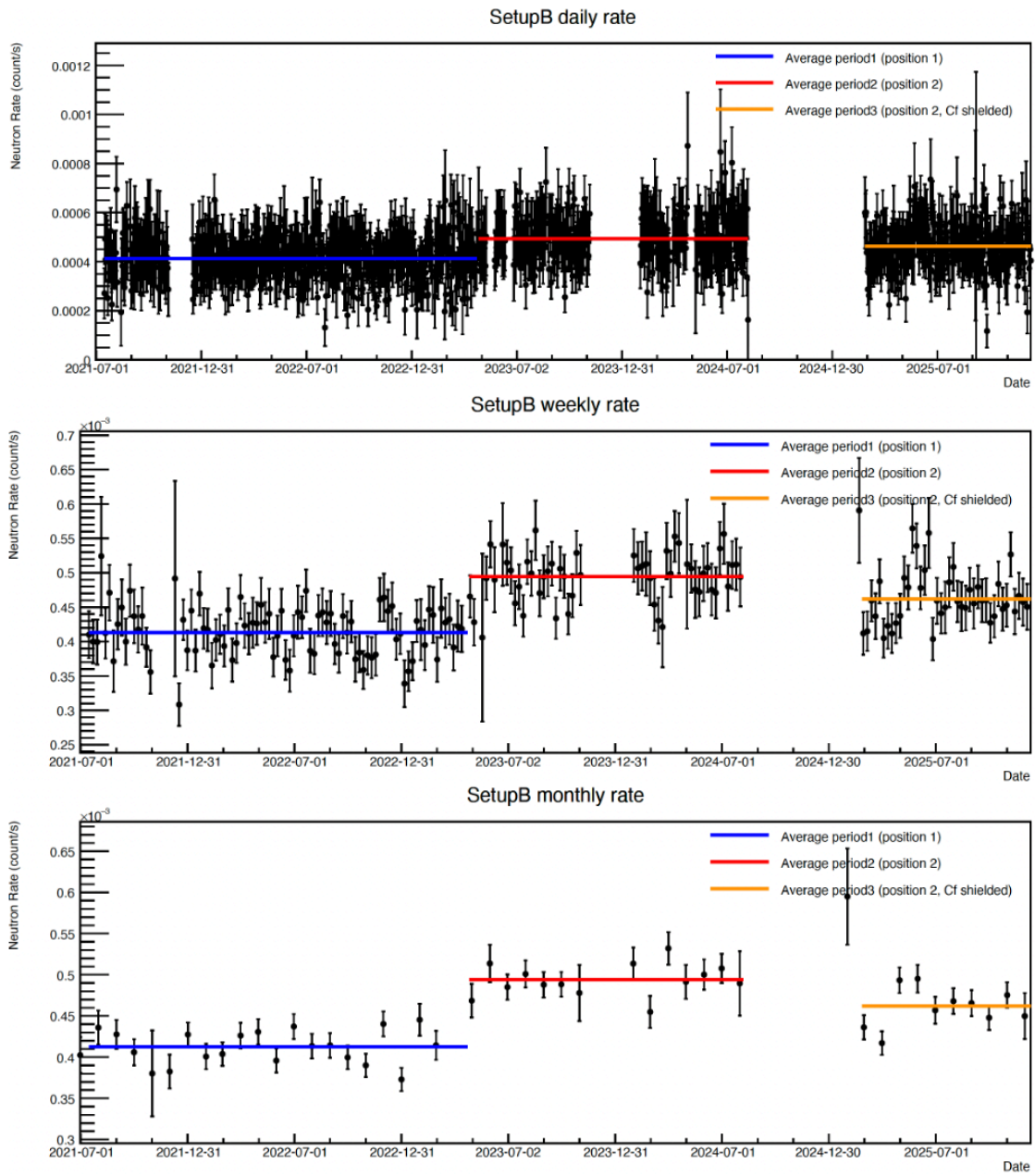


図 39: Setup B の中性子レート時系列 上段から日 bin、週 bin、月 bin 水平線は period 平均レートを示す。

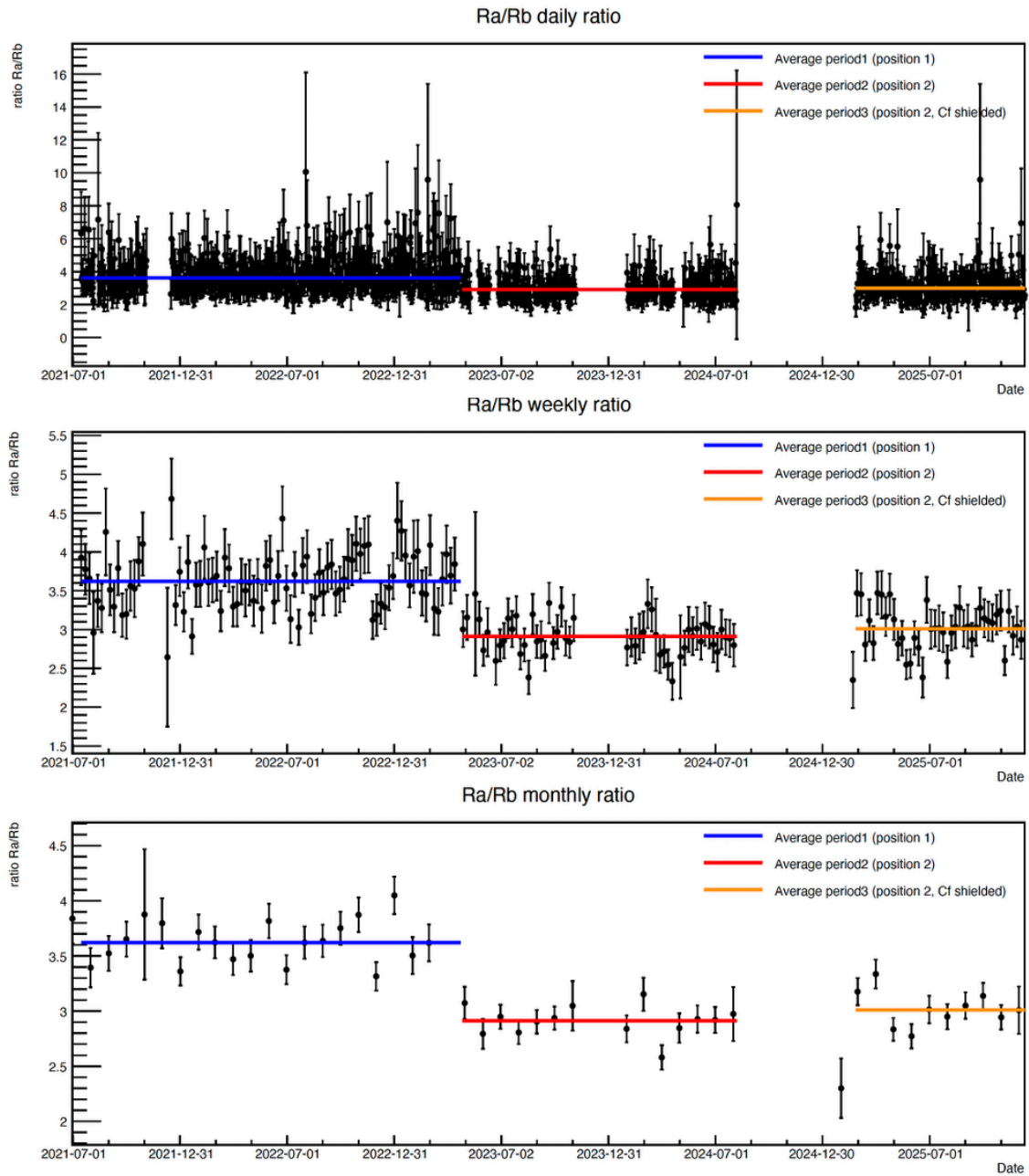


図 40: A/B 比 ( $R_A/R_B$ ) の時系列 上段から日 bin、週 bin、月 bin 水平線は period 平均を示す。

以上より、環境中性子レートの長期時系列には period 境界で統計的に有意な差が存在する。この差を環境中性子の時間変動や季節性と混同しないため、以降の解析では基本的に period ごとに分割して扱う。

### 5.3 時間変動と季節性の評価

本節では、神岡地下実験室 Lab-B における環境中性子レートの長期測定データに対し、(1) 中性子レートに有意な時間変動（単調変化や周期成分）が存在するか、(2) 存在しない場合には、その大きさにどの程度の上限を与えられるか、を定量的に評価する。これは本研究の目的「中性子レートの時間変動・季節性の探索」を直接担う解析である。

また第 6 章では降水・排水・湿度などの環境要因との相関を議論するが、中性子レート側に単調な経時変化や年周期成分が含まれる場合、それらは環境要因の緩やかな変動と見かけ上同調し、偽相関の原因となり得る。したがって本節の結果は、第 6 章の相関解析における前提（中性子レート側の時間変動を無視できるか、無視できない場合にどの程度を系統として見積もるべきか）を与える制約としても位置づけられる。

本節では、中性子レートの時系列データに対し以下の段階で評価する。

- (i) 各 period を独立に扱い、period 内の変動が定数モデルで記述できるかを検証する。
- (ii) さらに、線源金庫内の  $^{252}\text{Cf}$  寄与が測定に影響している場合には、半減期に従う単調減衰が period 内にも現れ得るため、定数+指数減衰モデルを導入し、その必要性を検証する。
- (iii) period 境界で生じた平均差を補正して接続した合成時系列を用い、定数モデルおよび定数+指数減衰モデルに加えて、年周期 (sin, cos) を含むモデルを導入し、季節性の有無を評価する。季節性が観測されない場合には、その振幅に上限を与える。

なお年周期は 1 年程度の周期を持つため、各 period（長くても 1 年程度）だけから高感度に検出することは一般に難しい。そのため季節性の主たる評価は合成時系列で行い、period 別解析では主に定数性および単調減衰の要否を評価する。

#### フィットモデルと評価指標

時系列の時間依存性を、以下の 3 つのモデルで評価する。各モデルについて、適合度や追加成分の大きさ（0 と整合か）、必要性（モデル比較）を指標として用いる。

- **Model 0（定数）**

$$R(t) = C \quad (38)$$

Model 0 の妥当性は主として  $\chi^2/\text{dof}$  で評価する。Model 0 が妥当であれば  $\chi^2/\text{dof} \sim 1$  が期待され、 $\chi^2/\text{dof} \gg 1$  は統計誤差では説明できない時間依存性の存在を示唆する。

- **Model 1（定数+指数減衰）**

$$R(t) = C + A_{\text{exp}} \exp[-\lambda(t - t_0)] \quad (39)$$

ここで  $\lambda = \ln 2/T_{1/2}$  は  $^{252}\text{Cf}$  の半減期  $T_{1/2} = 2.645 \text{ year}$  から決まる減衰定数であり、 $\lambda$  は固定する。 $t_0$  はフィットに用いる時系列の先頭 bin 時刻とする。 $A_{\text{exp}}$  は指数成分の振幅であり、 $A_{\text{exp}} = 0$  は指数成分が不要であること（Model 0）に対応する。指数成分の「0 からのずれ」は、5.2 節の有意度  $Z$  と同様に

$$Z_A \equiv \frac{|A_{\text{exp}}|}{\sigma_{A_{\text{exp}}}} \quad (40)$$

で評価する ( $A_{\text{exp}}$  がゼロコンシステントかどうかの指標)。  $Z_A \lesssim 1$  は「統計誤差の範囲で0と整合」、  $Z_A \gtrsim 2$  は「0からのずれが目立つ」という直感的目安を与える。  $Z_A$  は推定値がその標準誤差の何倍かを表し、5.2節の  $\Delta\bar{R}/\sigma_{\Delta\bar{R}}$  と同様に何  $\sigma$  離れているかを示す量として統一的に解釈できる。なお指数減衰 (Model 1) は <sup>252</sup>Cf 寄与の有無を検証する目的のため、Setup A および Setup B に対してのみ適用し、比  $R_A/R_B$  には適用しない。

- **Model 2 (定数+年周期)**

$$R(t) = C + a \cos(\omega t) + b \sin(\omega t) \quad (41)$$

ここで  $\omega = 2\pi/T_{\text{year}}$  とし、  $T_{\text{year}} = 365 \text{ days}$  を用いて周期を1年に固定した。  $a, b$  はフィットパラメータである。年周期成分の振幅を

$$\text{Amp} = \sqrt{a^2 + b^2} \quad (42)$$

で定義し、その「0からのずれ」を

$$Z_{\text{Amp}} \equiv \frac{\text{Amp}}{\sigma_{\text{Amp}}} \quad (43)$$

で評価する ( $\text{Amp}$  がゼロコンシステントかどうかの指標)。さらに平均レートに対する寄与割合を

$$f_{\text{season}} \equiv \frac{\text{Amp}}{C} \quad (44)$$

で評価し、季節変動が平均レートの何%に相当するかを示す指標として用いる。

### フィット方法とモデル比較 (モデルの要否の検定)

各 bin のレート  $R_i$  と統計誤差  $\sigma_i$  を用い、

$$\chi^2 = \sum_i \frac{(R_i - R(t_i))^2}{\sigma_i^2} \quad (45)$$

を最小化する  $\chi^2$  フィットを行った。

追加した成分 (指数減衰や年周期) が本当に必要かについては、より単純なモデル (small) と、small を含むより複雑なモデル (large) を比較して判断する。ここで Model 0 は Model 1 において  $A_{\text{exp}} = 0$  とした場合に一致し、Model 0 は Model 2 において  $a = b = 0$  とした場合に一致するため、いずれも Model 0 は large モデルにネストされている (small が large の特別な場合として含まれる)。モデル比較には  $\chi^2$  の改善量

$$\Delta\chi^2 \equiv \chi_{\text{small}}^2 - \chi_{\text{large}}^2 \quad (46)$$

を用いる。帰無仮説として「追加成分は不要であり、真のモデルは small である」を仮定すると、Wilks の定理により、  $\Delta\chi^2$  は追加パラメータ数  $\Delta\nu$  の  $\chi^2$  分布に従うと近似できる。(Wilks の定理は「ネストしたモデル間で、尤度比統計量が漸近的に  $\chi^2$  分布に従う」ことを与える定理であり、ガウス誤差の  $\chi^2$  フィットではこの近似が広く用いられる。) したがって、観測された  $\Delta\chi^2$  以上の改善が統計ゆらぎだけで起こる確率  $p$  値を

$$p \equiv P(\chi_{\Delta\nu}^2 \geq \Delta\chi^2) \quad (47)$$

と定義する。  $p$  が小さいほど「small が正しいのに偶然これだけ改善した」と考える確率が小さく、追加成分が統計的に支持される。本研究では Model 0→Model 1 ( $\Delta\nu = 1$ ) および Model 0→Model 2

( $\Delta\nu = 2$ ) について  $p$  値を評価し、それぞれ指数減衰成分・年周期成分の要否を判断する。ここでは慣習的によく用いられる有意水準として  $p < 0.05$  を一つの目安とし、 $p < 0.05$  の場合に追加成分が統計的に支持される、 $p \geq 0.05$  の場合に追加成分を要請しないとして議論する。

### period 別のフィット結果 (Model 0 vs Model 1)

まず各 period に対し、Model 0 (定数)、Model 1 (定数+指数減衰、 $^{252}\text{Cf}$  半減期固定) で  $\chi^2$  フィットを行い、 $\Delta\chi^2$  に基づく  $p$  値で Model 比較も行った。表 10–12 に、period1–3 のフィット結果を示す。また代表例として、週 bin における Setup A、B の時系列とフィットの重ね描き結果を図 41–43 に示す。

表 10: period1 における Model 0/1 フィット結果

Series	bin	$N$	$\chi^2/\text{dof}$	$p(\text{M0} \rightarrow \text{M1})$	$A_{\text{exp}}$	$Z_A$
Setup A	day	578	0.997	0.202	$-7.533 \times 10^{-5}$	1.28
	week	87	1.006	0.089	$-1.015 \times 10^{-4}$	1.70
	month	20	0.874	0.085	$-1.114 \times 10^{-4}$	1.72
Setup B	day	578	1.085	0.314	$+3.416 \times 10^{-5}$	1.01
	week	87	1.083	0.638	$+1.646 \times 10^{-5}$	0.47
	month	20	1.596	0.458	$+2.815 \times 10^{-5}$	0.74
A/B 比	day	578	0.905	–	–	–
	week	87	1.073	–	–	–
	month	20	1.533	–	–	–

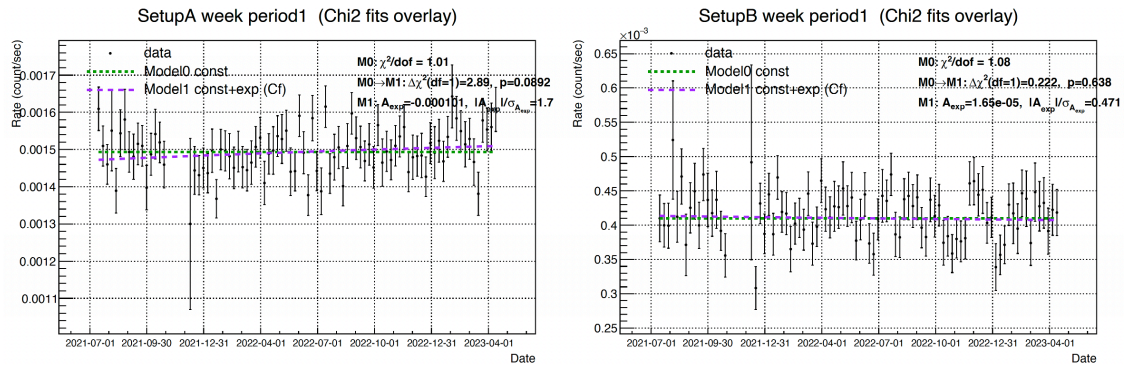


図 41: period1 の週 bin 時系列に対する  $\chi^2$  フィット結果 左: Setup A、右: Setup B 緑点線は Model 0 (定数)、紫破線は Model 1 (定数+指数、 $^{252}\text{Cf}$  半減期固定) を示す。

period1 では、Setup A は day/week/month の全 bin で  $\chi^2/\text{dof} \simeq 1$  であり、定数モデル (Model 0) が概ね妥当である。Model 0  $\rightarrow$  Model 1 の  $p$  値は 0.085–0.202 で、指数成分が統計的に強く支持される状況ではない。また  $Z_A = 1.28$ – $1.72$  に留まり、 $A_{\text{exp}}$  は全て負であるため、 $^{252}\text{Cf}$  減衰として解釈できる有意な指数成分は見られない。Setup B は day, week で  $\chi^2/\text{dof} \approx 1.08$  である一方、month では  $\chi^2/\text{dof} = 1.60$  と相対的にやや大きい。ただし month は点数が少なく ( $N = 20$ )、外れ値や短期変動の影響が  $\chi^2$  に反映されやすい時間スケールである。実際、同一 period 内で day/week がいずれも

$\chi^2/\text{dof} \sim 1$ であることから、monthでのみ現れる散らばりの増大を period 内での系統的な変化の直接的証拠とみなすのは慎重であるべきである。Model 1 についても  $Z_A \leq 1.01$  かつ  $p(\text{M0} \rightarrow \text{M1}) = 0.458 - 0.638$  であり、指数成分を要請する統計的根拠は得られていない。A/B 比では month で  $\chi^2/\text{dof} = 1.53$  とやや大きいですが、day/week では 1 に近く、こちらも粗い bin で相対的に散らばりが大きく見える可能性に留意する。

以上より period1 は、主要な結論としては Model 0 で概ね記述でき、Model 1 が必要とは言えない。一方で Setup B および A/B 比では、特に month の粗視化で  $\chi^2/\text{dof}$  が 1 を超えるため、bin 幅によって見かけの散らばりが増え得る点に留意する。

表 11: period2 における Model 0/1 フィット結果

Series	bin	$N$	$\chi^2/\text{dof}$	$p(\text{M0} \rightarrow \text{M1})$	$A_{\text{exp}}$	$Z_A$
Setup A	day	423	0.923	0.554	$-5.186 \times 10^{-5}$	0.59
	week	65	0.862	0.614	$-4.424 \times 10^{-5}$	0.50
	month	15	0.978	0.649	$-4.113 \times 10^{-5}$	0.46
Setup B	day	329	0.953	0.354	$-5.262 \times 10^{-5}$	0.93
	week	52	0.863	0.194	$-7.469 \times 10^{-5}$	1.30
	month	13	1.077	0.267	$-6.605 \times 10^{-5}$	1.11
A/B 比	day	326	0.811	—	—	—
	week	52	0.778	—	—	—
	month	13	1.250	—	—	—

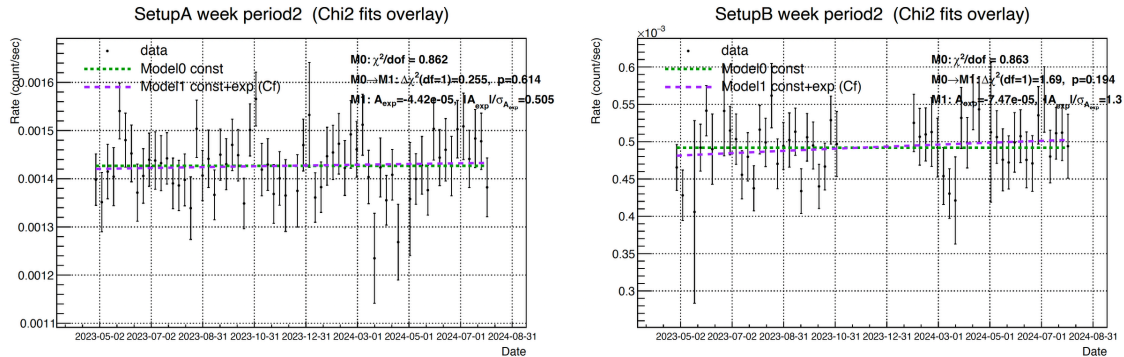


図 42: period2 の週 bin 時系列に対する  $\chi^2$  フィット結果 左: Setup A、右: Setup B

period2 では、Setup A、B ともに  $\chi^2/\text{dof} \simeq 1$  であり、Model 0 の定数モデルが良好に成り立つ。Model 0  $\rightarrow$  Model 1 の  $p$  値は 0.194–0.649 と大きく、 $Z_A$  も最大 1.30 程度に留まる。さらに  $A_{\text{exp}}$  は全て負であり、 $^{252}\text{Cf}$  減衰として解釈できる指数成分は見られない。A/B 比においてもどの bin でも  $\chi^2/\text{dof} \simeq 1$  であり、定数モデルが成り立つ。

以上より period2 は、Setup A、B、A/B 比について Model 0 が安定に成り立ち、指数減衰成分の Model 1 は不要と結論できる。

表 12: period3 における Model 0/1 フィット結果

Series	bin	$N$	$\chi^2/\text{dof}$	$p(\text{M0} \rightarrow \text{M1})$	$A_{\text{exp}}$	$Z_A$
Setup A	day	280	0.956	0.604	$-8.233 \times 10^{-5}$	0.52
	week	41	0.913	0.634	$-7.624 \times 10^{-5}$	0.48
	month	9	0.303	0.495	$-1.150 \times 10^{-4}$	0.68
Setup B	day	281	1.117	0.366	$-8.094 \times 10^{-5}$	0.90
	week	41	1.294	0.165	$-1.269 \times 10^{-4}$	1.39
	month	9	2.854	0.096	$-1.598 \times 10^{-4}$	1.66
A/B 比	day	280	0.909	—	—	—
	week	41	1.272	—	—	—
	month	9	2.209	—	—	—

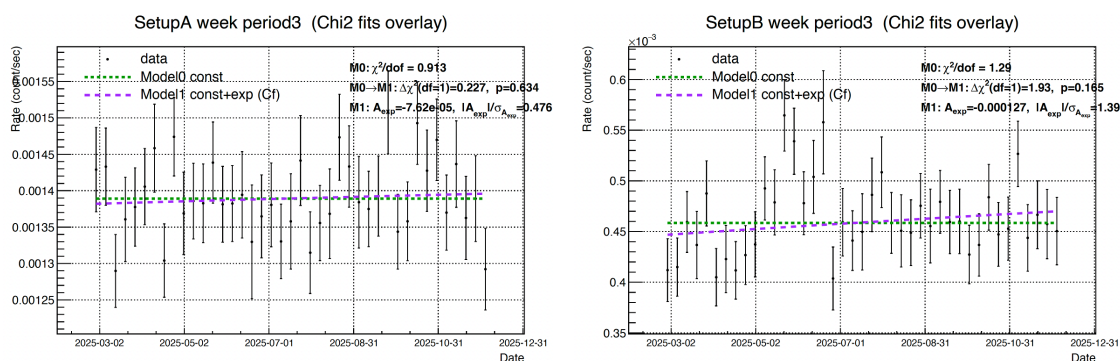


図 43: period3 の週 bin 時系列に対する  $\chi^2$  フィット結果 左: Setup A、右: Setup B

period3 では、Setup A は  $\chi^2/\text{dof} = 0.96$  (day)、 $0.91$  (week) であり、定数モデル (Model 0) が概ね妥当である。month は  $\chi^2/\text{dof} = 0.30$  と 1 より大きくはなく、少なくとも定数モデルを棄却する方向には働かない。Model 0  $\rightarrow$  Model 1 の  $p$  値は  $0.495\text{--}0.634$ 、 $Z_A < 1$  であり、指数成分は不要である。また  $A_{\text{exp}}$  は全て負で、 $^{252}\text{Cf}$  減衰として解釈できる符号ではない。一方 Setup B は  $\chi^2/\text{dof} = 1.12$  (day)、 $1.29$  (week) であるが、month で  $2.85$  と大きく、Model 0 (定数) のみでは month データの散らばりを十分に記述できていない可能性がある。ただし period3 の month は点数がさらに少なく ( $N = 9$ )、 $\chi^2$  が外れ値や短期変動に敏感である。加えて Model 1 を導入しても Model 0  $\rightarrow$  Model 1 の  $p = 0.096$ 、 $Z_A = 1.66$  であり、しかも  $A_{\text{exp}} < 0$  であるため、これを Cf 減衰の検出とは結論しない。A/B 比も month で  $\chi^2/\text{dof} = 2.21$  と大きく、month でのみ散らばりが増える傾向が示唆される。

以上より period3 は、Setup A については Model 0 が妥当で指数成分も不要である。Setup B および A/B 比では、特に month で Model 0 の適合が悪化するため、少数点・粗視化に伴う統計的な不安定性や外れ値の影響を受けやすい可能性があるが、少なくとも Cf 半減期に固定した単調減衰 (Model 1) で説明できる根拠は得られていない。

以下で粗い bin で  $\chi^2/\text{dof}$  が相対的に大きかった例として、月 bin の Setup B (period1 および period3) を図 44 に示す。ここでは点数が少ないことに加え、特定の月の逸脱が  $\chi^2/\text{dof}$  を支配し得る点が視覚的にも確認できる。

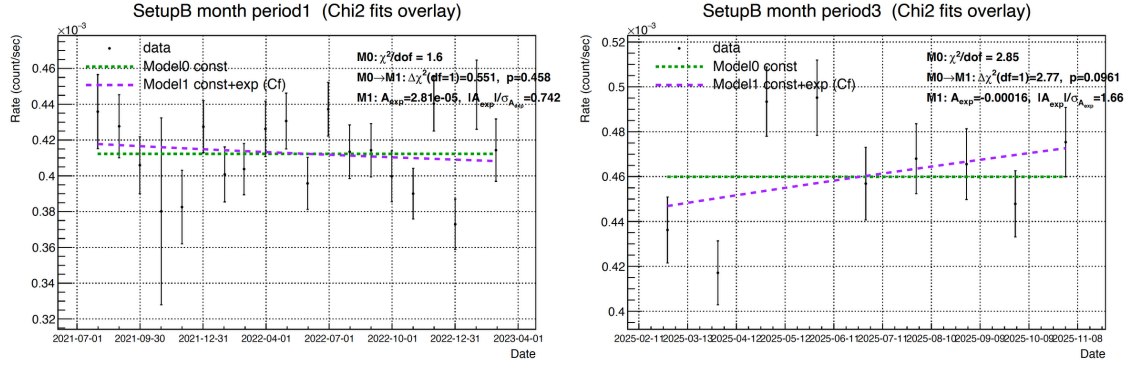


図 44: 月 bin における Setup B のフィット結果 左: period1、右: period3 粗い bin では点数が少なく、外れ値や短期変動の影響が  $\chi^2/\text{dof}$  に反映されやすい例として示す。

以上の period 別結果より、Setup A、B および A/B 比はいずれの period でも概ね  $\chi^2/\text{dof} \sim 1$  であり、period 内の中性子レートやレート比は定数モデル (Model 0) で基本的に記述できる。また、Model 0→Model 1 の  $p$  値はいずれも 0.085 以上であり、 $Z_A$  も最大で 1.72 に留まることから、 $^{252}\text{Cf}$  半減期に固定した指数減衰成分 (Model 1) を統計的に要請する根拠は得られない。特に  $A_{\text{exp}} < 0$  となり指数成分を Cf 減衰として解釈する符号条件も満たさない場合が多い。ただし month bin では一部で  $\chi^2/\text{dof}$  が増大し、例えば period1 の Setup B および A/B 比の month、period3 の Setup B および A/B 比の month では、定数モデルに対して散らばりが相対的に大きい可能性が示唆される。しかしこれらは点数が少ない粗い時間スケールでのみ顕在化し、day/week での再現性が弱いこと、さらに  $A_{\text{exp}}$  は負であり Model 1 が支持される状況ではないため、当該の散らばりを Cf 減衰の検出とは結論しない。したがって第 6 章の相関解析では、各 period 内で中性子レートが概ね定常であるという前提の下で議論を進める。ただし月 bin の結果は、外れ値や短期変動の影響を受けやすい補助的情報として位置づけ、解釈は日や週 bin との整合性を優先して行う。

### period 間の合成時系列のフィット結果 (Model 0 vs Model 1 vs Model 2)

年周期など長周期成分の検出感度を高めるため、period1-3 を接続した合成時系列を構成した。ただし period 境界には、測定位置変更や遮蔽導入に起因する平均レートの段差が存在するため、その段差をそのまま残すと年周期フィットが段差に引っ張られ、見かけ上の周期成分を生む恐れがある。そこで本研究では period2 を基準 (baseline) とし、period  $p$  ( $p = 1, 2, 3$ ) に属する各 bin のレート  $R(t)$  に対して

$$R'(t) = \alpha_p R(t) + \beta_p \quad (48)$$

の線形変換を施し、各 period の平均レートが period2 平均に一致するように規格化した。具体的には、period  $p$  の平均を  $\bar{R}_p$ 、baseline (period2) の平均を  $\bar{R}_2$  とし、

$$\bar{R}'_p \equiv \alpha_p \bar{R}_p + \beta_p = \bar{R}_2 \quad (49)$$

を満たすように  $\alpha_p, \beta_p$  を定める。

段差の物理的解釈には複数の可能性があるため、本研究では段差補正の基本操作として次の二種類を定義する。

- **SUB (オフセット補正)** : 段差を加算成分の違いとして扱い、 $\alpha_p = 1$  として

$$\beta_p = \bar{R}_2 - \bar{R}_p \quad (50)$$

とおく (このとき  $\bar{R}'_p = \bar{R}_2$  が成り立つ)。

- **DIV (スケール補正)** : 段差を実効感度 (スケール) の違いとして扱い、 $\beta_p = 0$  として

$$\alpha_p = \frac{\bar{R}_2}{\bar{R}_p} \quad (51)$$

とおく (同様に  $\bar{R}'_p = \bar{R}_2$  が成り立つ)。

なお baseline の period2 は  $\alpha_2 = 1, \beta_2 = 0$  とする。

次に、period1 および period3 に対して上記 SUB/DIV をどのように割り当てるかとして、以下の三つの接続スキームを比較した。

**A\_phys (DIV+SUB)** period1→2 の地点変更は実効感度の違い (スケール差) として扱い period1 に DIV (式 (51)) を適用し、period2→3 の遮蔽導入は加算成分の変化 (オフセット差) として扱い period3 に SUB (式 (50)) を適用する。

**B\_subsub (SUB+SUB)** period1・period3 の両方に SUB (式 (50)) を適用する。

**C\_divdiv (DIV+DIV)** period1・period3 の両方に DIV (式 (51)) を適用する。

ここで比  $R_A/R_B$  は、変換後の  $R'_A(t), R'_B(t)$  を用いて  $R'_A(t)/R'_B(t)$  として再構成した。

合成時系列に対し、Model 0 (定数)、Model 1 (定数+指数減衰、 $^{252}\text{Cf}$  半減期固定)、Model 2 (定数+年周期) で  $\chi^2$  フィットを行い、 $\Delta\chi^2$  に基づく  $p$  値で Model 比較も行った。また季節項の寄与は、年周期成分の相対振幅である  $f_{\text{season}} \equiv \text{Amp}/C$  で評価する。なお接続スキーム (A\_phys, B\_subsub, C\_divdiv) の選択が結論に与える影響を確認するため、各スキームで同様の Model 0-2 フィットを実施したが、その結果いずれのスキームでもフィット結果の傾向は一致したため、以降の本文では物理的解釈が最も自然な A\_phys を代表として示す。表 13 に A\_phys でのフィット結果を示す。

表 13: 合成時系列 (A\_phys) に対する Model 0/1/2 フィット結果

Series	bin	$N$	$\chi^2/\text{dof}$	$p(0 \rightarrow 1)$	$p(0 \rightarrow 2)$	$Z_{\text{Amp}}$	$f_{\text{season}}$
Setup A	day	1281	0.962	0.589	0.691	0.85	0.00346
	week	193	0.928	0.464	0.710	0.82	0.00333
	month	44	0.761	0.477	0.705	0.82	0.00342
Setup B	day	1188	1.055	0.512	0.078	2.26	0.01915
	week	180	1.056	0.838	0.110	2.10	0.01756
	month	42	1.612	0.982	0.089	2.21	0.01876
$R'_A/R'_B$	day	1184	0.887	–	0.737	0.77	0.00736
	week	180	1.022	–	0.441	1.29	0.01201
	month	42	1.502	–	0.305	1.58	0.01467

Setup A では、day/week/month のいずれも  $\chi^2/\text{dof} \simeq 0.76\text{--}0.96$  であり、統計誤差の範囲で定数モデル (Model 0) が妥当である。Model 0→Model 1 の  $p$  値も 0.46–0.59 と大きく、 $^{252}\text{Cf}$  半減期に固

定した指数減衰成分を要請しない。さらに Model 0→Model 2 の  $p$  値は 0.69–0.71 であり、年周期成分は統計的に支持されない。年周期の相対振幅は  $f_{\text{season}} = 0.00333\text{--}0.00346$  で、平均レートに対して約 0.33–0.35% の寄与に相当するに留まる。以上より Setup A は、合成時系列においても定常性が高く、年周期成分が支配的である可能性は低い。

Setup B では、day/week で  $\chi^2/\text{dof} \approx 1.06$  と概ね 1 に近い一方、month では  $\chi^2/\text{dof} \approx 1.61$  とやや大きく、粗い bin で散らばりが強調される傾向が示唆される。しかし、day/week では同程度の適合悪化が一貫して再現しているわけではなく、month のみの  $\chi^2/\text{dof}$  増大をもって period をまたぐ平均レートの系統的变化の直接的証拠とみなすのは慎重であるべきである。さらに Model 0→Model 1 の  $p$  値は 0.51–0.98 と大きく、Cf 半減期固定の単調減衰成分 (Model 1) は支持されない。年周期 (Model 2) については  $Z_{\text{Amp}} \approx 2.1\text{--}2.3$  と弱い増大が見られるものの、 $p(0 \rightarrow 2) = 0.078\text{--}0.110$  であり、慣習的な有意水準  $p < 0.05$  は満たさないため統計的検出とは結論しない。相対振幅は  $f_{\text{season}} = 0.0176\text{--}0.0192$  で、平均レートに対して約 1.8–1.9% の季節項に相当する。したがって Setup B についても、合成時系列は大枠として定数モデルで記述でき、最大でも 2% 規模の弱い年周期成分が示唆されるに留まる。

比  $R'_A/R'_B$  では、day/week/month の  $\chi^2/\text{dof} \approx 0.89\text{--}1.50$  であり、month で適合度がやや悪化するものの、全体として定数モデルから大きく逸脱してはいない。Model 0→Model 2 の  $p$  値は 0.305–0.737 と大きく、年周期成分は支持されない。相対振幅は  $f_{\text{season}} = 0.00736\text{--}0.0147$  で、平均比に対して約 0.74–1.47% の寄与に相当する。

図 45–47 に、合成時系列 ( $A_{\text{phys}}$ ) に対する Model 0/1/2 の  $\chi^2$  フィットの重ね描きを示す。各図はいずれも左から日・週・月 bin であり、定数 (Model 0)、指数減衰 (Model 1)、年周期 (Model 2) の比較を視覚的に確認できる。(比  $R'_A/R'_B$  には Model 1 は適用しない。)

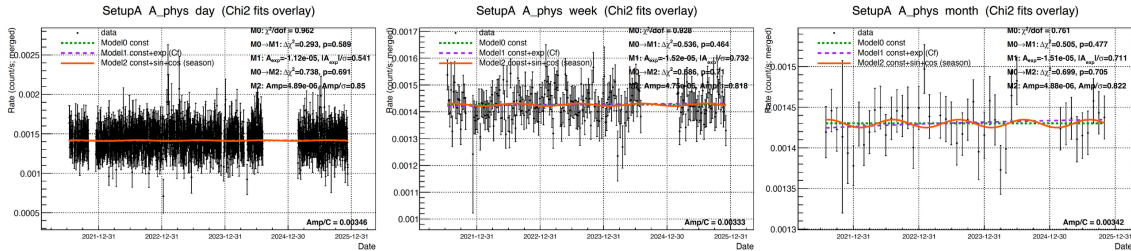


図 45: 合成時系列 ( $A_{\text{phys}}$ ) の Setup A に対する  $\chi^2$  フィット結果 左から日・週・月 bin 緑点線: Model 0 (定数)、紫破線: Model 1 (定数+指数減衰;  $^{252}\text{Cf}$  半減期固定)、橙実線: Model 2 (定数+年周期)

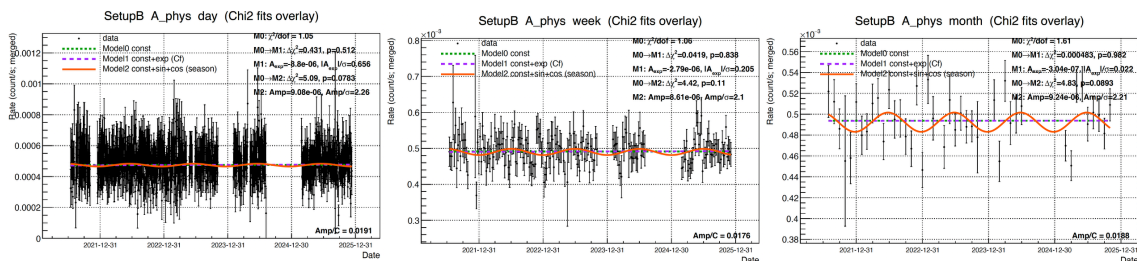


図 46: 合成時系列 ( $A_{\text{phys}}$ ) の Setup B に対する  $\chi^2$  フィット結果 左から日・週・月 bin

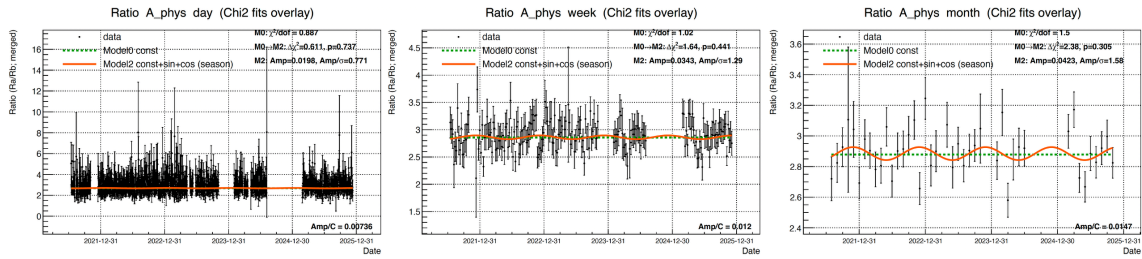


図 47: 合成時系列 (A\_phys) の比  $R'_A/R'_B$  に対する  $\chi^2$  フィット結果 左から日・週・月 bin 比には指数減衰 (Model 1) は適用しない。

以上より、環境中性子レートの合成時系列に対しては、Setup A ではいずれの bin 幅でも  $\chi^2/\text{dof} \sim 1$  で定数モデル (Model 0) が妥当であり、 $^{252}\text{Cf}$  半減期に固定した指数減衰成分 (Model 1) も要請されない。Setup B でも day および week では Model 0 が概ね成り立ち、Model 1 は支持されない一方、month では  $\chi^2/\text{dof}$  が相対的に増大する場合があるが、粗い時間スケールでのみ顕在化し day/week での再現性が強いとは言えないため、これをもって平均レートの系統的变化を主張することは避ける。年周期 (Model 2) については、季節項の相対寄与は Setup A で  $f_{\text{season}} < 1\%$ 、Setup B でも  $\sim 2\%$  程度に留まり、いずれも Model 0 に対するモデル比較で  $p \geq 0.05$  となるなど、統計的に有意な年周期成分は確認されない。したがって第 6 章の相関解析で議論する相関が、中性子レート側の Cf 減衰を含む単調変化や強い年周期によって支配される可能性は低いと結論する。

## 6 環境要因との相関解析

本章では、第5章で整理した環境中性子レートの長期時系列に対して、周辺環境の変動がどの程度寄与し得るかを定量的に評価する。地下環境では、降水に起因する岩盤含水量の変化、地下水の輸送と排水、坑内空気中の水蒸気量の変動などが、岩盤内で生成された中性子の輸送や熱化過程を通じて、実験室へ到達する中性子成分に影響を与える可能性がある。そこで本研究では、雨量、排水量、絶対湿度の三つを環境パラメータとして採用し、時間遅れを考慮したシフト相関解析を行う。

本研究の測定系は、 $^3\text{He}$  比例計数管を裸で設置した Setup A (熱中性子に感度が高い) と、減速材および吸収材で覆った Setup B (高速成分に感度を持たせた) から構成される。一般に、周辺の水素量が増えると中性子の熱化が進み、熱成分が増えやすく、高速成分は低エネルギー側へ移行しやすい。そのため、環境パラメータが水分量の増加を反映するならば、Setup A のレート  $R_A$  では正、Setup B のレート  $R_B$  では負の相関が現れることが期待される。また、降水から地下到達までの輸送過程が存在するため、相関は同時刻だけでなく、遅れ (タイムラグ) を持って現れる可能性が高い。

まず相関解析に使用した環境パラメータ (雨量・排水量・絶対湿度) の取得方法、設置位置、品質上の注意点、解析における除外期間、およびシフト範囲設定の物理的根拠を整理する。続いて、相関係数の定義やシフト  $\Delta$  の厳密な定義とデータ点の構成方法、ならびに二種類のモンテカルロ (Measurement-error MC と No-correlation toy MC) による頑健性・有意性評価の手順をまとめる。そのうえで環境パラメータ同士の相互関係を探索的に点検したのち、中性子レートと各環境要因の相関結果を period 別に示す。最後に本章の到達点と解釈上の注意点、今後の展望を整理する。

### 6.1 使用した環境パラメータ

本節では、相関解析に用いた環境パラメータとして、雨量、排水量、絶対湿度の三つを定義する。いずれも日単位の時系列として整備し、第5章で用いた中性子レートの bin (日、週、月) に合わせて平均化して用いる。データ欠損の扱い、bin 内の有効日数条件などは次節で詳述する。

本研究で用いた雨量および排水量のデータは、国立天文台の鷲見貴生氏が KAGRA で運用する計測系から提供いただいたものである。本研究ではこれらの装置を自ら運用していないため、装置仕様や運用上の注意点に関する記述は、提供者の説明および現地での確認に基づく。

本研究では、環境パラメータの系列を  $x(t)$ 、中性子レート系列を  $R(t)$  として、シフト  $\Delta$  に対する相関を「 $x(t)$  と  $R(t + \Delta)$  の対応」で評価する。すなわち、 $\Delta > 0$  は中性子レートを未来方向へ  $\Delta$  だけずらすことを意味し、環境変動が先行して中性子レートが遅れて応答する場合 (遅れ相関) を表す。一方、 $\Delta < 0$  は中性子レートを過去方向へずらすことを意味し、中性子レートが環境系列に対して先行して見える場合も探索対象とする。

表 14: 相関解析に用いた環境パラメータの概要

パラメータ	主な設置位置・装置	解析での除外期間	シフト範囲 (days)
雨量 $P$	KAGRA 雨量計 (跡津、茂住)	毎年 12/16–3/15	0–90
排水量 $Q$	KAGRA Y-arm (Y-end) 流量計	毎年 4–5 月	–90–90
絶対湿度 $H$	Lab-B 入口付近湿度計 (Rn 監視系)	なし	0–10



図 48: KAGRA・Lab-B 周辺地図と環境センサー位置の概略 [6] 跡津雨量計、茂住雨量計、Y-arm (Y-end) 流量計、および Lab-B のおおよその位置関係を示す。水色の矢印は KAGRA における排水系統を示している。

### 雨量 (KAGRA 雨量計)

雨量  $P$  は、KAGRA で運用されている雨量計のデータを用いた (データ提供: 鷲見氏)。KAGRA では市販の気象観測装置 Davis Vantage Pro2 を用い、気温、気圧、風向、風速、湿度、雨量などを 1 分サンプリングで観測している。雨量計は自己排水型の転倒ます式であり、0.2mm の降水ごとに 1 カウントとして記録される。公称の測定誤差は  $\pm 3\%$  である。降雪時にはヒーターにより融雪して測定するが、融雪能力は約 6mm/hour 程度であり、冬季には融かし切れていない雪が雨量計に堆積して過少評価が生じることがある。そのため、冬季の雨量は融雪能力不足により過少評価される系統が強く疑われることから、本研究の相関解析では毎年 12 月 16 日から 3 月 15 日までを雨量解析から除外した。

KAGRA では雨量計を 2 か所で運用している。跡津 (2019 年 7 月運用開始) は KAGRA 坑口付近、茂住 (2022 年 12 月運用開始) は重力波観測研究施設付近に設置されている。両地点は直線距離で約 4km 離れているが、鷲見氏による評価では降水量はおおむね一致しており、相関解析の傾向が地点選択で本質的に変わる可能性は小さい。ただし、通り雨など短時間の局所降水では地点差が生じ得ることが、複数の降雨事例について雨雲レーダー等の情報とも整合して確認されている。したがって地点差は起こり得るものの、長期統計としての相関傾向を大きく左右しないと考えられる。本研究では運

用期間とデータ欠損状況を踏まえ、period1 では跡津、period2 および period3 では茂住のデータを主に用いる（両地点で解析して同様の傾向であることを確認しており、各 period でデータ数が多い系列を採用した）。

また、降水が岩盤へ浸透して含水量が増加し、中性子の熱化が進行してレートへ影響するまでには時間遅れが存在する可能性が高い。鷲見氏の見解として、KAGRA トンネル（かぶり 200–400 m）では降雨から約 1 週間で水が到達し、約 1 か月の時定数で減衰する。Lab-B はかぶりが約 1000 m であるため、単純な見積もりとして降雨後数週間程度の遅れで影響が現れ、その後数か月スケールで応答が減衰し得る。以上を踏まえ、本研究では雨量について 0–90 days のシフト範囲を設定し、遅れを持つ相関の存在を探索する。



図 49: KAGRA 雨量計の外観（左）と、冬季に融雪が追いつかず雪が堆積している例（右） 冬季データ除外（12/16–3/15）の根拠となる。

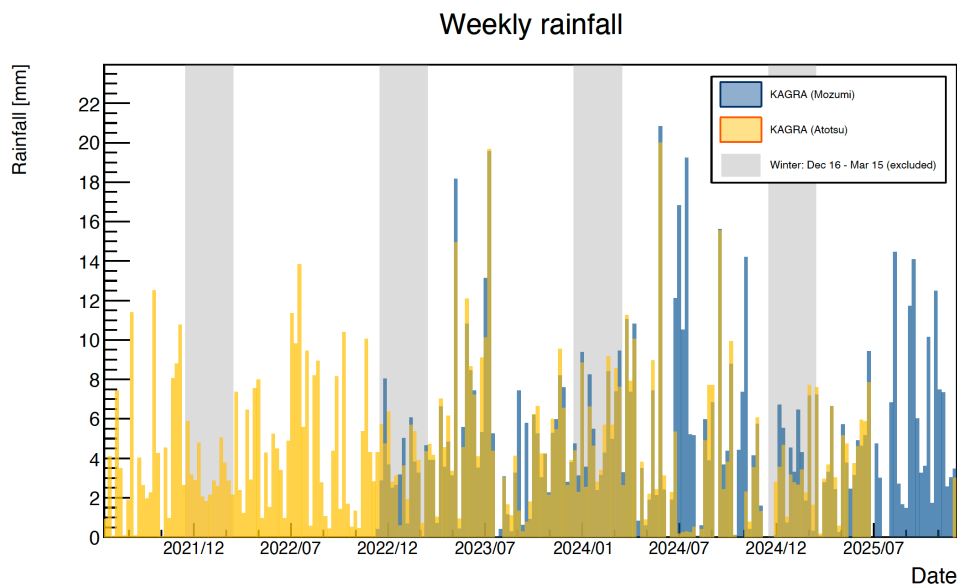


図 50: 相関解析に用いた週雨量の時系列 跡津と茂住の両系列、および冬季除外期間（12/16–3/15）を併記して示す。

## 排水量 (KAGRA トンネル流量計)

排水量  $Q$  は、KAGRA トンネルの Y-arm 終点 (Y-end) 付近に設置された超音波式開水路流量計 (NIVUS OCM Pro) により取得されたデータを用いた (データ提供: 鷲見氏)。本装置は水位計と流速計を組み合わせ、水位と流速から流量 (t/h) を算出する。流速が大きくと水面が荒れると計測が不安定になり得るため、下流側に板を設置して水面状態を安定化する工夫が施されている。

排水量は降水に対する地下水応答の一つの観測量であり、降水 → 浸透・貯留 → 地下水輸送 → トンネルへの到達 → 排水という過程を反映する。そのため雨量よりも遅れた時間スケールで変動することが期待され、また雨量が同程度でも地中の貯留状態により応答が変わり得る点で、雨量より地下側の情報を含むと解釈できる。

一方で、春季 (特に 4 月、5 月) は雪解け水の影響で流速が上がり、水面が荒れて計測が不安定になることがある。そのため本研究の相関解析では、毎年 4 月と 5 月を排水量解析から除外した。

シフト範囲については、KAGRA トンネルでの応答 (降雨後およそ 1 週間で到達し、約 1 か月で減衰) と、Lab-B 相当のかぶり度で想定されるより長い遅れ (数週間) と減衰 (数か月) を踏まえる必要がある。さらに、KAGRA の排水点は Lab-B より山の表面側に位置するため、KAGRA で排水として観測された変動が、同じ時刻に Lab-B 近傍の含水量変化を表しているとは限らない。したがって排水量は、「Lab-B 近傍の変動に対する先行指標」として振る舞う場合と、「共通の降水に対する並行応答」として振る舞う場合の両方が考えられる。この不確かさを許容して探索するため、本研究では排水量について  $-90-90$  days の対称なシフト範囲を設定し、先行と遅れの双方の相関を評価する。



図 51: KAGRA Y-arm (Y-end) 付近の流量計設置の様子 排水路に設置された水位計と流速計が確認できる。

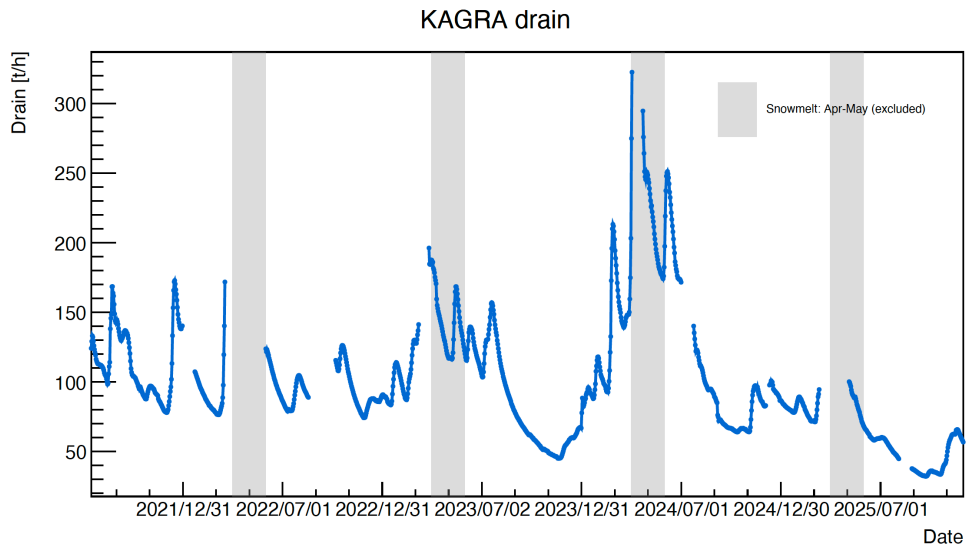


図 52: 相関解析に用いた排水量の時系列 春季除外期間（4-5月）を網掛けで示す。

### 絶対湿度（坑内 Rn 監視系）

絶対湿度  $H$  は、坑内に設置された Radon Monitoring System（Raspberry Pi B/B+/2B を用いた監視系）のデータを用いた。湿度計は Lab-B 入口付近に設置されている。絶対湿度は坑内空気中の水蒸気量 ( $\text{g}/\text{m}^3$ ) を表すため、空気側の水分が中性子の熱化環境に寄与し得る可能性を点検する目的で導入した。一方で、坑内壁面の湿潤や湧水・浸透水の蒸発などを介し実験室近傍（岩盤・地下水系）の水分状態と連動する可能性もあるため、本研究では  $H$  を空気側の指標および Lab-B 近傍の水分環境の近接指標として位置づける。

雨量・流量計が Lab-B から離れているのに対し、湿度計は Lab-B 内にあることから局所的な変化が短時間で反映され得る。また湿度は換気・空調などの運用条件の影響も受け得るため、短いラグを探索する方が合理的である。以上より、本研究では絶対湿度について 0-10 days のシフト範囲を設定した。



図 53: Lab-B 入口付近に設置された湿度計の外観

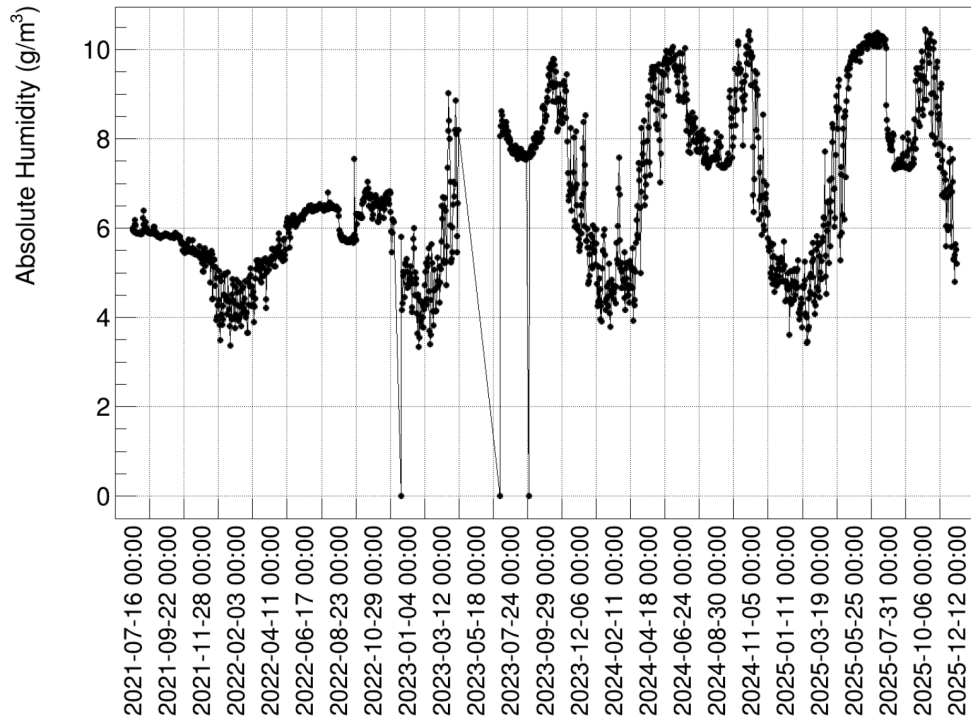


図 54: 相関解析に用いた絶対湿度の時系列 欠損や異常値は解析では除外し、有効データのみで bin 平均を構成する。

## 6.2 相関解析手法

本研究では、環境パラメータ（雨量・排水量・絶対湿度）の時系列と環境中性子レート時系列（Setup A/B）の相関を、時間遅れ（シフト） $\Delta$ を導入して評価する。単に相関係数  $r$  を一度求めるだけでは、(1) 中性子レートのポアソン統計誤差による揺らぎ、(2) 有限サンプル数で偶然に大きな  $|r|$  が出る効果を十分に扱えない。そこで本研究では、2種類のモンテカルロ（Measurement-error MC と No-correlation toy MC）を併用し、相関の頑健性（誤差で符号が反転しにくい）と有意性（偶然で出にくい）を分けて検定する。

以降、環境パラメータを一般に  $x$ 、中性子レートを  $y$  と表記する。解析は bin 幅として日・週・月の3種類を用い、さらに物理的タイムラグを考慮してシフト量  $\Delta$  を走査する。月 bin はサンプル数が少なく推定が不安定になり得るため、日・週 bin に比べてより慎重に解釈する。

### 6.2.1 相関解析の設計

本研究では第5章で作成した中性子レートの時系列（day/week/month）をそのまま用い、各 bin  $i$  の中性子レートを  $y_i$ 、統計誤差を  $\sigma_{y,i}$  とする。環境パラメータは日データとして整備されているため、各 bin に含まれる日付に対応する環境データを集め、欠損日を除外した上で bin 代表値を作る。週 bin では有効日数が7日未満、月 bin では28日未満の bin は代表値が不安定になり得るため解析から除外し、有効日数が十分な bin のみを採用する。

時間遅れ（シフト） $\Delta$  に対する相関は前節で述べたように、「 $x(t)$  と  $R(t + \Delta)$  の対応」で評価する。したがって  $\Delta > 0$  は環境変動が先行して中性子レートが遅れて応答する向きを表し、 $\Delta < 0$  は中性子レートが環境系列に対して先行して見える場合も探索することを意味する。シフト  $\Delta$  に対して、bin  $i$  の環境代表値  $x_i(\Delta)$  は、bin 内の各日  $t$  に対して  $x(t)$  と  $R(t + \Delta)$  が対応するように環境側を参照日ですらして欠損日を除いた有効日の平均を取り、構成する。

各  $\Delta$  ごとに得られたデータ点集合  $\{(x_i(\Delta), y_i)\}$  に対し、Pearson の相関係数  $r_{\text{data}}(\Delta)$  を計算する。このとき採用された bin 数（データ点数）を  $N(\Delta)$  とし、 $N(\Delta) < 3$  の  $\Delta$  は推定が不安定なため評価しない。解析除外期間は前節で述べた条件に従い、適用する場合はシフト後に参照される日付が除外期間に重なる bin を解析から除外する。

### 6.2.2 Measurement-error MC による頑健性評価

Measurement-error MC では、各点の統計誤差により  $y_i$  が揺らいだとき、相関係数  $r$  の符号がどれだけ安定かを評価し、相関の頑健性を検定する。

各  $\Delta$  について、環境側  $x_i(\Delta)$  は固定し、中性子側のみを再サンプリングする：

$$y_i^{(m)} \sim \mathcal{N}(y_i, \sigma_{y,i}) \quad (m = 1, \dots, N_{\text{MC}}). \quad (52)$$

ここで  $\sigma_{y,i}$  は中性子レートの統計誤差であり、計数統計に基づく誤差（Poisson）を近似的に正規分布として扱う。

各試行で

$$r_{\text{MC}}^{(m)}(\Delta) = \text{corr}(\{x_i(\Delta)\}, \{y_i^{(m)}\}) \quad (53)$$

を計算し、符号の安定性を

$$P_+(\Delta) = \Pr(r_{\text{MC}}(\Delta) > 0), \quad P_-(\Delta) = \Pr(r_{\text{MC}}(\Delta) < 0), \quad P_{\text{sign}}(\Delta) = \max\{P_+(\Delta), P_-(\Delta)\} \quad (54)$$

で定義する。 $P_{\text{sign}}$  が大きいほど、測り直しても  $r$  の符号が反転しにくいことを意味する。実装では  $N_{\text{MC}} = 10000$  を用いる。

### 6.2.3 No-correlation toy MC による有意性評価

No-correlation toy MC は、有限サンプル数で偶然に大きな  $|r|$  が出る可能性を見積もり、観測された  $r_{\text{data}}(\Delta)$  の有意性を  $p$  値で評価する。

各  $\Delta$  について、観測データ点集合  $\{(x_i(\Delta), y_i)\}$  に対し、 $y$  の対応だけをランダムに壊して無相関の帰無分布  $H_0$  を作る（shuffle 置換）：

$$\{(x_i(\Delta), y_i)\} \rightarrow \{(x_i(\Delta), y_{\pi(i)})\}, \quad (55)$$

ここで  $\pi$  はランダム置換である。各試行で  $r_{H_0}^{(m)}(\Delta)$  を計算し、両側  $p$  値を

$$p(\Delta) = \frac{\#\{|r_{H_0}(\Delta)| \geq |r_{\text{data}}(\Delta)|\} + 1}{N_{\text{toy}} + 1} \quad (56)$$

で定義する（+1 は有限試行に対する保守的補正）。実装では  $N_{\text{toy}} = 10000$  を用いる。

相関の有意性検定に  $t$  検定や Fisher の  $z$  変換を用いる方法もあるが、これらは（近似的に）2変量正規性や独立同分布などの仮定に依存する。本研究の環境系列は欠損・非定常性・季節性・運用変化を含み得るため、分布仮定に依らず観測データから直接帰無分布を構成できる shuffle toy MC を採用した。

#### 6.2.4 頑健性・有意性の判定条件と結果図の読み方

本研究では、Measurement-error MC による頑健性と、No-correlation toy MC による有意性を分離し、各  $\Delta$  について以下を定義する：

$$\text{cond1} : P_{\text{sign}}(\Delta) > 0.84 \quad (\text{片側 } 1\sigma \text{ 相当：符号が概ね安定}) \quad (57)$$

$$\text{cond2} : P_{\text{sign}}(\Delta) > 0.975 \quad (\text{片側 } 2\sigma \text{ 相当：符号が強く安定}) \quad (58)$$

$$\text{cond3} : p(\Delta) < 0.05 \quad (\text{有意水準 } 5\% : \text{偶然では出にくい}) \quad (59)$$

0.84, 0.975 は片側での  $1\sigma, 2\sigma$  に対応する確率であり、0.05 は慣習的によく用いられる有意水準である。月 bin は  $N(\Delta)$  が小さくなりやすく、 $r$  や  $p$  が不安定になり得るため、同じ cond を満たしても日・週より慎重に扱う。

6.3 節および 6.4 節では、相関解析の結果について  $r_{\text{data}}(\Delta)$  を  $\Delta$  の関数として示す（縦軸：相関係数  $r$ 、横軸：shift  $\Delta$ ）。図の表記は基本的に以下のルールで統一する：

- 点は cond1 を満たす  $\Delta$  のみ表示する（符号が不安定な点は表示しない）。
- ベースのマーカ―は頑健性を表し、cond2 を満たす点を塗りつぶし（強い）、cond1 のみの点を白抜き（弱い）で示す。
- 星印は有意性（cond3）を表し、 $p < 0.05$  の点に重ねて描く。cond3 かつ cond2 は塗りつぶし星、cond3 かつ cond1 のみは白抜き星で区別する。
- Setup A/B など系列の違いは、色やマーカ―形状で区別する。

この図により、相関のピーク位置（タイムラグ）と、誤差に対して符号が安定か（cond1/2）、さらに偶然では出にくい（cond3）を同時に読み取れる。以上の表記規約に基づく結果図の例として、period1 における日雨量と中性子レートのシフト相関を図 55 に示す。

Daily rainfall correlation vs shift days [Atotsu (KAGRA)] (NO\_WINTER, 2021/07/16-2023/04/24)

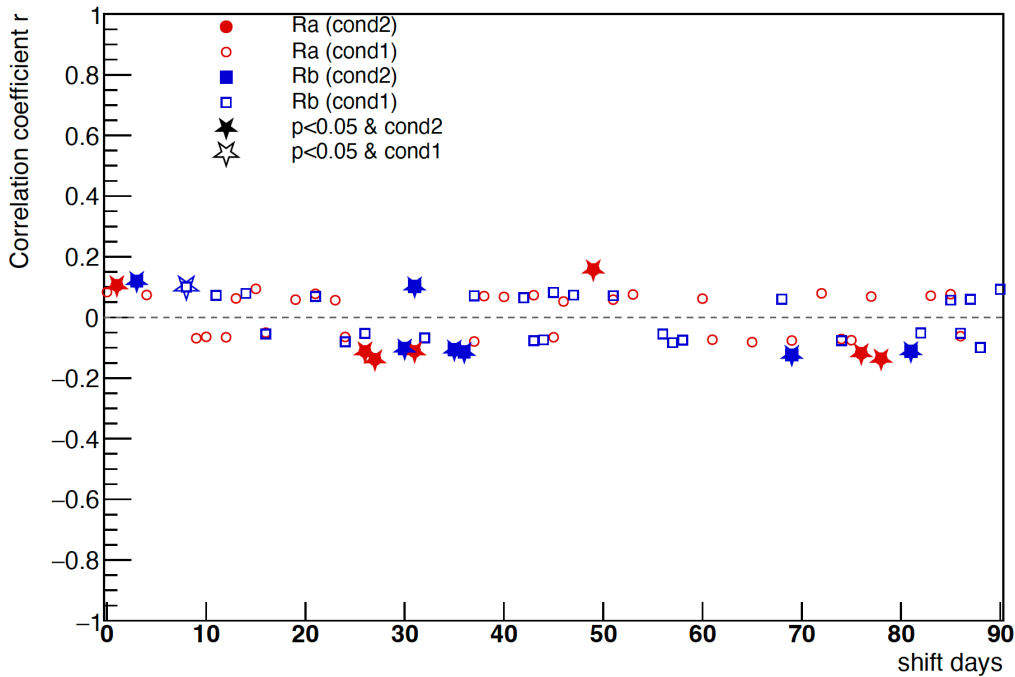


図 55: 日雨量と中性子レートのシフト相関の例 (period1: 2021/07/16-2023/04/24、跡津雨量計)  
 横軸は shift  $\Delta$  (days)、縦軸は相関係数  $r_{\text{data}}(\Delta)$  である。図中の Ra (赤) /Rb (青) はそれぞれ Setup A/Setup B のレートに対応する。

### 6.3 環境パラメータ間の相関

本節では、雨量  $P$ 、排水量  $Q$ 、絶対湿度  $H$  の相互関係を把握するために、環境パラメータ同士のシフト相関を探索的に評価する。ここでの狙いは、次節の中性子レートとの相関結果を読む際に、(1) シフト  $\Delta$  の向きに関する目安を得ること、(2) 説明変数同士が同時に変動し得る可能性 (共通の季節性や運用影響など) を事前に点検しておくこと、の二点である。特に  $P$ - $Q$  は入力と地下水応答という直感的関係が想定されるため、遅れ構造の手がかりになり得る。そのため本研究のデータ整備・除外条件のもとで、シフト  $\Delta$  の向きをどの程度物理的に解釈できそうかを点検する。また  $H$  については、降水・地下水応答と結び付く指標として扱えそうか、または別要因 (換気・運用など) の影響が大きそうかを含めて観測的に確認し、6.4 節で因果を即断しないための背景情報として用いる。

解析期間は環境データが存在する全期間 (2021/07/16-2025/12/11) とし、環境パラメータ側には統計誤差は定義できないため、Measurement-error MC は用いず、No-correlation toy MC (shuffle 置換) による  $p$  値のみで有意性を評価した。結果図では、全ての shift 点を表示し、 $p < 0.05$  を満たす点に星印を重ねて示す (判定は cond3 のみ)。shift の定義はこれまでと同様に「 $x(t)$  と  $y(t + \Delta)$  の対応」を基準とし、 $\Delta > 0$  は「 $x$  が先行し、 $y$  が  $\Delta$  だけ遅れて応答する」向きとして解釈できる。

なお月 bin は、1 点が約 1 か月の平均であるため時間情報が月内で混ざりやすく、 $\Delta$  を 1 日刻みで変化させても月平均を構成する日集合が大きく変わらない区間が生じ得る。このため月 bin は遅れ時

間を日単位で精密に同定する用途には向かず、ピーク位置  $\Delta$  の議論は主として日・週 bin での再現性 (有意点のまとまりや  $\Delta$  帯域) に基づいて行う。月 bin は、短期のイベント応答 (数日~数週) だけで説明できるか、あるいは数か月スケールの状態量や低周波成分を両系列が共有している可能性があるかを点検する補助軸として用いる。

また、本解析では複数の  $\Delta$  点を走査するため、多重比較の観点からは偶然に低い  $p$  値が現れ得る。したがって本節では、単発の有意点そのものよりも、有意点が連続した帯域として現れるか、日・週 bin で概ね同程度の  $\Delta$  帯域に再現するか、というまとまりと再現性を重視して解釈する。

## 雨量と排水量 ( $P$ vs $Q$ )

降水は岩盤への浸透・貯留・地下水輸送を経てトンネル排水として観測されるため、 $P$  が先行し  $Q$  が遅れて増加する関係が期待される。そこでここでは、 $x = P$ 、 $y = Q$  として  $\Delta \geq 0$  の範囲で相関を評価した。解析除外条件は 6.1 節で述べた通り、雨量は冬季 (12/16-3/15) 除外、排水量は春季 (4-5 月) 除外を適用した。図 56 に  $r_{\text{data}}(\Delta)$  を示す。

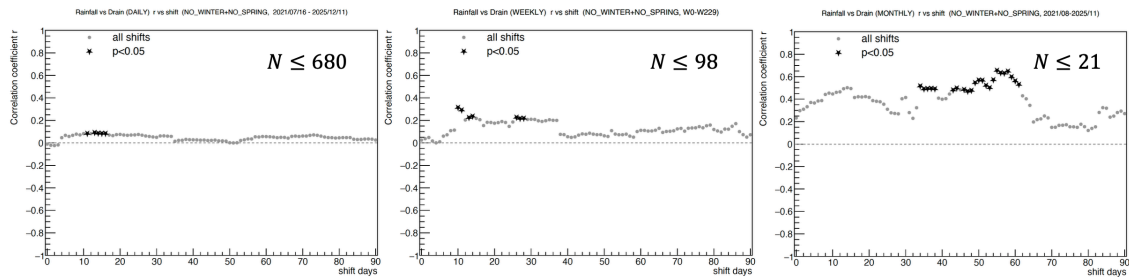


図 56: 雨量  $P$  と排水量  $Q$  のシフト相関 左から日・週・月 bin の  $r_{\text{data}}(\Delta)$  を示す。全 shift 点 (グレー) を表示し、No-correlation toy MC で  $p < 0.05$  となる点に星印を重ねた。図中の  $N$  は shift により有効 bin 数  $N(\Delta)$  が変化するため、その上限 ( $N \leq \dots$ ) を示した。

日 bin では相関係数は全体として小さいが、 $\Delta = 11-16$  days 付近で  $r_{\text{data}} \simeq 0.08-0.09$  の弱い正相関が連続して現れ、この帯域の複数点で  $p < 0.05$  となる。週 bin では同様の遅れ方向に相関がより明瞭となり、 $\Delta = 10-14$  days で  $r_{\text{data}} = 0.22-0.31$ 、 $p < 0.05$  が得られる (最大は  $\Delta = 10$  days で  $r_{\text{data}} = 0.314$ 、 $N = 78$ )。さらに  $\Delta \sim 26-27$  days 付近でも  $p < 0.05$  となる点が現れ、降雨入力に対して排水応答が「およそ 2 週間スケール」と「1 か月スケール」の二段階で現れ得ることを示唆する。この傾向は 6.1 節で述べた鷲見氏の見解、すなわち KAGRA トンネル (かぶり 200-400 m) では降雨後約 1 週間で到達し、約 1 か月の時定数で減衰し得るという描像と整合的である。また、日次では弱く週次で相関が強くなるという事実は、排水量が短期の鋭い降雨イベントそのものというよりも、地下の浸透 → 貯留 → 流出という過程を経た応答として、時間幅をもって現れる (遅れ・平滑化を含む) 可能性と整合的である。言い換えると、雨量  $P$  は外部からの入力、排水量  $Q$  は地下を通った応答であり、雨 × 排水の解析によって地下水系が遅れと時定数を持つことが実測データとして確認された。

月 bin では  $\Delta \sim 34-61$  days にかけて正相関が現れ、 $P$  と  $Q$  が数か月スケールの変動成分を共有し得ることが分かる。月 bin はピーク位置の精密な同定には不向きであるため、遅れ時間の評価は主として日・週 bin で再現よく現れる  $\Delta \sim 10-20$  days 帯を重視する。

次節では、この  $P \rightarrow Q$  の遅れ方向が妥当であるという事実を、中性子レートと環境要因の相関における時間遅れ（ピーク  $\Delta$ ）の解釈の基盤として用いる。さらに、雨量が入力、排水量が地下応答であるという位置づけを踏まえ、中性子との相関において入力起因の寄与と地下応答起因の寄与を切り分けられる可能性がある点を意識して議論する。

## 雨量と絶対湿度 ( $P$ vs $H$ )

絶対湿度  $H$  は坑内空気中の水蒸気量を表し、岩盤水分量を直接測る量ではないが、降水や地下水応答と連動するならば、岩盤水分量変動の代理指標として振る舞う可能性がある。そこで、 $x = P$ 、 $y = H$  として  $\Delta \geq 0$  の範囲で相関を評価した。雨量には冬季除外（12/16–3/15）を適用し、絶対湿度には季節除外を課していない。図 57 に結果を示す。

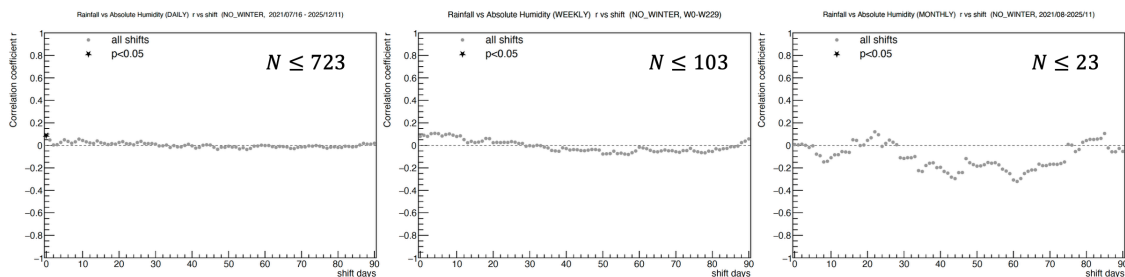


図 57: 雨量  $P$  と絶対湿度  $H$  のシフト相関 左から日・週・月 bin。

$P$  と  $H$  の結びつきは雨量–排水量 ( $P$  vs  $Q$ ) に比べて弱く、時間遅れとしても再現性の高いピークは得られていない。日 bin では  $\Delta = 0$  でわずかに正相関が見えるが、 $\Delta = 1$  以降は  $r_{\text{data}}$  が速やかに 0 近傍へ戻り、 $p < 0.05$  となる帯域が連続して現れることもない。すなわち、降雨に対して坑内湿度が一定の遅れ時間で系統的に応答するという単純像は支持されない。また、週・月 bin でも有意な帯域が現れない。このことは、降水に対して湿度が一定の遅れで系統的に応答するという遅れ構造を強く主張できず、数か月スケールでも両者が強く同調している状況ではないことを示唆する。

以上より、本研究の除外条件と時間分解能の範囲では、絶対湿度は降水入力  $P$  を単純に反映する指標とは言い難い。むしろ絶対湿度は、坑内空気が外気条件や換気条件、坑内運用、温度場（飽和水蒸気量）などの影響を受けた結果として変動している可能性がある。従って次節以降で  $H$  と中性子レートに相関が現れた場合も、それを直ちに降水  $\rightarrow$  岩盤含水量変化の反映と同一視せず、空気側（水蒸気）による熱化寄与や、坑内側の条件変化に由来する可能性も含めて解釈する必要がある。

## 排水量と絶対湿度 ( $Q$ vs $H$ )

排水量  $Q$  はトンネルに集水された地下水流量、絶対湿度  $H$  は坑内空気中の水蒸気量であり、両者は水循環に関わるものの同一の物理量を測っているわけではなく、両者の結びつきは自明ではない。もし坑内空気の水蒸気量が地下水系（岩盤含水・湧水・表面湿潤など）に強く拘束されるなら、 $Q$  と  $H$  の間にも何らかの相関が現れる可能性がある。一方で、両者がそれぞれ季節性や緩やかな長期変動を持つ場合、共通の時間構造だけで見かけの相関が生じ得る。そこでここでは、 $x = Q$ 、 $y = H$  として

$\Delta$  を負側も含めて走査し、先行・遅れの両方の可能性を探索した。除外条件は、 $Q$  に春季除外（4-5月）を適用し、 $H$  には季節除外を課していない。図 58 に結果を示す。

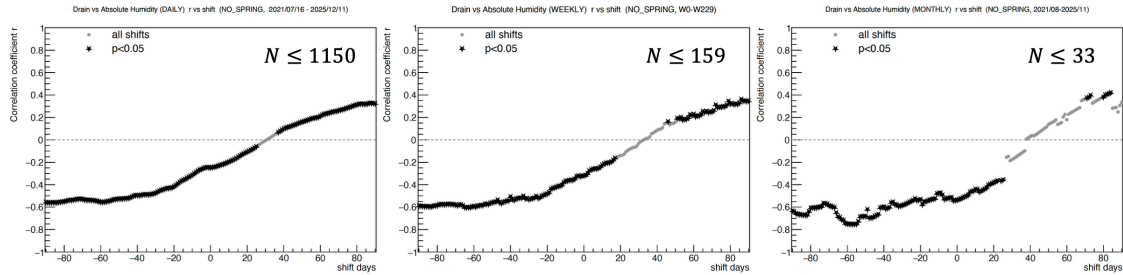


図 58: 排水量  $Q$  と絶対湿度  $H$  のシフト相関 左から日・週・月 bin。

$Q-H$  は本解析の 3 組の環境相関の中で最も強い結び付きが示された。日 bin では  $r_{\text{data}}(\Delta)$  が広い範囲で有意となり、特に  $\Delta < 0$  側で強い負相関（例： $\Delta = -90$  で  $r \simeq -0.56$ ）、 $\Delta \sim 30$  付近で符号反転を経て、 $\Delta > 0$  側で正相関へ移行し、 $\Delta \sim 70-90$  で  $r \simeq 0.26-0.33$  に達する。週 bin でも同様の単調な形状が再現され、月 bin でも大局的な傾向は維持される。このように、ある固定遅れで片方がもう片方に追従することを示す鋭いピークではなく、帯状に強い相関が続き符号反転を含む形になることは、両系列が共通の季節性や長周期トレンドといった低周波成分を強く共有している状況を示唆する。

本研究では、 $Q-H$  の結果を、(1) 排水量と絶対湿度が同程度の時間スケールで変動し得ること、(2) 6.4 節で中性子レート  $R$  と環境要因の相関を解釈する際に、両者が同時に変動し得る点を考慮する必要があること、を示す情報として位置づける。 $Q$  と  $H$  のどちらかがもう一方を直接駆動していても、季節要因や坑内運用など第三の要因  $Z$  が両者に同時に影響することで、見かけ上の相関が現れ得る。この場合、 $R$  と  $H$  の相関、あるいは  $R$  と  $Q$  の相関が得られても、それが単一の環境要因の固有の寄与を一意に示すとは限らない。従って 6.4 節では、ピーク  $\Delta$  の向きと再現性に加え、 $P-Q$  で確認された入力  $\rightarrow$  地下水応答という整合的な遅れ構造との整合性も参照しながら、相関の解釈を行う。

以上より、(i)  $P-Q$  では日・週 bin で  $\Delta \sim$  数週間の遅れ方向に再現する正相関が現れ、降水入力と地下水応答という直感的関係と整合すること、(ii)  $P-H$  の相関は非常に弱く、 $H$  が単純な降水追従量ではない可能性があること、(iii)  $Q-H$  は日・週・月 bin で大局的に一貫した変化を示し、両者の変動が独立ではない可能性があること、が示唆された。次節では、中性子レートと各環境要因の相関を period 別に示し、本節の結果を踏まえて、遅れの向きと説明変数間の結び付きの可能性を意識しながら解釈を行う。

## 6.4 中性子レートと環境要因の相関

本節では、環境中性子レート (Setup A/B) と、雨量  $P$ 、排水量  $Q$ 、絶対湿度  $H$  の各環境要因とのシフト相関解析の結果を、period 別に示す。本研究の長期測定には、第 5 章で述べたように測定系・運用条件の変更が含まれる。そのため、本節の相関解析では全期間を単一の定常系として扱わず、基本的に period ごとに結果を整理する。ただし、環境要因との関係を再現する相関として主張するには、period をまたいで符号やピーク位置  $\Delta$  がある程度整合していることが望ましい。したがって本節で

は、各 period の結果を提示すると同時に、同一環境要因に対して period 間で結果がどの程度一致しているかも観測事実として明確にする。

以下では、雨量、排水量、絶対湿度の順に結果を示し、各環境要因の小節の末尾で period 間の共通性と差異を簡潔に整理する。なお月 bin は時間情報が月内で混ざりやすいため、本節においても遅れ時間  $\Delta$  の精密な同定には日・週 bin での再現性（有意点のまとまりや  $\Delta$  帯域）を主に用い、月 bin は数か月スケールの変動成分を点検する補助として扱う。また、複数の  $\Delta$  点を走査するため、本節でも単発の有意点より連続帯域としての再現性を重視する。

さらに、前節で確認した環境パラメータ間の関係を、遅れ時間  $\Delta$  の解釈に補助的に用いる。具体的には、雨量  $P$  は外部入力、排水量  $Q$  は地下水系の応答であり、 $P-Q$  で確認された入力  $\rightarrow$  応答の遅れ方向と整合するかどうかを、中性子レート  $R$  と各環境要因の相関の解釈において点検する。また、絶対湿度  $H$  は降水の単純な代理量ではない可能性を踏まえ、 $R-H$  に相関が現れた場合も因果を即断せず、換気・運用条件など第三の要因の寄与も含めて解釈する。

### 6.4.1 雨量との相関

ここでは、雨量  $P$  と中性子レート  $R_A, R_B$  (Setup A/B) の相関を示す。雨量は外部入力であり、岩盤への浸透と貯留を経て実験室近傍の水素量が増えるならば、中性子の熱化過程を通じてレートへ影響し得る。降水により周辺の水素量が増えると熱化が進み得るという素朴な期待に基づけば、Setup A の  $R_A$  では正、Setup B の  $R_B$  では負の相関が現れる可能性がある。本研究では雨量に冬季除外 (12/16–3/15) を適用し、シフト範囲は 0–90 days とした。なお、前節で  $P$  が  $Q$  に先行して遅れ応答すること ( $P \rightarrow Q$ ) が確認されたため、 $R-P$  で得られるピーク  $\Delta$  についても、地下水系の応答スケール (数週間) と整合するかを意識して解釈する。

#### period1 (2021/07/16–2023/04/24、跡津雨量計)

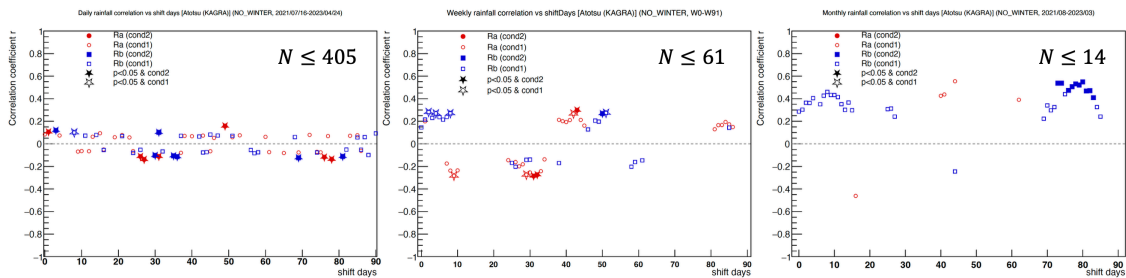


図 59: period1 における雨量（跡津）と中性子レート（Setup A/B）のシフト相関 左から日・週・月 bin の  $r_{\text{data}}(\Delta)$  を示す。

図 59 より、有意点の出現は日 bin では散発的であり、 $|r_{\text{data}}|$  は概ね 0.2 未満に留まる。一方で週 bin では相関構造が明瞭になり、Setup A では  $\Delta \simeq 30$  days 付近で  $r_{\text{data}} \simeq -0.3$  程度の負相関、 $\Delta \simeq 45$  days 付近で  $r_{\text{data}} \simeq +0.3$  程度の正相関がまとまって現れる。Setup B でも、 $\Delta \simeq 50$  days 付近で  $r_{\text{data}} \simeq +0.25-0.3$  程度の正相関が有意となるわずかな帯域が見える。月 bin は  $N \leq 14$  と有効 bin 数が小さく、cond3 ( $p < 0.05$ ) を満たす有意な点は見られなかった。

## period2 (2023/04/27–2024/08/07、茂住雨量計)

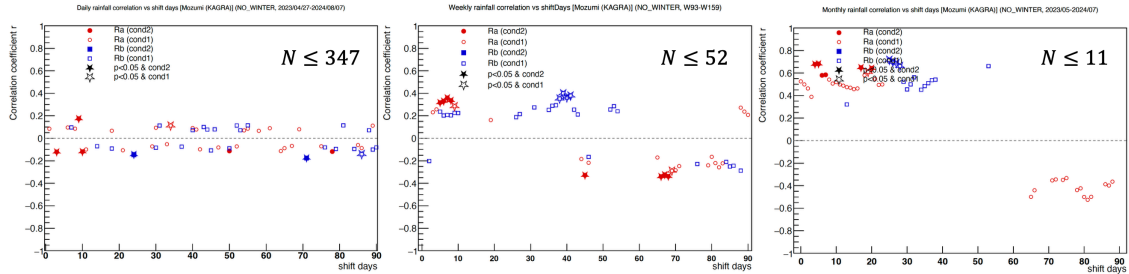


図 60: period2 における雨量（茂住）と中性子レート（Setup A/B）のシフト相関 左から日・週・月 bin。

図 60 より、日 bin では有意点は少なくその連続性はない。相関係数も概ね  $|r_{\text{data}}| \lesssim 0.2$  の範囲に散らばる。一方、週 bin では短い遅れ側で Setup A の正相関が帯状に現れ、 $\Delta \simeq 5\text{--}10$  days 付近で  $r_{\text{data}} \simeq +0.3$  前後の有意点がまとまって観測される。さらに、Setup B では  $\Delta \simeq 35\text{--}40$  days 付近に  $r_{\text{data}} \simeq +0.35\text{--}0.4$  程度の正相関が有意となる帯域が見えるが、こちらは cond2 は満たしていないため符号の頑健性は低い。一方で Setup A には  $\Delta \simeq 65\text{--}70$  days 付近に  $r_{\text{data}} \simeq -0.3$  程度の負相関の有意点も現れ、遅れ時間が単一の鋭いピークとして固定される状況ではない。月 bin では短い遅れ側で Setup A が  $r_{\text{data}} \sim 0.6\text{--}0.7$  に達する強い正相関が見え、これは週 bin の結果と整合する。

## period3 (2025/02/26–2025/12/11、茂住雨量計)

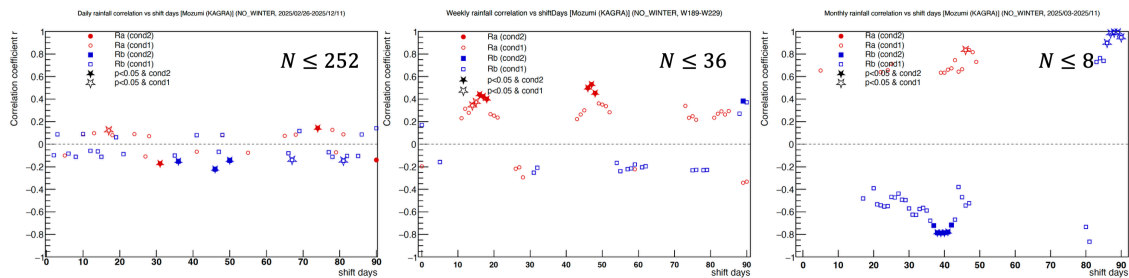


図 61: period3 における雨量（茂住）と中性子レート（Setup A/B）のシフト相関 左から日・週・月 bin。

図 61 より、こちらも日 bin では有意点は散発的で、相関係数も概ね  $|r_{\text{data}}| \lesssim 0.2$  に留まる。一方、週 bin では Setup A に明瞭な正相関の帯域が二つ現れ、 $\Delta \simeq 15\text{--}20$  days 付近で  $r_{\text{data}} \simeq +0.4$  前後、 $\Delta \simeq 45\text{--}50$  days 付近で  $r_{\text{data}} \simeq +0.5$  前後の有意点がまとまって観測される。月 bin は有効 bin 数が  $N \leq 8$  と極めて小さく、Setup B において  $r_{\text{data}}$  が  $-0.8$  付近まで大きく振れる帯域が見えるが、それは補助的情報として位置づけ、遅れ時間の議論は週 bin で見える帯域を中心に整理する。

**雨量相関のまとめ** 図 59–61 より、雨量  $P$  と中性子レートの相関は、日 bin ではいずれの period でも有意点が散発的で  $|r_{\text{data}}|$  も概ね 0.2 未満に留まることから、降雨イベントに対する日単位の単純な追従は強く支持されない。一方、週 bin では Setup A を中心に  $|r_{\text{data}}| \sim 0.3\text{--}0.5$  程度の帯域構造が各 period で現れるものの、その優勢な  $\Delta$  帯域や相関係数の符号は period 間で一致せず（例：period1 では  $\Delta \simeq 30, 45$  days、period2 では  $\Delta \simeq 5\text{--}10$  days や  $\sim 70$  days、period3 では  $\Delta \simeq 15\text{--}20$  days および  $\sim 50$  days）、全期間で再現する単一の強いピークは得られていない。したがって雨量  $P$  は、外部入力であるにもかかわらず本データの範囲では中性子レート変動を一意に説明する決定因とは言い難く、測定条件差を含む period ごとの差異として相関構造の変化を整理するに留める。また、6.3 節での  $P \rightarrow Q$  の代表的遅れ ( $\Delta \sim$  数週間) と比べると、 $R\text{--}P$  で現れる有意帯域の  $\Delta$  は period 間で揺らぎが大きく、地下応答の時間スケールに一貫して一致する状況ではない。このことは、雨量単独では地下過程を介した実験室近傍の水分状態を一意にトレースしにくい可能性を示唆する。

#### 6.4.2 排水量との相関

ここでは、KAGRA トンネル排水量  $Q$  と中性子レート  $R_A, R_B$  (Setup A/B) の相関を示す。排水量  $Q$  は降水入力に対する地下水系の応答として観測される量であり、降水により変動する地下水環境の状態量の一つとして位置づけられる。もし岩盤中の水素量の増減が中性子の熱化過程を介してレートへ影響するならば、 $Q$  の増加局面で Setup A の  $R_A$  では正、Setup B の  $R_B$  では負の相関が現れる可能性がある。本研究では排水量に春季除外 (4–5 月) を適用し、シフト範囲は  $-90\text{--}+90$  days として探索した。ただし前節で示したように、 $Q$  は絶対湿度  $H$  と強い同調を示し得るため、 $R\text{--}Q$  に相関が現れた場合も、それが地下水系の固有効果であると即断せず、 $H$  や運用条件などと共通に変動する成分 (第三の要因) の寄与を含めて解釈する必要がある。

#### period1 (2021/07/16–2023/04/24)

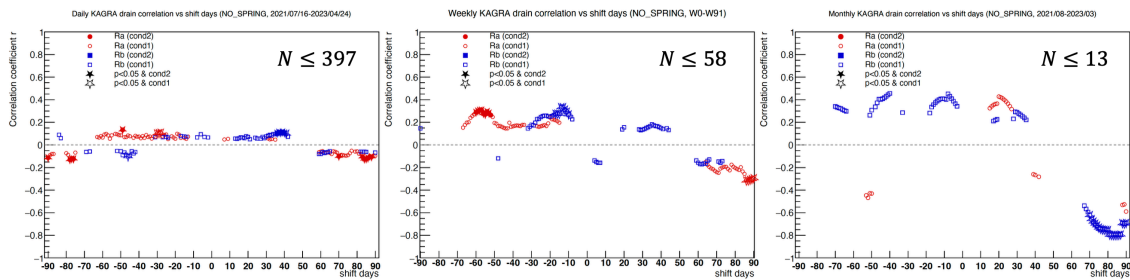


図 62: period1 における排水量と中性子レート (Setup A/B) のシフト相関 左から日・週・月 bin の  $r_{\text{data}}(\Delta)$  を示す。

図 62 より、日 bin では cond1–3 を満たす有意点はある程度まとまって見られるものの、 $|r_{\text{data}}|$  は概ね  $\lesssim 0.15$  に留まる。一方、週 bin では帯域構造が現れ、Setup A では  $\Delta \simeq -55$  days 付近に  $r_{\text{data}} \simeq +0.30$  程度の正相関のまとまりが見られる。Setup B では  $\Delta \simeq -20$  days 付近で  $r_{\text{data}} \simeq +0.30\text{--}0.35$  程度の正相関が有意となる帯域が現れるが、こちらは cond2 を満たさず頑健性は低い。月 bin では Setup B において  $\Delta \simeq +75\text{--}90$  days 付近で強い負相関が現れるが、こちらも符号の頑健性が低い。

## period2 (2023/04/27–2024/08/07)

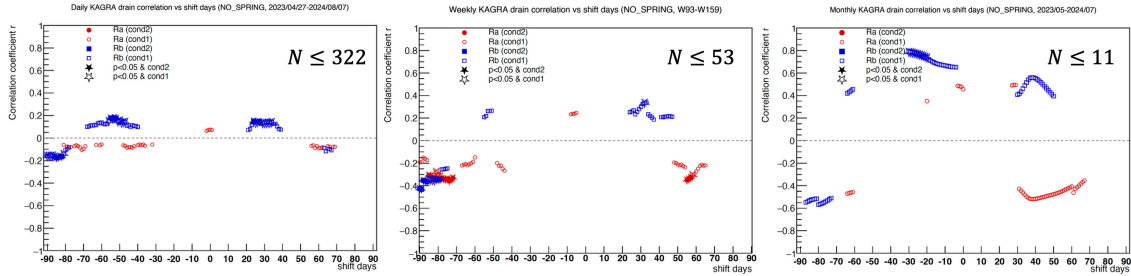


図 63: period2 における排水量と中性子レート (Setup A/B) のシフト相関 左から日・週・月 bin。

図 63 より、日 bin では Setup A の有意点は少なく、 $r_{\text{data}}$  は 0 近傍に散らばる。これに対し Setup B では有意点がまとまって現れる帯域があり、 $\Delta \simeq -85$  days 付近で  $r_{\text{data}} \simeq -0.2$  程度、 $\Delta \simeq -55$  days 付近と  $\Delta \simeq +30-40$  days 付近で  $r_{\text{data}} \simeq +0.15$  程度の正相関が有意となる。週 bin では、 $\Delta \simeq -85$  days 付近の負の遅れ側において Setup A/B ともに  $r_{\text{data}} \simeq -0.35-0.4$  程度の負相関の有意点が現れ、さらに正の遅れ側では Setup A に  $\Delta \simeq +65-75$  days で  $r_{\text{data}} \simeq -0.35$  程度の負相関がまとまって観測される。月 bin では  $|r_{\text{data}}|$  が大きく見える  $\Delta$  帯域も存在するが、サンプル数が  $N \leq 11$  と小さく符号の頑健性がどの点も低いため、日・週 bin で帯域として再現する箇所を主として整理する。

## period3 (2025/02/26–2025/12/11)

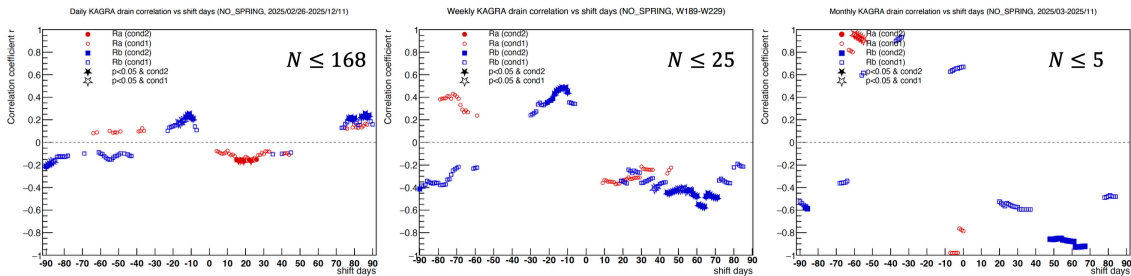


図 64: period3 における排水量と中性子レート (Setup A/B) のシフト相関 左から日・週・月 bin。

図 64 より、日 bin では Setup A に  $\Delta \simeq +20-35$  days で  $r_{\text{data}} \simeq -0.15-0.2$  程度の負相関の有意点がまとまり、 $\Delta \simeq +80$  days 付近では Setup B に  $r_{\text{data}} \simeq +0.15-0.25$  程度の正相関が有意となる帯域が見える。週 bin では Setup B で特徴がより明瞭であり、 $\Delta \simeq -20-10$  days 付近に  $r_{\text{data}} \simeq +0.4-0.5$  程度の正相関の有意帯域が現れる一方、 $\Delta \simeq +45-70$  days 付近には  $r_{\text{data}} \simeq -0.45-0.6$  程度の負相関の有意帯域が広く現れる。しかしこの特徴は日 bin の結果とは整合しない。月 bin では  $N \leq 5$  と有効 bin 数が極めて小さい条件であるため、cond3 を満たす有意点は見られなかった。

**排水量相関のまとめ** 図 62–64 より、排水量  $Q$  と中性子レートの相関は、日 bin では全体に弱い一方、週 bin では帯域としての構造が現れやすい。特に period2 では Setup B (高速成分) において

$|\Delta| \simeq 80\text{--}90$  days スケールで負相関が現れ (週 bin で  $r_{\text{data}} \simeq -0.35\text{--}0.4$  程度、日 bin でも同符号の点が見える)、高速成分の減少と約 3 か月後の排水量増加が対応し得る可能性が示唆される。また period3 でも Setup B に数か月スケールの帯域が部分的に現れる。一方、同様の  $\Delta$  帯域・符号は period1 では再現せず、period 間で符号・ピーク位置が安定していない。したがって排水量についても、全期間で再現する単一の強い相関ピークは得られておらず、相関構造は period ごとに異なる観測結果として整理するに留める。さらに、 $Q$  と  $H$  が共通の低周波成分を共有し得る (6.3 節) ことから、 $R\text{--}Q$  で見える帯域が  $Q$  固有の寄与を直接示すとは限らず、他要因との切り分けは今後の課題である。

### 6.4.3 絶対湿度との相関

ここでは、絶対湿度  $H$  と中性子レート  $R_A, R_B$  (Setup A/B) の相関を示す。絶対湿度は坑内空気中の水蒸気量であり、岩盤水分量そのものを直接測っているわけではないが、(1) 岩盤表面の湿潤や坑内の水分環境と連動する場合には岩盤水分状態の代理指標として振る舞い得ること、(2) 換気・運用条件や温度場の変化など、空気側の要因を通じて中性子の熱化環境に影響し得ること、の二つの可能性がある。坑内の水蒸気量  $H$  の増加が周辺の水素量増加を伴い、中性子の熱化を促進するという素朴な期待に基づけば、Setup A では正、Setup B では負の相関が現れる可能性がある。本解析では絶対湿度に季節除外は課さず、シフト範囲は  $\Delta = 0\text{--}10$  days として評価した。なお前節より、 $H$  は降水入力  $P$  に対して一定の遅れ時間で系統的に追従する傾向は弱く、少なくとも降水  $\rightarrow$  岩盤含水量変化  $\rightarrow H$  という単純な遅れ応答モデルは支持されにくい。したがって  $R\text{--}H$  に相関が見られた場合も、それを直ちに降水起因の岩盤含水量変化の反映と同一視せず、換気・運用条件や温度場など空気側の要因、あるいは降水とは独立な坑内水分環境の変動も含めて検討する。

#### period1 (2021/07/16–2023/04/24)

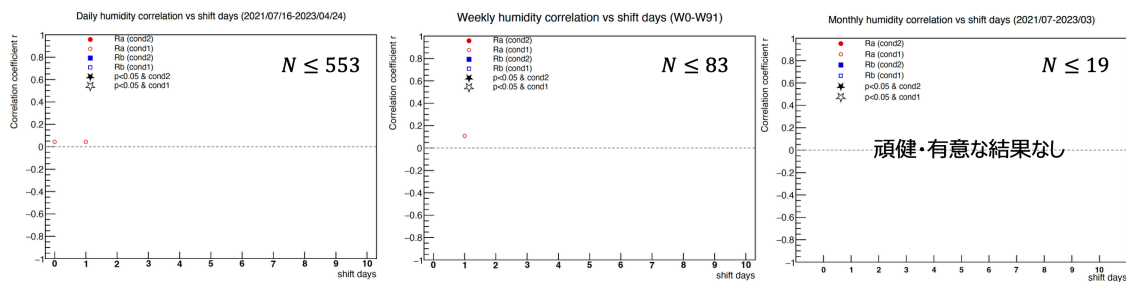


図 65: period1 における絶対湿度と中性子レート (Setup A/B) のシフト相関 左から日・週・月 bin の  $r_{\text{data}}(\Delta)$  を示す。

図 65 より、cond1–3 を満たす有意点は日・週・月 bin のいずれにも現れず、少数の点で  $r_{\text{data}} \sim 0.05\text{--}0.1$  程度の弱い相関が見えるに留まる。従って period1 では、絶対湿度と中性子レートとの間に再現性のある相関帯域は確認されない。

## period2 (2023/04/27–2024/08/07)

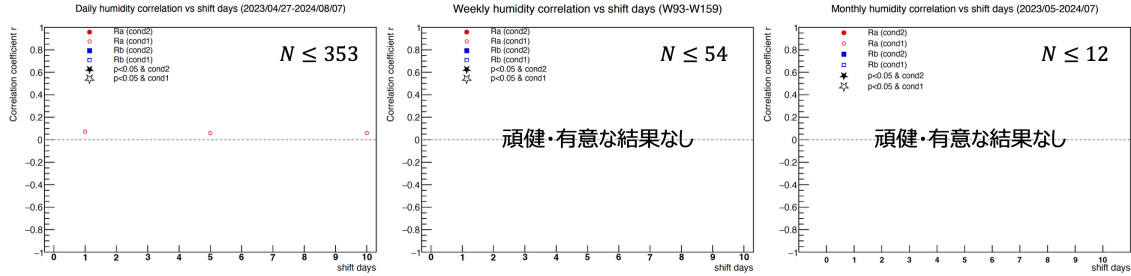


図 66: period2 における絶対湿度と中性子レート (Setup A/B) のシフト相関 左から日・週・月 bin。

図 66 より、period2 においても cond1–3 を満たす有意点は確認されず、日 bin で  $r_{\text{data}} \sim 0.05\text{--}0.1$  程度の点が散発的に現れるのみである。週・月 bin についても、頑健な有意帯域は得られていない。

## period3 (2025/02/26–2025/12/11)

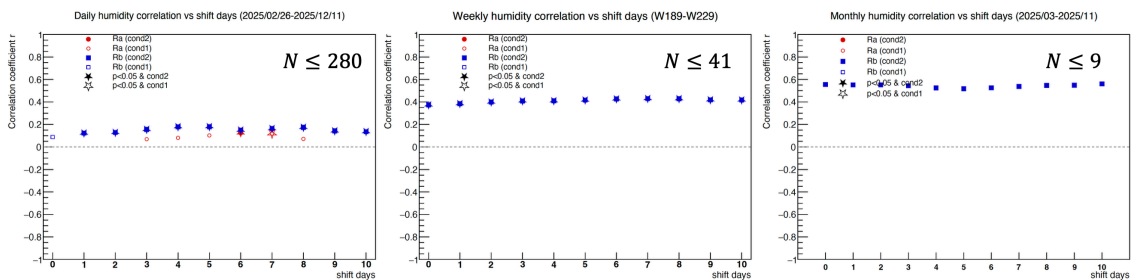


図 67: period3 における絶対湿度と中性子レート (Setup A/B) のシフト相関 左から日・週・月 bin。

図 67 より、period3 では Setup B において正相関が明瞭に現れる。日 bin では  $\Delta = 1\text{--}10$  days の広い範囲で  $r_{\text{data}} \simeq 0.12\text{--}0.18$  程度の正相関が帯状に続き、有意点が連続して現れる。週 bin でも同様に、 $\Delta = 0\text{--}10$  days で  $r_{\text{data}} \simeq 0.38\text{--}0.44$  程度の正相関がほぼ一様に続き、 $\Delta$  依存の鋭いピークというより、同時に増減する形状を示す。月 bin でも、 $N \leq 9$  とサンプル数が少なく有意点はないものの Setup B は  $r_{\text{data}} \simeq 0.55$  前後の正相関を保つ。一方、Setup A では全体として  $r_{\text{data}}$  は小さく、cond1–3 を満たす有意帯域は確認されない。

**絶対湿度相関のまとめ** 図 65–67 より、絶対湿度  $H$  と中性子レートの相関は period 依存性が大きい。period1 および period2 では Setup A/B ともに cond1–3 を満たす有意帯域は得られないのに対し、period3 では Setup B (高速成分) に限って一貫した正相関が現れ、日 bin で  $r_{\text{data}} \simeq 0.12\text{--}0.18$ 、週 bin で  $r_{\text{data}} \simeq 0.38\text{--}0.44$  程度が  $\Delta = 0\text{--}10$  days の範囲で連続して観測される。一方でこの正相関は、 $H$  を水素量の代理指標とみなした場合に予想される符号 ( $R_A$  正・ $R_B$  負) とは逆符号である。またこの相関は  $\Delta$  依存の鋭いピークを形成せず、0–10 日でほぼ一様に続くため、単純な遅れ因果 (特定の遅れ時間で応答する像) よりも、湿度と高速成分が同一の時間スケールで同時に変動する共通トレン

ド（換気・運用・温度場など第三の要因を含む）の寄与が疑われる。6.3節より、 $H$ は降水入力 $P$ に対して系統的な遅れ応答を示さず、単純な降水追従量とは限らない。さらに $Q-H$ が低周波成分を共有し得ることも踏まえると、period3で見える $R_B-H$ の相関は、降水起源の因果的遅れとしてよりも、坑内環境の共通変動の反映として解釈するのが自然である。以上を踏まえると、絶対湿度についてはperiod3で高速中性子との正相関が示唆されるものの、その性質は降水起源の因果的遅れというより坑内環境の共通変動の反映として理解され、periodをまたいで再現する安定なピークは確認されない。

## 6.5 相関結果の総合考察

本節では、6.3節で得た環境パラメータ間の関係と、6.4節で示した中性子レートとの相関結果を踏まえ、本章として到達できる結論を簡潔に整理する。

**本章の結論** 雨量 $P$ 、排水量 $Q$ 、絶対湿度 $H$ のいずれについても、中性子レートとの相関はperiod間で有意性（相関の有無）や強さ、優勢な $\Delta$ 帯域・符号が一貫せず、periodをまたいで再現する安定な単一ピークとしては確認できなかった。従って、単一の環境要因が長期の中性子レート変動を一意に支配していると結論づけるだけの強固な証拠は得られていない。

一方で、環境要因が無関係であるとも断定できない。6.3節では $P$ が $Q$ に先行して遅れて応答する傾向（ $P \rightarrow Q$ ）がデータ上で整合的に現れ、時間遅れ $\Delta$ の解釈に物理的な基準を与える。また、 $Q-H$ は鋭い遅れピークというより広帯域の同調（低周波成分の共有）を示し得ること、さらにperiod3ではSetup Bの $R_B$ が $H$ と $\Delta = 0-10$  daysで帯状に同時変動することが観測された。従って本章の到達点は、「環境要因が寄与し得る余地は残るが、因果的な遅れピークとしてperiodをまたいで再現する単一要因モデルは支持されない」と整理される。

**解釈上の注意と今後の展望** 特に $Q$ と $H$ が同時に変動し得ることから、 $R$ が $Q$ または $H$ と相関して見えても、それが当該パラメータ固有の寄与を直ちに意味するとは限らない。またperiod間には測定条件の違いが含まれるため、相関構造がperiodごとに異なること自体を観測結果として尊重し、本章では原因を一意に特定する主張は行わない。

今後、同一データの範囲で寄与の切り分けを進めるには、季節成分・長期トレンドと短期変動を分離して相関を点検すること、および複数の環境パラメータを同時に扱う回帰や部分相関により共通に変動する成分を差し引いた上での寄与を評価することが有効である。

## 7 結論

本研究では、神岡地下実験室 Lab-B において  $^3\text{He}$  比例計数管を用いた環境中性子の長期測定を 2021 年から継続し、長期データの整備、時間変動の制約、ならびに環境要因との関係の検証を行った。測定は、比例計数管を裸で設置した Setup A（主に熱中性子に感度）と、ポリエチレン減速材およびボロンシートで覆った Setup B（外部熱中性子を抑え、高速成分に相対的に感度）で実施し、日、週、月 bin の時系列として解析した。

長期運用に伴うデータ品質の管理では、事象間時間差  $\Delta t$  分布に基づき、ファイル切替後に集中する長時間ギャップをデータ収集系フリーズの兆候として抽出し、欠測の性質を評価した。これを踏まえ、制御系の安定化（冷却、電源、記録媒体の強化）と、同一信号を二系統で同時取得する取得系の二重化を導入し、再発リスクの低減を図った。さらに、過去データを含めて一貫した規則で時系列を再構成するため、ファイル境界の不透明な時間帯を保守的に *deadtime* として除外し、同一ファイル内の健全区間に基づく *livetime* 補正を適用した。その結果、欠測や停止の影響を抑えつつ、長期解析に必要な相対的な時間変動情報を保ったレート系列を構成できることを確認した。

測定期間（2021/07/16–2025/12/11）は、検出器位置の変更と線源金庫内の  $^{252}\text{Cf}$  中性子線源寄与低減の遮蔽導入を境に period1–3 へ分割し、各 period 内の時間変動を定数モデルと  $^{252}\text{Cf}$  半減期固定の指数減衰モデルで評価した。その結果、Setup A/B ともに定数モデルが概ね成立し、 $^{252}\text{Cf}$  半減期に対応する明瞭な指数減衰成分は確認されなかった。また period 差を補正した合成時系列により年周期成分を評価したところ、季節変動の寄与は Setup A で  $< 1\%$ 、Setup B でも  $\sim 2\%$  程度が上限として制約され、季節項の追加は統計的に有意ではなかった。従って、本研究で得られた環境中性子レートの長期時系列は全体としてほぼ定常であり、強い季節変動を仮定する必要は支持されなかった。

環境要因との関係については、雨量  $P$ 、排水量  $Q$ 、坑内絶対湿度  $H$  を用い、岩盤への浸透、貯留、流出に伴う時間遅れ  $\Delta$  を考慮したシフト相関解析を行った。相関の頑健性は Measurement-error MC により符号の安定性  $P_{\text{sign}}$  として評価し、有意性は shuffle 置換による No-correlation toy MC から  $p$  値として評価した。環境パラメータ間では、雨量から排水量 ( $P \rightarrow Q$ ) への遅れを伴う正相関が確認され、地下過程に起因する応答と平滑化が観測データ上でも支持された。一方で、湿度  $H$  は雨量  $P$  との結びつきが弱く、坑内空気側の影響が大きい可能性が示された。また排水量  $Q$  と絶対湿度  $H$  は低周波成分を共有し得ることが確認され、相関を単一要因の因果として即断しないための観測的制約が得られた。中性子レートと各環境要因の相関は period 間で符号、強さ、優勢な  $\Delta$  帯域が変化し、period をまたいで再現する安定な単一ピークは見られず、単一の環境要因が長期レート変動を一義的に支配していると結論づけるだけの強固な証拠は得られなかった。ただし、一部の period において特定の環境系列と帯域的に同調する傾向が観測されており、環境側の変動がレート変動に寄与し得る可能性は、観測事実として限定的に残る。

以上より、本研究は、Lab-B における環境中性子レートの長期データに対し、欠測評価と *livetime* 補正を通じて長期時系列解析を成立させたうえで、変動の上限（定常性、指数減衰の不在、季節成分の制約）と、環境要因との相関が period 依存であるという実測上の特徴を整理した。これにより、単一要因モデルに基づく単純な説明は支持されない一方で、地下水系や坑内環境の変動が与え得る影響を検討するための基盤的データと、解釈上の注意点を与えた。

## 謝辞

本修士論文をまとめるにあたり、多くの方々から多大なるご指導とご支援を賜りました。ここに記して、心より感謝申し上げます。

まず、指導教員である南野彰宏教授に深く御礼申し上げます。当初は別の研究室に所属していた私を温かく受け入れ歓迎してくださり、学部生の頃より継続してご指導いただいたことは、研究生生活の大きな支えとなりました。研究内容や進め方に関する丁寧な助言に加え、ミーティングでの的確なコメント、学会・研究会での発表資料や本論文の添削に至るまで、終始きめ細やかにご指導いただきました。また、研究以外の私生活の相談にも親身に耳を傾けてくださり、安心して研究に取り組むことができました。特に修士1年次には、私の就職活動に対して深いご理解を示してくださり、研究と就職活動を両立しながら進めるうえで多くの配慮と励ましをいただきましたことに、心から感謝しております。

同研究室の Christophe 助教にも感謝申し上げます。日々のミーティングにおいて有益なコメントをいただき、また統計解析に関する知識や考え方について丁寧に教えていただきました。議論を通じて解析の視点が広がり、本研究を進めるうえで大きな助けとなりました。

神戸大学の身内教授、東野特命助教をはじめとする NEWAGE グループの皆様にも深く感謝申し上げます。Lab-B における実験環境の共有に際し、検出器の設置場所をお借りしただけでなく、バックグラウンドに関する情報共有や議論の機会をいただきました。また、データ収集系のトラブル時には、現地にいない私に代わって Raspberry Pi の電源等の確認を行ってくださるなど、多方面でご支援いただきました。さらに、神岡現地での較正作業を私に代わって実施していただいたこともあり、研究を継続するうえで大変心強い支えとなりました。厚く御礼申し上げます。

国立天文台の鷲見貴生特任助教にも心より感謝申し上げます。神岡における水に関する知見を共有していただき、雨量および排水量データをご提供いただいたことは、本研究の相関解析に不可欠でした。また、データの解釈や時間遅れの考え方について、幾度も有意義な議論をさせていただきました。さらに、論文執筆期間中には KAGRA トンネルを現地で案内していただき、貴重な経験とともに、研究対象への理解を深める機会を得ましたことに深く感謝しております。

南野研究室の学生の皆様にも感謝申し上げます。研究の相談や議論に限らず、趣味や日常の話題を通じて交流できたこと、時にはスポーツなどを通じて楽しく充実した研究室生活を送ることができたのは、皆様のおかげです。

最後に、家族、とりわけ両親に心より感謝申し上げます。私が興味を持った分野で研究活動が続けることを支えてくれただけでなく、学生生活全般を様々な形で支援してくれました。ここまで学びを続け、本論文をまとめることができたのは家族の支えがあってこそであり、深く感謝しております。

以上、多くの方々のご支援に改めて感謝申し上げます。

## 参考文献

- [1] Boris Pritychenko. Systematics of Evaluated Half-Lives of Double-Beta Decay. Nuclear Data Sheets. 2014, vol. 120, p. 101–104.
- [2] J.M. Carmona, et al. Neutron Background at the Canfranc Underground Laboratory and its contribution to the IGEX-DM dark matter experiment. Astroparticle Physics. 2004, vol. 21, p. 523–533.
- [3] 日本アイソトープ協会（編）. アイソトープ手帳. 第10版, 日本アイソトープ協会, 2002, 164p.
- [4] 佐々木遼太. 地下実験施設における環境中性子測定. 横浜国立大学 大学院理工学府 修士論文, 2021.
- [5] Glenn F. Knoll. Radiation Detection and Measurement. 4th ed., Wiley, 2010, 864p.
- [6] KAGRA 大型低温重力波望遠鏡. 図 2. 2014.  
<https://gwcenter.icrr.u-tokyo.ac.jp/archives/1858/%e5%9b%b32>, (2026年1月26日閲覧) .