

ミハルゾ法未臨界度測定における 統計誤差の低減化

1998年8月

動力炉・核燃料開発事業団
大洗工学センター

複製又はこの資料の入手については、下記にお問い合わせ下さい。

〒311-1393 茨城県東茨城郡大洗町成田町4002

動力炉・核燃料開発事業団

大洗工学センター システム開発推進部・技術管理室

Enquires about copyright and reproduction should be addressed to: Technology Management Section O-arai Engineering Center, Power Reactor and Nuclear Fuel Development Corporation 4002 Narita-chō, O-arai-machi, Higashi-Ibaraki, Ibaraki-Ken, 311-13, Japan

© 動力炉・核燃料開発事業団 (Power Reactor and Nuclear Fuel Development Corporation) 1998

ミハルゾ法未臨界度測定における統計誤差の低減化

羽様 平^{*)}

要旨

ミハルゾ法による未臨界度測定において、測定に付随する統計誤差を理論的に検討し、誤差を低減するための解析手法及び誤差の測定条件依存性を明確にした。

統計誤差が従う理論式を原子炉雑音及び周波数解析の誤差理論より導出し、測定対象に固有の条件（即発中性子減衰定数等）や解析時の条件（周波数解析時の分解周波数幅等）に対する統計誤差の依存性を明らかにした。導出した理論式を用いて推定した誤差は測定値のばらつき（標準偏差）をほぼ再現しており、統計誤差を理論的に推定できることが確認できた。

理論式を基に解析条件依存性を検討した結果、測定対象に応じて最適な解析条件が存在することが分かった。解析条件を最適にすると、最適にしない場合に比べ統計誤差が半分に低減され、同程度の統計誤差を得る場合の測定時間を4分の1に短縮することができた。

本報告で導出した統計誤差の理論式を用いると、DCA実験体系における測定結果から他の測定体系で測定した場合の測定時間と統計誤差の関係を予測することができる。再処理施設に代表される溶液燃料体系の場合を予測すると、実効増倍率0.90を統計誤差1%で得る場合の測定時間は3秒程度となる。

^{*)} 大洗工学センター実験炉部臨界工学試験室

Reduction of Statistic Error in Mihalczo Subcriticality Measurement

Taira HAZAMA^{*)}

Abstract

The theoretical formula for the statistical error estimation in Mihalczo method was derived, and the dependence of the error were investigated on the facility to be measured and on the parameter in the data analysis.

The formula was derived based on the reactor noise theory and the error theory for the frequency analysis, and found that the error depends on such parameters as the prompt neutron decay constant, detector efficiencies, and the frequency bandwidth. Statistical errors estimated with the formula was compared with experimental values and verified to be reasonable.

Through parameter surveys, it is found that there is a setting in the data analysis to optimize the magnitude and reliability of the errors.

In the experiment performed in DCA subcriticality measurement facility, it is estimated experimentally that the measurement requires 20 minutes to obtain the statistic error of 1% for the keff 0.9. According to the error theory, this should be reduced to 3sec in the aqueous fuel system typical in fuel reprocessing plant.

^{*)} Criticality Engineering Section, Experimental Reactor Division, O-arai Engineering Center, PNC

目次

1. はじめに.....	1
2. ミハルゾ法.....	2
2.1 ミハルゾ法の概要.....	2
2.2 測定機器.....	4
3. 統計誤差の理論的検討.....	6
3.1 スペクトル比の統計誤差.....	6
3.1.1 分解周波数幅.....	8
3.1.2 コヒーレンス.....	8
3.2 誤差の最適化.....	13
4. 統計誤差理論値の実験データによる検証.....	24
4.1 誤差のデータサンプル数依存性.....	24
4.2 誤差の分解周波数幅依存性.....	29
4.3 誤差の周波数点数依存性.....	31
4.4 誤差の最適化の効果.....	34
4.5 溶液燃料体系での測定との比較.....	41
5. まとめ.....	46
謝辞.....	47
参考文献.....	48

図表目次

表 3-1	コヒーレンスの評価に使用した核定数	10
表 3-2	C_B -bestとコヒーレンスの関係	17
表 3-3	χ^2 -分布に基づく90%信頼度係数	22
表 4-1	スペクトル比誤差の測定時間依存性	25
表 4-2	スペクトル比誤差の分解周波数幅依存性	29
表 4-3	スペクトル比誤差の周波数点数依存性 (分解周波数幅 11.72Hz)	32
表 4-4	スペクトル比誤差の周波数点数依存性 (分解周波数幅 46.87Hz)	32
表 4-5	スペクトル比誤差の周波数点数依存性 (分解周波数幅 93.75Hz)	32
表 4-6	折れ点周波数と最適設定時の分解周波数幅及び各種パラメータ	34
表 4-7	スペクトル比相対誤差の実測値と推定値	34
表 4-8	スペクトル比相対誤差の周波数点数依存性	39
表 4-9	解析パラメータ固定スペクトル比相対誤差の周波数点数依存性	39
表 4-10	分解周波数幅を固定したときの C_B 値	40
表 4-11	ミハルゾの実験値とDCA実験値との比較 keff=0.7	41
表 4-12	ミハルゾの実験値とDCA実験値との比較 keff=0.9	42
表 4-13	測定時間1secあたりに換算したときのSRの相対誤差推定値	42
表 4-14	主要パラメータのDCAの実験値に対するミハルゾの実験値の比と誤差への寄与	43
表 4-15	検出効率、中性子寿命のDCAの実験値に対するミハルゾの実験値の比	43
表 4-16	keff0.7のときの各実験体系の体積(燃料、減速材領域)	44
表 4-17	各実験体系の燃料の組成	44
表 4-18	実効増倍率0.9を1%の統計精度で得るために必要な測定時間	44
図 2-1	測定システム構成図	5
図 2-2	Cf線源検出器	5
図 3-1	γ_{12} (2乗値)(上図)及び γ_{23} (下図)の検出効率及び実効増倍率依存性	11
図 3-2	スペクトル比統計誤差の検出効率(上図)及び実効増倍率依存性(下図)	12
図 3-3	γ_{12} の周波数依存性(検出効率0.1)	15
図 3-4	γ_{12} の周波数依存性(検出効率0.01)	15
図 3-5	γ_{12} の周波数依存性(検出効率0.001)	15
図 3-6	γ_{23} の周波数依存性(検出効率0.1)	16
図 3-7	γ_{23} の周波数依存性(検出効率0.01)	16
図 3-8	γ_{23} の周波数依存性(検出効率0.001)	16
図 3-9	スペクトル比の誤差の分解周波数幅依存性($\epsilon_2=0.1$)	19
図 3-10	スペクトル比の誤差の分解周波数幅依存性($\epsilon_2=0.01$)	19
図 3-11	スペクトル比の誤差の分解周波数幅依存性($\epsilon_2=0.001$)	19

図 3-12	スペクトル比の統計誤差を最小とする C_B と γ_{12} の関係 (上図) 及び γ_{23} との関係 (下図)	20
図 3-13	スペクトル比の誤差の周波数点数、実効増倍率依存性 ($\varepsilon_2=0.1$)	21
図 3-14	スペクトル比の誤差の周波数点数、実効増倍率依存性 ($\varepsilon_2=0.01$)	21
図 3-15	スペクトル比の誤差の周波数点数、実効増倍率依存性 ($\varepsilon_2=0.001$)	21
図 3-16	信頼性を考慮した誤差の周波数点数依存性 ($\varepsilon_2=0.1$)	23
図 3-17	信頼性を考慮した誤差の周波数点数依存性 ($\varepsilon_2=0.01$)	23
図 3-18	信頼性を考慮した誤差の周波数点数依存性 ($\varepsilon_2=0.001$)	23
図 4-1	S-1 炉心測定体系	25
図 4-2	S-1 炉心 (試験体減速材水位 200cm) におけるコヒーレンス γ_{12} (測定時間 6 時間)	26
図 4-3	S-1 炉心 (試験体減速材水位 200cm) におけるコヒーレンス γ_{12} (測定時間 6 時間)	26
図 4-4	S-1 炉心 (試験体減速材水位 200cm) におけるスペクトル比 (測定時間 6 時間)	27
図 4-5	測定時間に対するスペクトル比の誤差の変化	28
図 4-6	測定時間に対するスペクトル比の相対誤差の変化	28
図 4-7	分解周波数幅に対するスペクトル比の誤差の変化	30
図 4-8	分解周波数幅に対するスペクトル比の相対誤差の変化	30
図 4-9	スペクトル比の誤差の周波数点数依存性 (分解周波数幅 11.72Hz)	33
図 4-10	スペクトル比の誤差の周波数点数依存性 (分解周波数幅 46.87Hz)	33
図 4-11	スペクトル比の誤差の周波数点数依存性 (分解周波数幅 93.75Hz)	33
図 4-12	S 4-1 炉心測定体系	35
図 4-13	S 4-1 炉心 (重水水位 120cm, 試験体減速材水位 200cm) におけるコヒーレンス γ_{23}	36
図 4-14	S 4-1 炉心 (重水水位 100cm, 試験体減速材水位 200cm) におけるコヒーレンス γ_{23}	36
図 4-15	S 4-1 炉心 (重水水位 80cm, 試験体減速材水位 200cm) におけるコヒーレンス γ_{23}	37
図 4-16	S 4-1 炉心 (重水水位 60cm, 試験体減速材水位 200cm) におけるコヒーレンス γ_{23}	37
図 4-17	S 4-1 炉心 (重水水位 40cm, 試験体減速材水位 200cm) におけるコヒーレンス γ_{23}	38
図 4-18	分解周波数幅を最適に設定しないときのスペクトル比	40
図 4-19	各実験体系における中性子エネルギースペクトル	45

1. はじめに

臨界工学試験室では、核燃料施設の臨界安全管理の高度化に資することを目的として、重水臨界実験装置(DCA)を用いて未臨界度モニターの開発を行っている。未臨界度モニターは核燃料を取り扱う体系の未臨界度（臨界までどのくらい離れているかを表す指標）を監視する装置であり、施設の運転状態を把握することによる臨界安全性の向上や、臨界に対する安全裕度の低減による臨界安全管理の合理化を可能にするための手段として有効である。未臨界度モニターに適用する未臨界度測定法として有望なものにミハルゾ法があり、DCAで研究開発を行っている。ミハルゾ法は炉雑音解析を利用した手法で、外部中性子源として Cf 線源検出器を使用することで実効増倍率の絶対値測定を可能とした点に特徴があり、体系を臨界にする事のできない再処理施設などに適している。

DCAにおけるミハルゾ法の研究では、これまでに Cf 線源検出器の開発、基本性能の確認、Cf 線源強度や検出器配置が測定に与える影響の評価を行い、モニターとして成立性を判断するためのデータを蓄積している。

未臨界度モニターにおいては測定値の正確さと共に測定時間が重要である。DCA実験体系での測定では、 $k_{eff}=0.90$ に対して ± 0.01 の統計誤差で結果を得るためには1時間の測定が必要である。一方、日米共同臨界実験で実施されたミハルゾらの測定結果¹⁾（溶液燃料体系での実験）によると、6.4秒の測定で $k_{eff}=0.90$ に対して ± 0.003 の統計誤差で結果を得ている。ミハルゾらの実施した測定では、DCAでの測定に比べて10分の1の測定時間で3分の1の統計誤差で結果を得ていることになる。この差の要因としては測定体系の中性子寿命、測定体系の体積などが考えられる。

周波数解析手法であるミハルゾ法では、解析結果の統計精度は周波数解析におけるパラメータ（測定時間、分解周波数幅、周波数点数）設定に依存する。本報告では、ミハルゾ法における測定値の統計誤差を周波数解析及び炉物理の理論に基づいて検討し、統計誤差が解析時の設定にどの程度依存するものかを明確にし、最適な解析手法を確立する。その上で、測定対象による統計誤差の差を検討し、ミハルゾらの測定結果やDCAで得られている測定結果の統計誤差の評価値が妥当なものなのかどうかを判断する。

2. ミハルゾ法

2.1 ミハルゾ法の概要

ミハルゾ法（日本における通称であり、海外では“Cf-252 SOURCE DRIVEN NOISE ANALYSIS METHOD”と称されている）は、1972年に米国の OAK RIDGE NATIONAL LABORATORY の J.T.Mihalczko 氏らによって提唱された未臨界度測定手法であり^{[1]~[4]}、ファインマン- α 法、ロッシ- α 法等と同様に、中性子検出数の時間変動を解析することによって実効増倍率を測定する炉雑音解析手法である。ミハルゾ法は外部中性子源が必要なアクティブ法でもあり、Cf 線源検出器と称する Cf-252 を内蔵した電離箱（電離箱の外に中性子を放出するとともに中性子発生信号として自発核分裂片を検出し、中性子放出のタイミングが把握できる中性子源）を使用する。ミハルゾ法の基本原理は、核分裂連鎖反応の引き金となる中性子発生事象（核分裂）と連鎖反応の結果形成される体系全体の中性子発生事象（核分裂）をそれぞれ周波数解析により測定し、それらの比より連鎖反応前後の中性子数の変化（実効増倍率）を求めらるものである。実効増倍率の絶対値測定が可能であることから、体系を臨界にする事のできない再処理施設などの核燃料取扱施設に適している。

検出器としては Cf 線源検出器の他に中性子検出器を2本使用する。中性子発生事象の測定は、検出器信号間の相関量（パワースペクトル密度： G_{ij} で表す）を通して行う。検出器信号間の相関は各検出器に検出された中性子あるいはその祖先が、同一の核分裂事象により発生したために生じるのでパワースペクトル密度は共通する核分裂率に比例した量となる。ここで“共通する核分裂”とは、例えば、Cf 線源検出器と中性子検出器間の相関の場合は、Cf 線源の核分裂のみが両方の検出器の検出量に関係するため、Cf 線源の核分裂率が相当する。

中性子発生事象の比を絶対値で求めるために、次式(2-1)

$$SR = \frac{G_{12}(f)G_{13}^*(f)}{G_{11}(f)G_{23}(f)} \quad (2-1)$$

ここで、 $G_{ij}(f)$ ：周波数 f についての検出器 ij 間のパワースペクトル密度（*は複素共役を表す）

のようにスペクトル比（SPECTRAL RATIO (SR)）という量を定義する。比を取ることによって検出効率等の測定装置に依存する量やパワースペクトル密度に含まれる周波数依存性が除去される（ただし、一般には検出器の配置等の影響によって高周波数領域において周波数依存性が残る）。SR は中性子源(Cf-252)の核分裂数と中性子源による誘導核分裂数の比にほぼ相当し、次式(2-2)

$$keff = 1 - \frac{C_1 \cdot SR}{\epsilon_1 + (C_1 - C_2) \cdot SR} \quad (2-2)$$

ここで、 ϵ_1 ：Cf 線源検出器の効率（測定量）

C_1 ：即発中性子放出数等の核的パラメータと空間補正因子に関する量

C_2 : Cf-252 の中性子放出数等に関する量

のように実効増倍率に換算できる。式(2-2)中の係数 C_1 、 C_2 は、空間補正因子（体系内の核分裂の空間分布や検出器配置の影響を補正する因子）を含んでおり炉雑音の理論に基づき式(2-3)、(2-4) で表される。

$$C_1 = \frac{(1-\beta)^2}{(1-\beta_c)^2} \cdot \left(\frac{\bar{\nu}}{\nu_c} \right) \cdot \left(\frac{\bar{I}}{I_c} \right) \cdot X \cdot R \cdot Y \quad (2-3)$$

$$C_2 = X_c \cdot R_c + \frac{(1-\beta_i)^2}{(1-\beta_c)^2} \cdot \left(\frac{\bar{\nu}_i}{\nu_c} \right) \cdot \left(\frac{\bar{I}_i}{I_c} \right) \cdot X_i \cdot R_i \cdot (Y-1) \quad (2-4)$$

ここで、

β : 遅発中性子割合

ν : 核分裂1回あたりの中性子放出数

I : 中性子インポートランス

$$X : \text{DIVEN 因子} \left[= \frac{\nu_p(\nu_p - 1)}{\bar{\nu}_p^2} \right]$$

R : 空間補正因子（中性子インポートランス (I) と核分裂率分布の関数)

$$R = \frac{\bar{I}^2}{I^2} \quad (2-5)$$

Y : 体系内に固有に存在する自発核分裂中性子等の中性子源の寄与に対する補正量

であり、添え字のない記号は体系内誘導核分裂に関する量、添え字 c が Cf-252 に関する量、添え字 i が体系内に存在する自発核分裂物質に関する量であること、添え字 p は即発中性子に関する量であることを表す。上部の $\bar{}$ は、 ν については時間平均を、 I については核分裂率中性子の空間及びエネルギー分布を重みとした平均を表す。

空間補正因子には測定体系に依存する中性子インポートランス I 及び核分裂率分布（インポートランスの空間平均値を算出する際に使用）が含まれるが、測定が困難なため測定体系ごとに計算で求める。ただし、中性子検出器の配置を考慮するのは困難なため通常中性子インポートランスは1点炉動特性近似に基づくもので代用する。パラメータのうち β 、 ν 、 X は燃料の種類で決まる値であり、 Y は体系内の固有中性子源の強度が Cf 線源強度に対して十分小さいときには近似的に1とできる。 R_c は Cf 線源が点源である通常の場合は1である。換算式(2-2)中の ϵ_c は Cf 線源検出器の検出効率である。この値は非増倍系でのスペクトル比の測定により得られ、本報告では0.85を用いている。

2.2 測定機器

ミハルゾ法で使用する測定機器の概要を以下に、測定システム構成を図 2-1 に示す。

(1) 検出器

Cf 線源検出器：Cf-252 を内蔵した電離箱（図 2-2）。測定体系に中性子を供給すると同時に中性子発生タイミングを出力する。DCAでは、3.7MBq（平成6年8月現在値）と30MBq（平成8年5月現在値）の強度のものを保有している。

Cf線源はORNL製である。

2"φ He-3 中性子検出器：直径約5cm,有効長50cmのHe-3比例計数管

(2) 検出器周辺機器

前置増幅器：検出器からの信号を増幅、整形し、主増幅器に送る。検出器の近くに設置する。

高圧電源：前置増幅器を通して検出器に高圧を供給する。

主増幅器：前置増幅器からの信号を利用できるレベルまで増幅する。

SCA (SINGLE CHANNEL ANALYZER)：主増幅器からのパルス信号からパルス波高弁別により有効信号を取り出す。

電流増幅器：検出器出力信号を電流モードで処理する場合に使用する。最大 10^{10} のゲインが得られる。（ケースレー製 428 CURRENT AMPLIFIER）

(3) 周波数解析機器

PTF(PULSE TO FREQUENCY CONVERTER)：

検出システムからのパルス時系列信号を減衰回路により、アナログ波形に変換する。（岩通製 SY-911）

DIGITAL AUDIO TAPE RECORDER(DAT)：

実験データを記録し、実験後にデータの再現をするための装置として使用する。

信号入力部に LOW PASS FILTER(LPF)の機能がある。

(SONY 製 PC208A)

ENGINEERING WORK STATION (EWS)：

DAT を経由してデジタルデータとして転送された測定データを FFT(FAST FOURIER TRANSFORM)プログラム（C-言語）によって周波数解析し、パワースペクトル密度の計算を行う。パワースペクトル密度よりスペクトル比を求める。

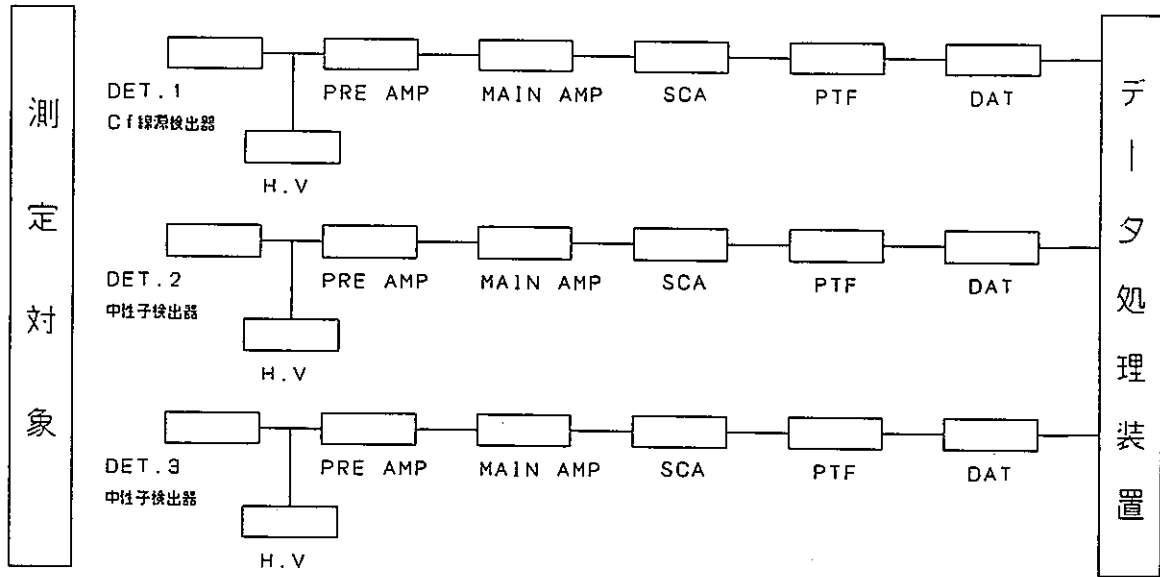


図 2-1 測定システム構成図

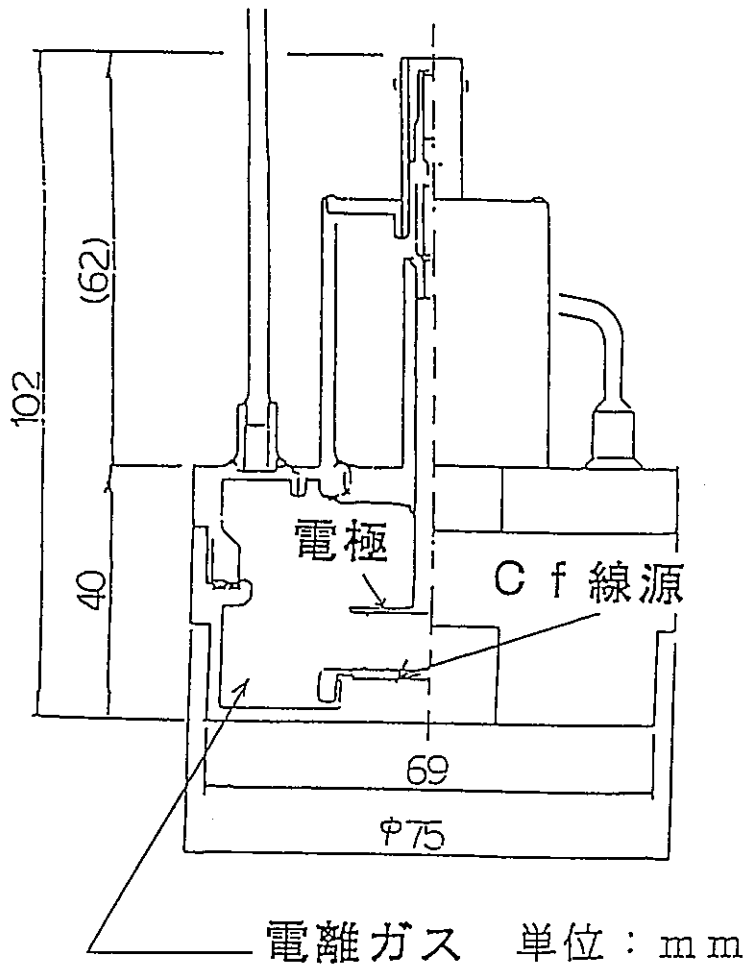


図 2-2 Cf線源検出器

3. 統計誤差の理論的検討

ミハルゾ法未臨界度測定法で得られる実効増倍率は式(2-2)のようにスペクトル比を換算して得るため、統計誤差はスペクトル比の統計誤差に起因する。スペクトル比の統計誤差は、対象とする周波数範囲のスペクトル比を統計処理したときの標準偏差で評価している。各周波数点でのスペクトル比が有する統計誤差を周波数解析及び炉雑音の理論より検討し、統計誤差の理論値を導いた。

3.1 スペクトル比の統計誤差

式(2-1)のスペクトル比は、2つの信号間の相似性の強さを示すコヒーレンス γ

$$\gamma_{xy}(f) = \frac{|G_{xy}(f)|}{\sqrt{G_{xx}(f)G_{yy}(f)}} \quad (3-1)$$

を用いると次式(3-2)で表される。

$$SR = \frac{\gamma_{12}(f)\gamma_{13}(f)}{\gamma_{23}(f)} \quad (3-2)$$

ここで、添え字は、1がCf線源検出器に2,3が中性子検出器に関する量であることを意味する。

まず、コヒーレンスの有する統計誤差をパワースペクトル密度 G_{ij} の統計誤差より導く。

周波数解析の理論では、時系列データ $x(t), y(t)$ を周波数解析して得られるパワースペクトル密度 $G(f)$ の標準偏差 σ は以下のように表される⁵⁾⁶⁾。

$$\sigma \equiv \frac{1}{\sqrt{BT}} m \quad (3-3)$$

ここで、

T : データの長さ(sec)

B : 分解周波数幅(Hz)

$$m : \text{平均} \begin{cases} \text{自己パワースペクトル密度 } G_{xx}(f) \text{ の場合} & m = \overline{G_{xx}(f)} \\ \text{相互パワースペクトル密度 } G_{xy}(f) \text{ の場合} & m = \sqrt{\overline{G_{xx}(f)G_{yy}(f)}} \end{cases}$$

である。-はサンプル平均を表す。

式(3-3)は相対誤差 ε (=標準偏差/平均値)で表すと次のようになる。

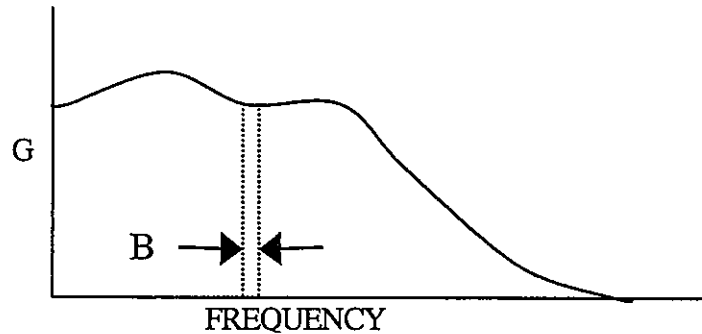
自己パワースペクトル密度 $G_{xx}(f)$ の場合

$$\varepsilon_{xx} \equiv \frac{1}{\sqrt{BT}} \quad (3-4)$$

相互パワースペクトル密度 $G_{xy}(f)$ の場合

$$\varepsilon_{xy} \equiv \frac{1}{\gamma_{xy}(f)\sqrt{BT}} \quad (3-5)$$

式(3-4),(3-5)より、分解周波数幅 B が小さいほど相対誤差が大きくなることを示している。分解周波数幅 B が小さいほどその中に含まれる信号成分が小さくなり誤差が大きくなるのが定性的に説明できる。



コヒーレンスの相対誤差は式(3-3)及び誤差の伝播式

$$\sigma_{\gamma_{xy}} \equiv \sqrt{\left(\frac{\partial \gamma_{xy}}{\partial G_{xy}} \sigma_{G_{xy}}\right)^2 + \left(\frac{\partial \gamma_{xy}}{\partial G_{xx}} \sigma_{G_{xx}}\right)^2 + \left(\frac{\partial \gamma_{xy}}{\partial G_{yy}} \sigma_{G_{yy}}\right)^2} \quad (3-6)$$

より、

$$\varepsilon_{\gamma_{xy}} \equiv \sqrt{\frac{0.5 + \frac{1}{\gamma_{xy}^2}}{BT}} \quad (3-7)$$

と導かれる（周波数 f の記述は省略）。ただし、簡略化のために G_{xy} , G_{xx} , G_{yy} は互いに独立とした。

式(3-7)はミハレゾらの文献²⁾で示されている誤差評価式において $2\Delta f=B$ と置いた場合と同一である。

式(3-2),(3-7)より、スペクトル比の相対誤差は、

$$\varepsilon_{SR} \equiv \sqrt{\frac{1.5 + \frac{1}{\gamma_{12}^2} + \frac{1}{\gamma_{13}^2} + \frac{1}{\gamma_{23}^2}}{BT}} \quad (3-8)$$

と表される。ただし、簡略化のために γ_{12} , γ_{13} , γ_{23} は互いに独立とする。

式(3-4),(3-5),(3-7),(3-8)を用いると、記録長さ T(s)の時系列データを FFT により分解周波数幅 B ($\equiv 1/T$) で処理する場合、パワースペクトル密度の相対誤差は、記録長さ T に無関係に 100%と得られる。測定時間を長くしても、その分細かい周波数分解能が得られるだけで相対誤差は変化しない。コヒーレンスの相対誤差については、コヒーレンスそのものにも依存しているが、仮にコヒーレンスを最大値 (=1) としても相対誤差は 120%となる。その時スペクトル比の相対誤差は 210%である。統計誤差を低減するために分解周波数幅を適切に設定する必要がある。

以下で分解周波数幅、コヒーレンスを検討する。

3.1.1 分解周波数幅

総データ長 T を n 個のサンプルに分割し、1サンプルあたりデータ長を $T_n (T_n = T/n)$ として各サンプルの周波数解析結果を統計処理すると、分割しない場合 ($B = 1/T$) に比べて分解周波数幅 B は

$$B = 1/T_n \tag{3-9}$$

$$= n/T \tag{3-10}$$

のように n 倍になる。前節の結果よりスペクトル比等の相対誤差は分割しない場合の $\sqrt{1/n}$ になる。1サンプルあたりデータ長 T_n を固定し総データ長 T を長くすると、相対誤差はサンプル数 n の平方根に反比例して減少する。また、同じ総データ長では1サンプルのデータ長を短くするほどサンプル数 n が増えることになり、同様に相対誤差が減少する。ただし、1サンプルのデータ長を短くするとそれだけ分解周波数幅が大きくなり、周波数分解能の悪化につながる。

3.1.2 コヒーレンス

ミハルソフ法で用いるコヒーレンスには、Cf線源検出器(検出器番号 #1)と中性子検出器(検出器番号 #2)間のコヒーレンス γ_{12} と2本の中性子検出器(検出器番号 #2,#3)間のコヒーレンス γ_{23} の2通りあるが、原子炉雑音解析の理論によると以下のように表される。ただし、簡単のために空間依存性のない1点炉近似を用いている。周波数は角周波数 $\omega (= 2\pi f)$ で表現している。

Cf線源検出器と中性子検出器間のコヒーレンス：

$$\gamma_{12}(\omega) = \frac{\sqrt{\frac{\varepsilon_1 \varepsilon_2 v_{cp}^2 F_C}{\ell_f^2 (\alpha^2 + \omega^2)}}}{\sqrt{\left[F + \frac{\varepsilon_2 \{ v_p (v_p - 1) F + v_{cp} (v_{cp} - 1) F_C \}}{\ell_f^2 (\alpha^2 + \omega^2)} \right]}} \tag{3-11}$$

2本の中性子検出器間のコヒーレンス：

$$\gamma_{23}(\omega) = \frac{\frac{\varepsilon_2 \varepsilon_3 \{ v_p (v_p - 1) F + v_{cp} (v_{cp} - 1) F_C \}}{\ell_f^2 (\alpha^2 + \omega^2)}}{\sqrt{\left[\frac{\varepsilon_2 F + \frac{\varepsilon_2 \{ v_p (v_p - 1) F + v_{cp} (v_{cp} - 1) F_C \}}{\ell_f^2 (\alpha^2 + \omega^2)}}{\ell_f^2 (\alpha^2 + \omega^2)} \right] \left[\frac{\varepsilon_3 F + \frac{\varepsilon_3 \{ v_p (v_p - 1) F + v_{cp} (v_{cp} - 1) F_C \}}{\ell_f^2 (\alpha^2 + \omega^2)}}{\ell_f^2 (\alpha^2 + \omega^2)} \right]}} \tag{3-12}$$

ここで、

F：核分裂率

ℓ_f : 中性子世代時間 $\left(= \frac{1}{v\Sigma_f} \right)$ (v : 中性子のスピード、 Σ_f : マクロ核分裂断面積)

α : 即発中性子減衰定数

ε : 核分裂に対する検出効率

であり、添え字のない記号は体系内誘導核分裂に関する量、添え字 c が Cf-252 に関する量であることを、添え数字は、1 が Cf 線源検出器に 2,3 が中性子検出器に関する量であることを意味する。

簡単のために $\varepsilon_2 = \varepsilon_3$ 、つまり中性子検出器の効率が同じであるとすると、中性子検出器間のコヒーレンスは、

$$\gamma_{23}(\omega) = \frac{\overline{\varepsilon_2 \left\{ v_p(v_p - 1)F + v_{cp}(v_{cp} - 1)F_c \right\}}}{\ell_f^2(\alpha^2 + \omega^2)} \left[F + \frac{\overline{\varepsilon_2 \left\{ v_p(v_p - 1)F + v_{cp}(v_{cp} - 1)F_c \right\}}}{\ell_f^2(\alpha^2 + \omega^2)} \right] \quad (3-13)$$

となる。実際の実験測定では中性子検出器には同じ種類を用いることが多いので妥当な近似である。

さらに、 F と F_c の関係：

$$F = \frac{\overline{v_c F_c}}{\rho v} \quad (3-14)$$

$$\approx \frac{\overline{v_{cp} F_c}}{\rho v_p} \quad (3-15)$$

及び即発中性子減衰定数 α と未臨界度 ρ の関係：

$$\alpha = \frac{\rho + \beta}{\ell_f v} \quad \left(\rho = \frac{1 - keff}{keff} \right) \quad (3-16)$$

$$\approx \frac{\rho + \beta}{\ell_f v_p} \quad (3-17)$$

を用い、 $\omega \ll \alpha$ の周波数領域に着目する。この周波数領域はコヒーレンスが周波数に依存せず、ミハルソ法のデータ解析でも評価に使用する周波数領域である。すると、式(3-11),(3-13)は次式になる。

$$\gamma_{12} \approx \sqrt{\frac{\overline{\varepsilon_1 \varepsilon_2 \rho v_{cp}}}{(\rho + \beta)^2 v_p}} \left[1 + \frac{\overline{\varepsilon_2 X}}{(\rho + \beta)^2} \left(1.0 + \frac{X_c}{X} \frac{\overline{v_{cp}}}{v_p} \rho \right) \right] \quad (3-18)$$

$$\gamma_{23} \approx \frac{\overline{\varepsilon_2 X}}{(\rho + \beta)^2} \left(1.0 + \frac{X_c}{X} \frac{\overline{v_{cp}}}{v_p} \rho \right) \left[1 + \frac{\overline{\varepsilon_2 X}}{(\rho + \beta)^2} \left(1.0 + \frac{X_c}{X} \frac{\overline{v_{cp}}}{v_p} \rho \right) \right] \quad (3-19)$$

コヒーレンスは中性子検出器の検出効率 ϵ 及び未臨界度 ρ (実効増倍率) に依存している。
 式(3-18),(3-19)で表されるコヒーレンスの特性を検出器効率及び実効増倍率を変数として調べた。
 変数以外のパラメータは以下の値を用いた。

表3-1 コヒーレンスの評価に使用した核定数

ϵ_1	0.85
ν^{*1}	2.4
ν_c	3.8
χ^{*1}	0.80
χ_c	0.85

^{*1} : U-235 の値

3種類の検出効率 ($\epsilon_2=0.1, 0.01, 0.001$) について実効増倍率を 0.6~1.0 に変化させたときのコヒーレンスを図3-1に示す。Cf 線源検出器と中性子検出器間のコヒーレンス γ_{12} は実効増倍率に対して極大点を持つ上に凸の変化を示し、中性子検出器間のコヒーレンス γ_{23} は実効増倍率に対して単調増加している。コヒーレンスは信号間の相似性の指標であり、実効増倍率が高いと連鎖反応による信号の伝達が良いためコヒーレンスは1に近い値となる。しかしながら γ_{12} の場合は、実効増倍率が高いと誘導核分裂率 F に対する Cf の核分裂率 F_c の割合が低下するため、式(3-11)より増加は抑えられ、実効増倍率に対して極大点を持つことになる。 γ_{12} 、 γ_{23} ともに臨界近傍では検出効率の影響は小さいが、臨界から離れるほど検出効率の影響が強くなる。実効増倍率 0.7 以下では検出効率の影響 (検出効率が10倍に変化する時のコヒーレンスの変化率) はほぼ一定値である。

コヒーレンスを式(3-8)に代入してスペクトル比の統計誤差を評価し、図3-2に示す。上図は実効増倍率を 0.71,0.86,0.96 に固定し、検出効率を変化させたとき、下図は検出効率を 0.001,0.01,0.1 に固定し、実効増倍率を変化させたときのスペクトル比の誤差変化である。上図より実効増倍率の影響を見ると、検出効率が高い場合は実効増倍率により統計誤差に大きな差はないが、検出効率が 0.001 以下の場合には実効増倍率が低いほど誤差が大きくなるのが分かる。下図で実効増倍率に対する誤差の変化をさらに詳しく見ると、スペクトル比の統計誤差は実効増倍率に対して極小点を持つことが分かる。一般にファインマン- α 法など他の炉雑音測定手法では実効増倍率が高い、つまり中性子増倍に関する情報が多いほど測定が容易になるが、ミハルソフ法では必ずしもそうではなく最も精度良く測定できる実効増倍率が存在する。スペクトル比を構成する γ_{12} が実効増倍率に対して極大値を持つためである。極小点つまり最も統計誤差が小さく得られる実効増倍率は検出効率が高いほど小さくなる。検出効率が統計精度に与える影響を見ると、臨界近傍では検出効率により統計誤差に大きな差はないが、実効増倍率が低下するにつれて検出効率の影響が急激に現れ、検出効率が高いほどスペクトル比の統計誤差が小さい。例えば検出効率を 0.001 から 0.01 に上げた場合、実効増倍率 0.9 では誤差は 1/4 に低減するのに対し、実効増倍率 0.7 以下では 1/10 に低減する。

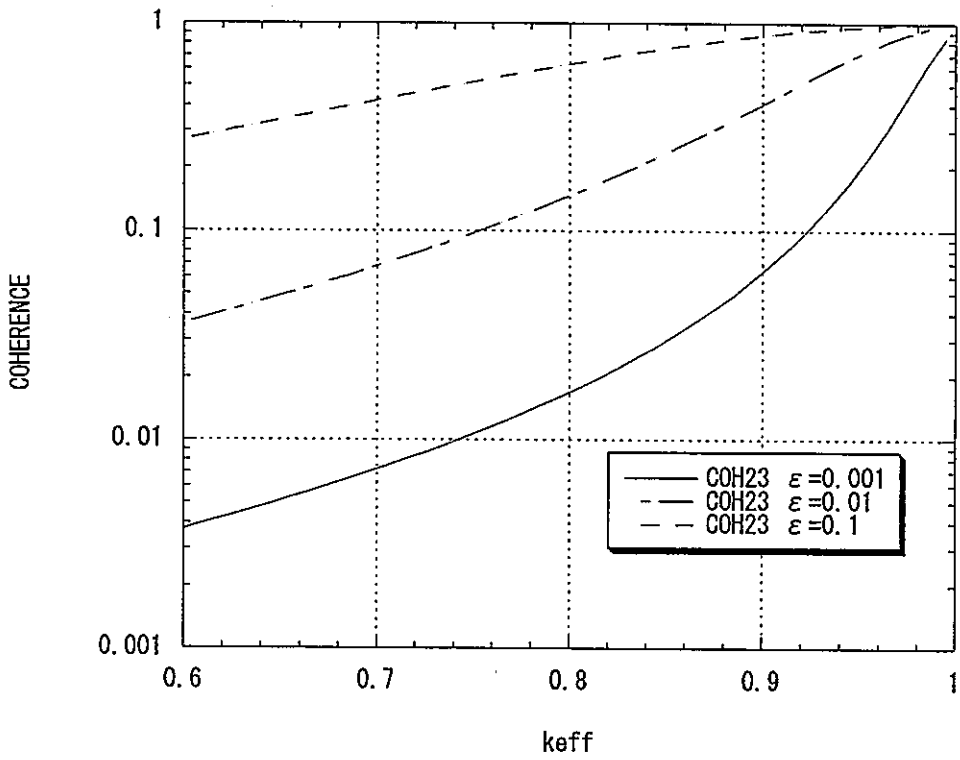
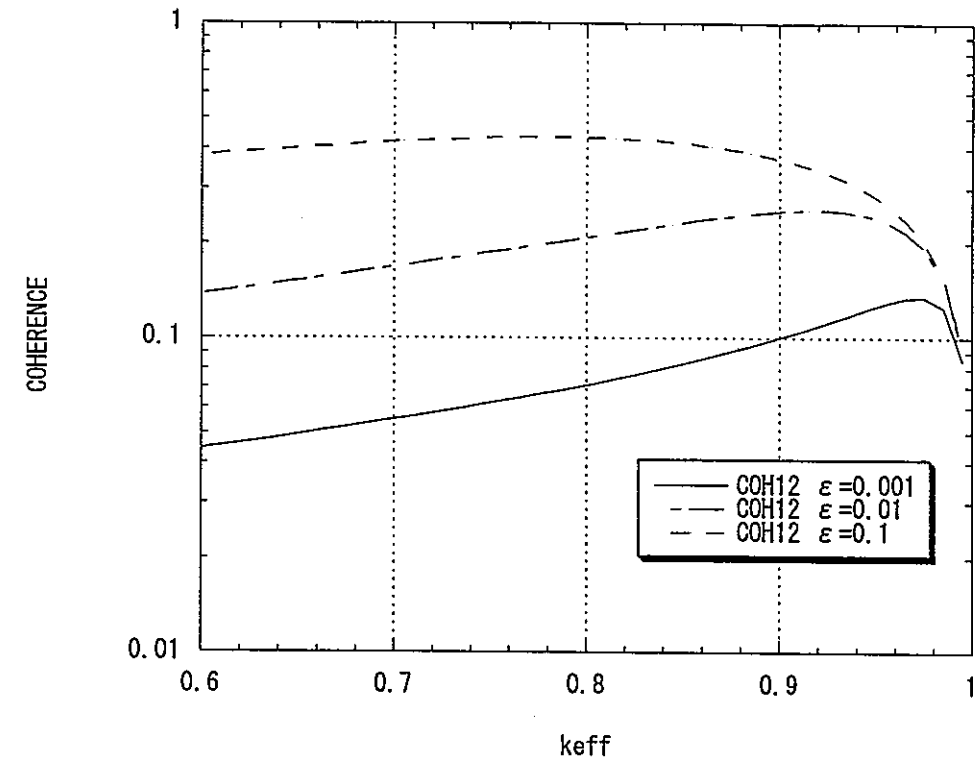


図3-1 γ_{12} (上図) 及び γ_{23} (下図) の検出効率及び実効増倍率依存性

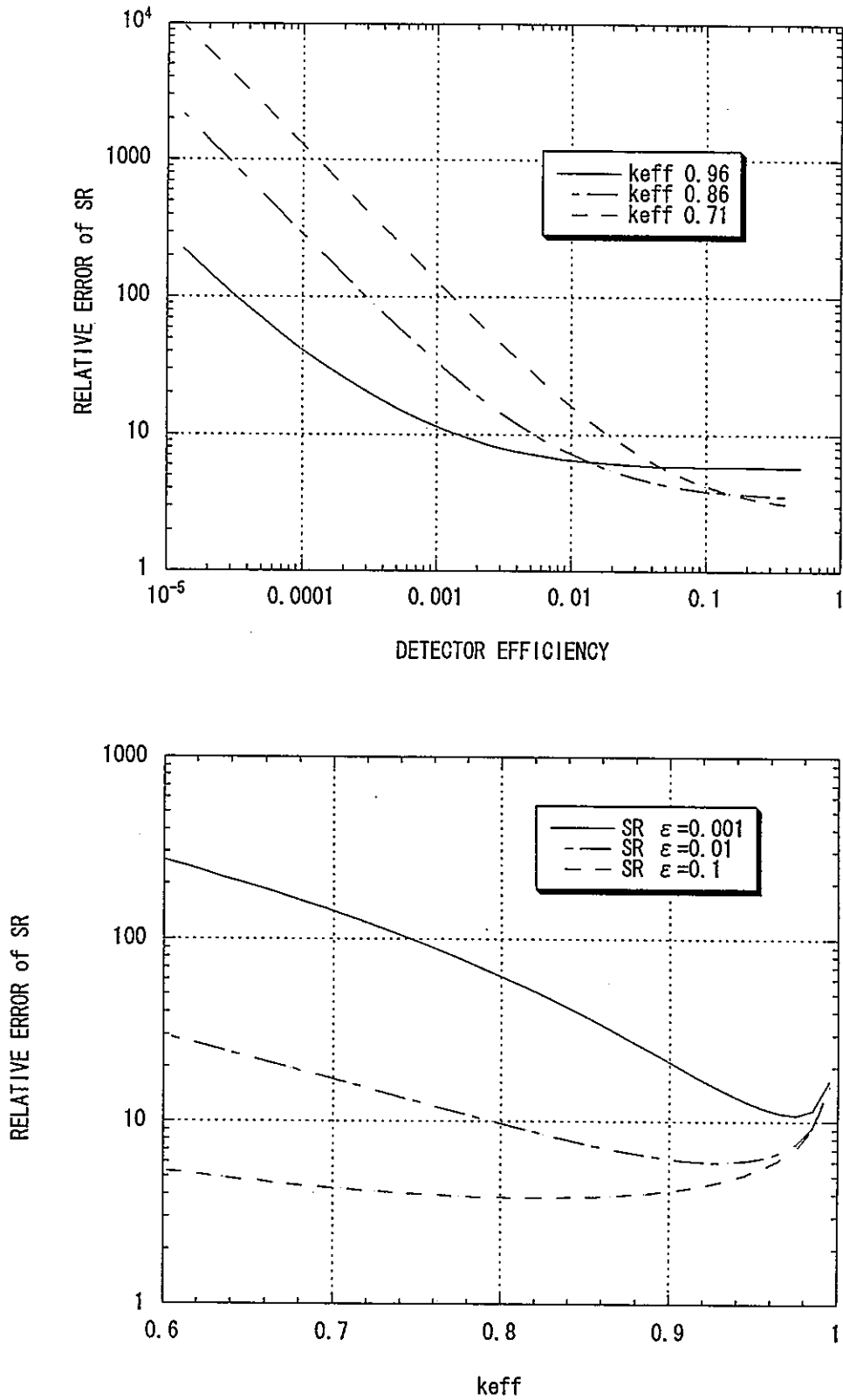


図3-2 スペクトル比統計誤差の検出効率（上図）及び実効増倍率依存性（下図）

3.2 誤差の最適化

3.1 節で検討したスペクトル比の統計誤差の予測値は、多数のサンプルがあるときの特定の周波数点についての値をサンプル間で統計処理したときに得られるものである（サンプル平均）。一方、ミハルゾ法の測定では、対象とする周波数範囲内のサンプル平均値を周波数点間で統計処理して平均値と標準偏差を求めている（周波数平均）。スペクトル比の相対誤差はコヒーレンスに依存しているが、コヒーレンスは周波数の関数であるのでスペクトル比の相対誤差は対象とする周波数範囲の取り方で異なることになる。前節よりサンプル平均値の統計誤差を減らすためには分解周波数幅を大きくすることが有効であると分かったが、分解周波数幅を大きくすると解析結果の周波数点の数が少なくなる。周波数点の数が減少すると、平均する際の周波数範囲を固定する場合は対象となる周波数点数が減少し誤差の統計的信頼性が低下する。逆に周波数点数を固定する場合は高い周波数まで統計処理の対象とすることになり、コヒーレンスの低下によって式(3-8)によりスペクトル比の統計誤差が増加する。

最適な（なるべく小さい、かつ信頼性のなるべく高い）標準偏差を得るための、分解周波数幅、周波数点の取り方について検討した。

まず、コヒーレンスの周波数特性を調べる。式(3-18, 19)の導出において周波数 f を消去しない場合、コヒーレンスは次式(3-20,21)で表される。

$$\gamma_{12} \approx \sqrt{\frac{\overline{\varepsilon_1 \varepsilon_2 \rho v_{cp} v_p}}{4\pi^2 \ell_f^2 f^2 + (\rho + \beta)^2 \overline{v_p^2} + \overline{\varepsilon_2 X v_p^2} \left(1.0 + \frac{X_c v_{cp}}{X v_p} \rho\right)}} \quad (3-20)$$

$$\gamma_{23} \approx \frac{\overline{\varepsilon_2 X v_p^2} \left(1.0 + \frac{X_c v_{cp}}{X v_p} \rho\right)}{4\pi \ell_f^2 f^2 + (\rho + \beta)^2 \overline{v_p^2} + \overline{\varepsilon_2 X v_p^2} \left(1.0 + \frac{X_c v_{cp}}{X v_p} \rho\right)} \quad (3-21)$$

さらに、周波数 f を分解周波数幅 B と折れ点周波数 $f_b (=2\pi/\alpha)$ の比 C_B の n 倍、つまり

$$f = nC_B \quad (C_B = B/f_b) \quad (3-22)$$

で表すと、

$$\gamma_{12} \approx \sqrt{\frac{\overline{\varepsilon_1 \varepsilon_2 \rho v_{cp} v_p}}{(\rho + \beta)^2 \overline{v_p^2} (1 + n^2 C_B^2) + \overline{\varepsilon_2 X v_p^2} \left(1.0 + \frac{X_c v_{cp}}{X v_p} \rho\right)}} \quad (3-23)$$

$$\gamma_{23} \approx \frac{\overline{\varepsilon_2} X v_p^2 \left(1.0 + \frac{X_c v_{cp}}{X v_p} \rho \right)}{(\rho + \beta)^2 \overline{v_p^2} (1 + n^2 C_B^2) + \overline{\varepsilon_2} X v_p^2 \left(1.0 + \frac{X_c v_{cp}}{X v_p} \rho \right)} \quad (3-24)$$

となり、コヒーレンスは n 、 C_B 、検出効率 ε 及び未臨界度 ρ をパラメータとして持つ関数で表される。

検出効率が 0.001, 0.01, 0.1、実効増倍率が 0.96, 0.86, 0.71 の場合について、分解周波数幅と折れ点周波数の比 C_B を 1 に固定し、 n を 0.1~10 に変化させてコヒーレンスを求め、図 3-3~8 に示す。図で横軸 n は周波数を折れ点周波数の単位で表した量となっている。

Cf 線源検出器と中性子検出器間のコヒーレンス γ_{12} 、中性子検出器間のコヒーレンス γ_{23} に共通して、検出効率が大い場合は臨界に近いほど n に対する変化が緩やかであるが、検出効率が小さい場合は実効増倍率に依存せずほぼ同じ傾向を示すことが確認できる。これは、検出効率が小さいと式(3-23),(3-24)の分母第 2 項が第 1 項に比べて無視できるようになり n に対するコヒーレンスの変化が $1/(1+n^2 C_B^2)$ で決まってくるためである。

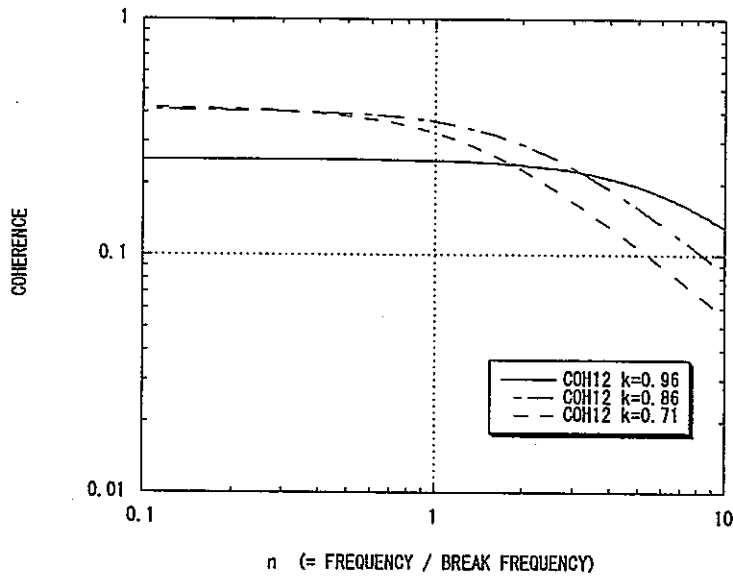


図 3-3

γ_{12} の周波数依存性
(検出効率 0.1)

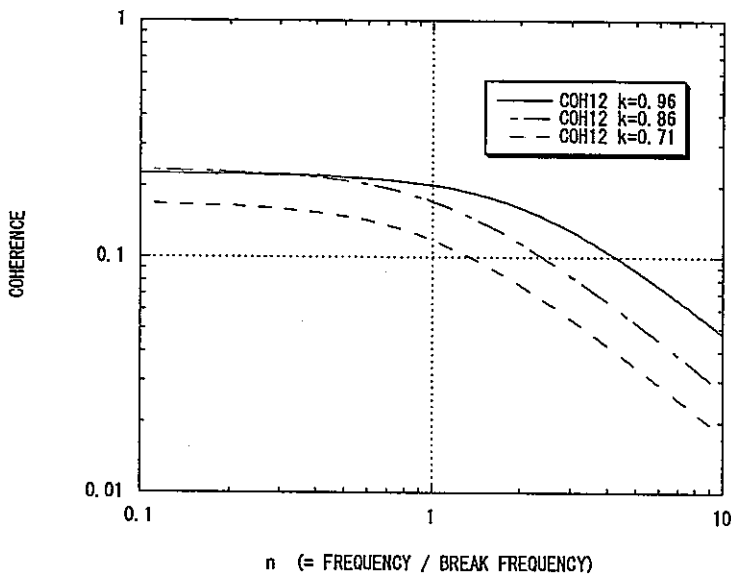


図 3-4

γ_{12} の周波数依存性
(検出効率 0.01)

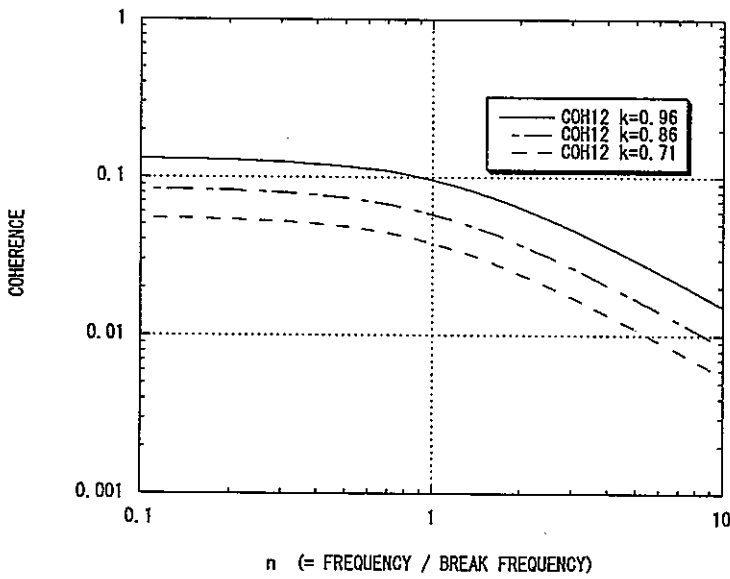


図 3-5

γ_{12} の周波数依存性
(検出効率 0.001)

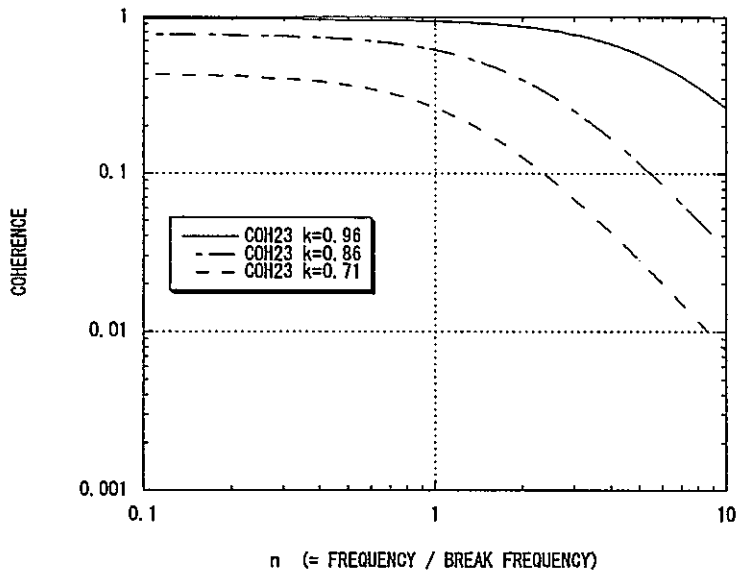


図3-6

γ_{23} の周波数依存性
(検出効率0.1)

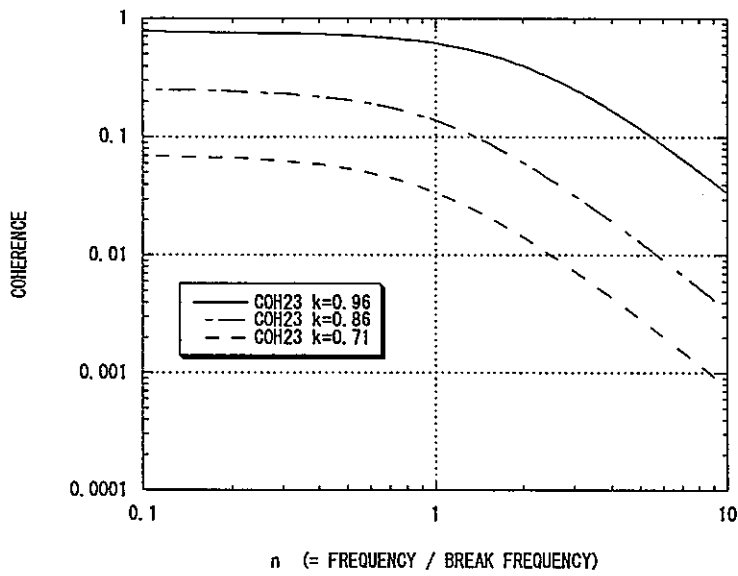


図3-7

γ_{23} の周波数依存性
(検出効率0.01)

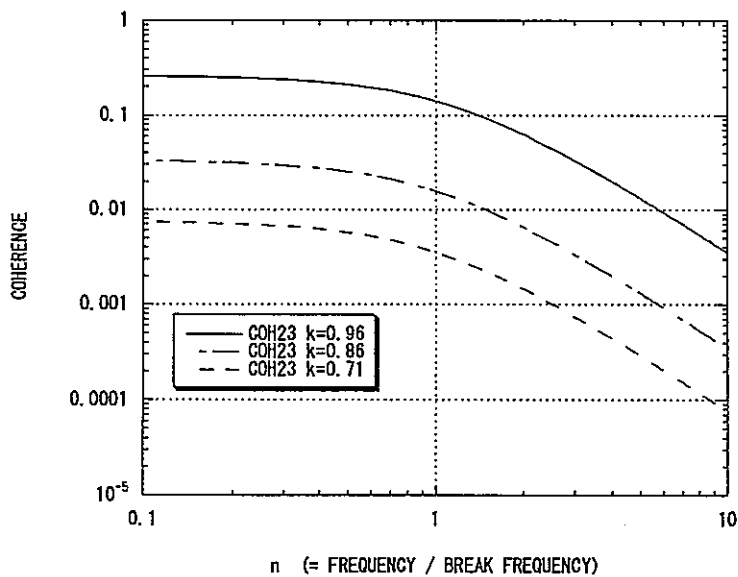


図3-8

γ_{23} の周波数依存性
(検出効率0.001)

次に、スペクトル比の統計誤差 (式(3-8)) をコヒーレンスと同様に定数 C_B を用いて書き換えると、

$$\varepsilon \equiv \sqrt{\frac{1.5 + \frac{1}{\gamma_{12}^2} + \frac{1}{\gamma_{13}^2} + \frac{1}{\gamma_{23}^2}}{\frac{C_B \alpha}{2\pi} T}} \quad (3-25)$$

となり、コヒーレンス γ 、定数 C_B 、即発中性子寿命 α 、測定時間 T に依存する。

スペクトル比の誤差評価では対象とする周波数範囲のスペクトル比を統計処理し、平均値と標準偏差を算出するが、各周波数点のスペクトル比の標準偏差はコヒーレンスを通して周波数パラメータ n に依存しているため式(3-25)の ε を改めて ε_n と置く。スペクトル比を平均する周波数範囲の最小値 f_{min} は、コヒーレンスの周波数特性を考慮して解析で得られる最小周波数とする。FFT による周波数解析においては分解周波数幅 $C_B f_0$ としたときに得られる最小の周波数は $2C_B f_0$ である。

周波数平均されたスペクトル比の標準偏差は、各周波数点のスペクトル比の標準偏差 ε_n を用いて次式で求めた。

$$\varepsilon = \sqrt{\frac{\sum_{n=2}^{n+1} \varepsilon_n^2}{N-1}} \quad (3-26)$$

ここで、 N はスペクトル比を周波数平均する際の周波数点の数である。

式(3-26)は各周波数点のスペクトル比が周波数平均の結果で得られるであろうスペクトル比から ε_n 離れた値を取ると想定した場合に相当する。式(3-26)の妥当性については第4節で検討する。

統計誤差が最適になる N 、 C_B を、測定時間 T を 1 sec、中性子寿命を 2×10^{-4} sec (DCAでの2領域炉心についての概算値) と固定し、実効増倍率を 0.96, 0.86, 0.71、検出効率を 0.1, 0.01, 0.001 に変化させて検討した。

まず、 $N=10$ と固定し、誤差が最小となる C_B (分解周波数幅 B を折れ点周波数 f_0 で除した値) を検討した。図3-9~11は C_B を変化させたときのスペクトル比の統計誤差である。誤差が最小となる C_B (C_{B-best}) は実効増倍率及び検出効率が大きいほど大きくなっている。スペクトル比の誤差評価式(3-26)で実効増倍率と検出効率の影響を受けるのはコヒーレンスである。 C_{B-best} とコヒーレンスの関係を表3-2及び図3-12に示す。

表3-2 C_{B-best} とコヒーレンスの関係

実効増倍率	検出効率	γ_{12}	γ_{23}	C_{B-best}
0.96	0.1	0.2525	0.9731	2.400
"	0.01	0.2265	0.7833	0.560
"	0.001	0.1319	0.2655	0.135
0.86	0.1	0.4094	0.7795	0.510
"	0.01	0.2370	0.2612	0.120
"	0.001	0.0857	0.0341	0.085
0.71	0.1	0.4228	0.4388	0.270
"	0.01	0.4094	0.7795	0.085
"	0.001	0.0562	0.0078	0.075

γ_{12} と C_B -best の関係は明確な関係は確認できないが、 γ_{23} と C_B -best の関係は次式のような多項式にフィッティングできる。

$$C_B - \text{best} = 0.07 - 0.18\gamma_{23} + 2.22\gamma_{23}^2 - 6.31\gamma_{23}^3 + 5.17\gamma_{23}^4 \quad (3-27)$$

γ_{23} のみが C_B と関数で評価できる関係があるというのは周波数に対する変化が γ_{23} の方が γ_{12} に比べて大きいためであると考えられる。 γ_{23} が 0.6 以下の時は C_B の最適値は 0.08~0.15 でありこの範囲では C_B を 0.1 程度に設定して周波数解析すればほぼ最小の誤差が得られると分かる。

次に、平均する周波数点の数 N を変化させたときのスペクトル比の統計誤差を図 3-13~15 に示す。図において、 C_B は各周波数点数 N ごとに誤差が最小となる値に設定している。図より N が小さい点を除いて、周波数点の数が多いほど誤差が大きくなっているが、高周波数点でのコヒーレンスの低下が原因である。 N が小さい点での振る舞いは式(3-26)の分母の変動が大きいためである。単に誤差を小さくするためには平均する周波数点数を少なくすればよい。しかしながら、少数の点から算出した標準偏差は信頼性において問題があると考えられる。次節で信頼性を評価に加えて最適な N を検討した。

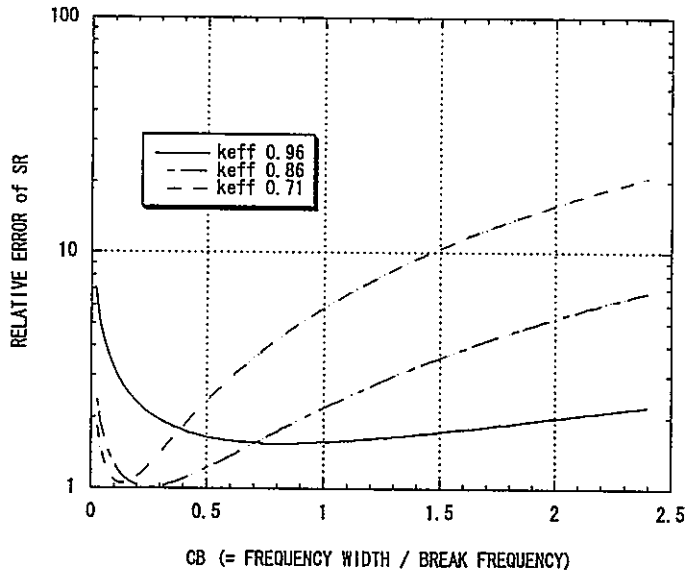


図3-9

スペクトル比の誤差の
分解周波数幅依存性
($\epsilon_2=0.1$)

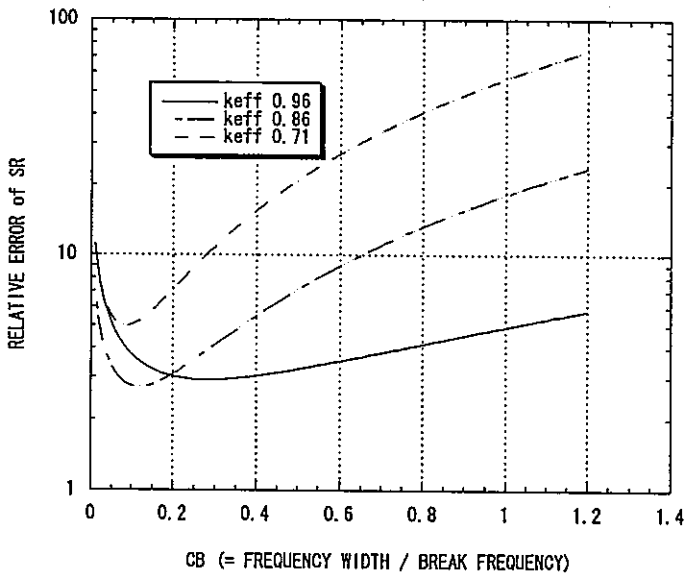


図3-10

スペクトル比の誤差の
分解周波数幅依存性
($\epsilon_2=0.01$)

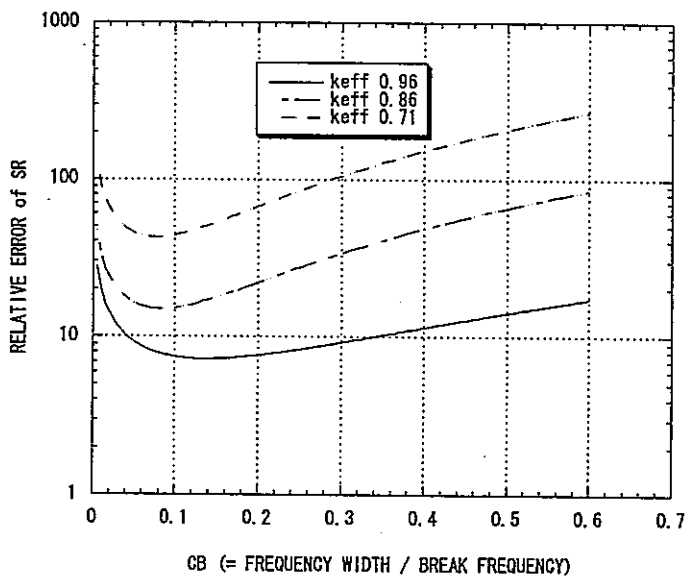


図3-11

スペクトル比の誤差の
分解周波数幅依存性
($\epsilon_2=0.001$)

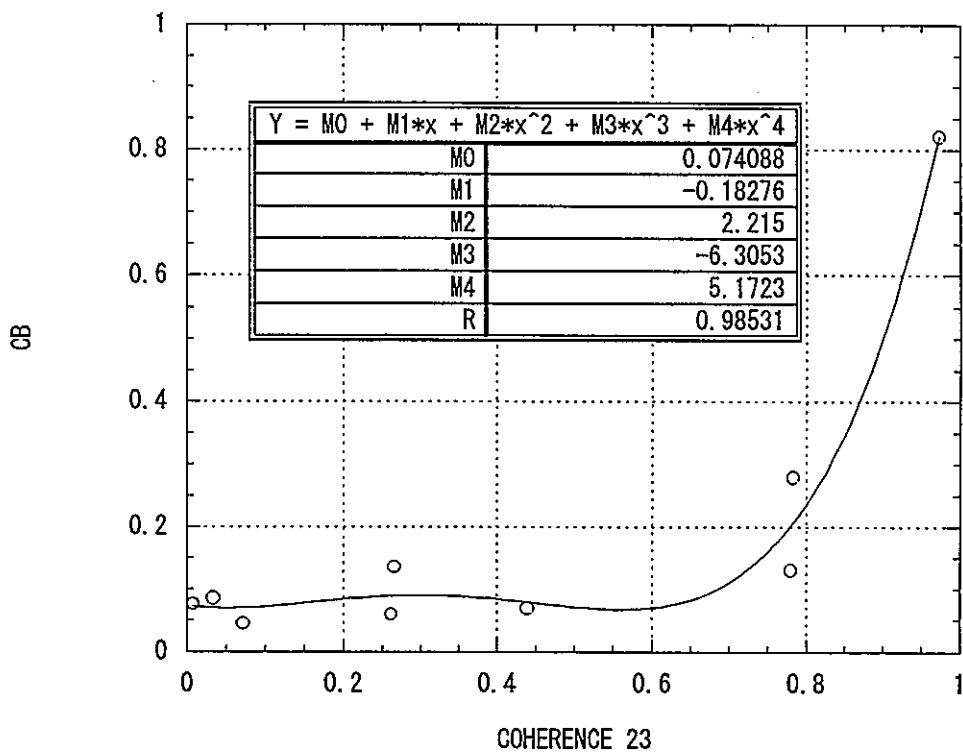
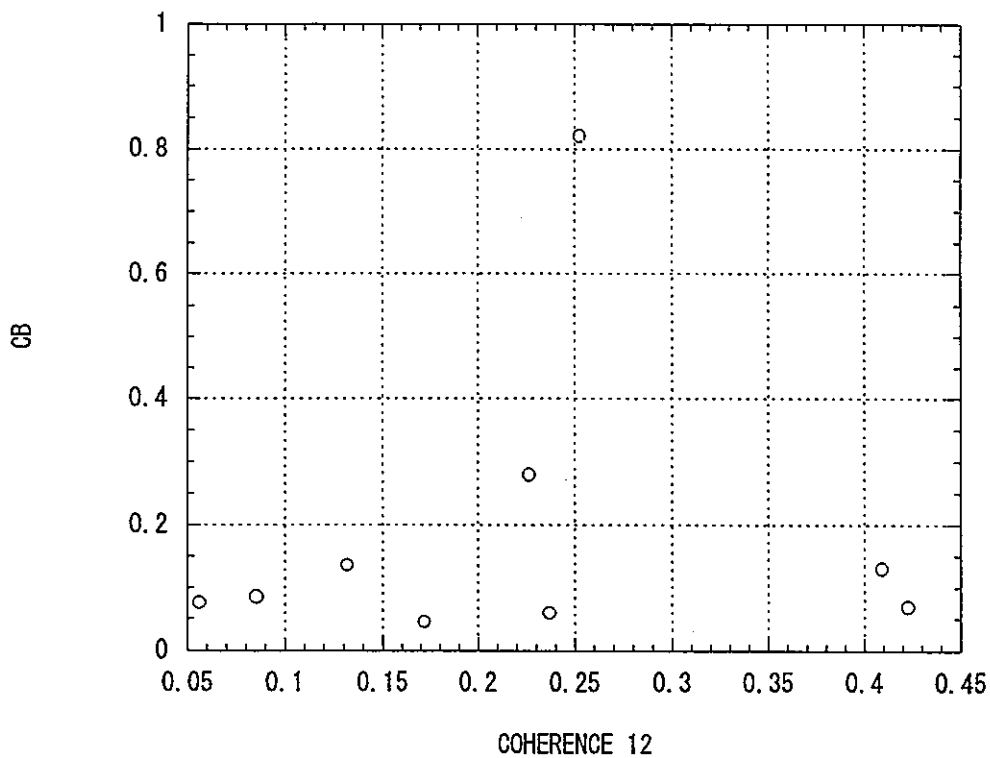


図3-12 スペクトル比の統計誤差を最小とする C_B と γ_{12} の関係 (上図) 及び γ_{23} との関係 (下図)

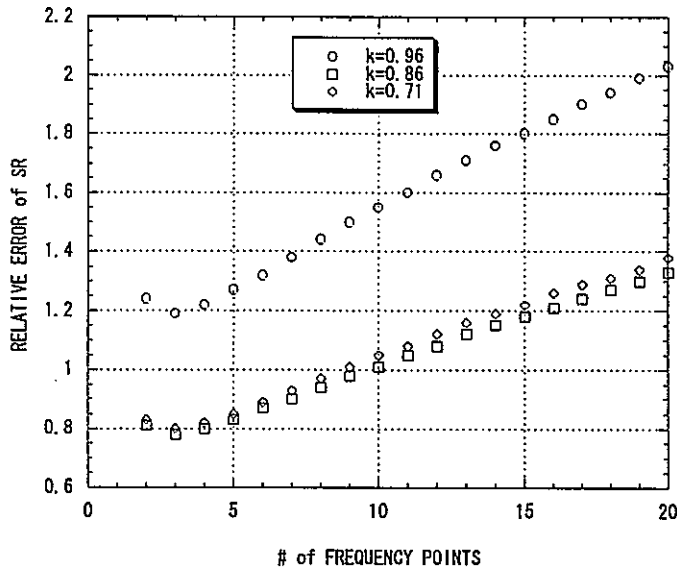


図3-13
 スペクトル比の誤差の周波数点数、
 実効増倍率依存性
 ($\epsilon_2=0.1$)

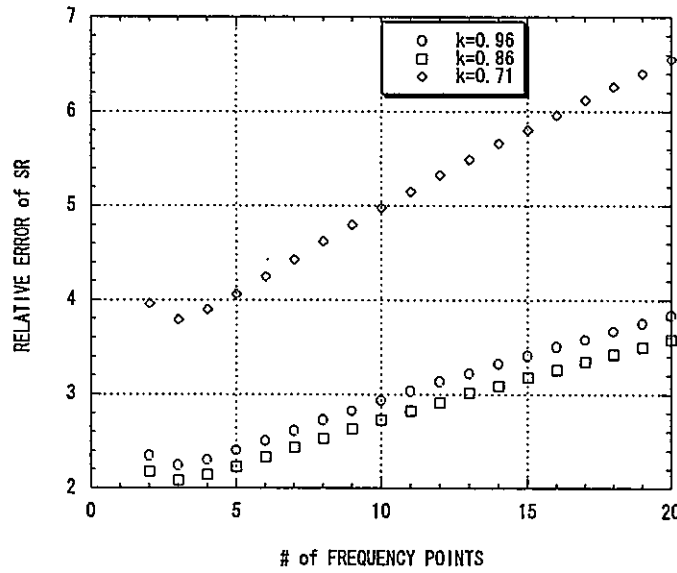


図3-14
 スペクトル比の誤差の周波数点数、
 実効増倍率依存性
 ($\epsilon_2=0.01$)

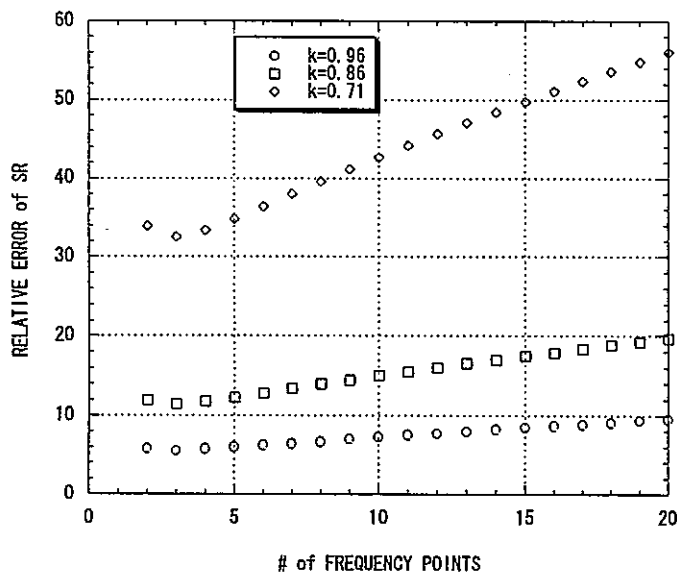


図3-15
 スペクトル比の誤差の周波数点数、
 実効増倍率依存性
 ($\epsilon_2=0.001$)

図3-13~15の結果に誤差の信頼性を評価に取り入れる。各周波数点のスペクトル比が互いに独立であり正規分布に従うとすると標準偏差 σ の真値とN個のサンプルから求めた標準偏差sは χ^2 -分布を利用した次式の関係を満たす⁷⁾。

$$Ns^2/\chi_2^2 \leq \sigma^2 \leq Ns^2/\chi_1^2 \tag{3-27}$$

N：周波数点の数

s：N個の周波数点についての値の標準偏差

χ_1^2 ： χ^2 -分布の表より得られる自由度N-1、確率 $1-\varepsilon/2$ （信頼性 ε のとき）に対する値

χ_2^2 ： χ^2 -分布の表より得られる自由度N-1、確率 $\varepsilon/2$ （信頼性 ε のとき）に対する値

式(3-27)は、標準偏差（真値）の取りうる範囲を示しており、N個の周波数点から算出した標準偏差sに係数 N/χ_1^2 、 N/χ_2^2 を乗じて得られる。 χ_1^2, χ_2^2 は一般的な χ^2 -分布表より得られる。本検討では誤差の大きい方を問題としているので右辺の係数 N/χ_1^2 （以下、信頼度係数）にのみ着目する。

信頼性90%時の χ_1^2 及び周波数点数Nに対する信頼度係数を表3-3に示す。

表3-3 χ^2 -分布に基づく90%信頼度係数

周波数点の数N	χ_1^2 値	信頼度係数
2	0.0039	22.5589
3	0.1030	5.3969
4	0.3520	3.3710
5	0.7110	2.6519
6	1.1450	2.2891
7	1.6350	2.0691
8	2.1700	1.9201
9	2.7300	1.8157
10	3.3300	1.7329
11	3.9400	1.6709
12	4.5700	1.6204
13	5.2300	1.5766
14	5.8900	1.5417
15	6.5700	1.5110
16	7.2600	1.4845
17	7.9600	1.4614
18	8.6700	1.4409
19	9.3900	1.4225
20	10.1200	1.4058
21	10.8510	1.3912

図3-13~15で示した標準偏差に上記の信頼度係数を乗じた結果を図3-16~18に示す。検出効率及び実効増倍率に関わらず、周波数点数が10のときに誤差が最小となることが分かる。これより、誤差を信頼できる範囲で最小とする周波数点の数は10点で、その時の周波数分解幅は図3-12より決まるが、 γ_{23} が0.6以下であればほぼ折れ点周波数の0.1倍とすればよいことが分かった。

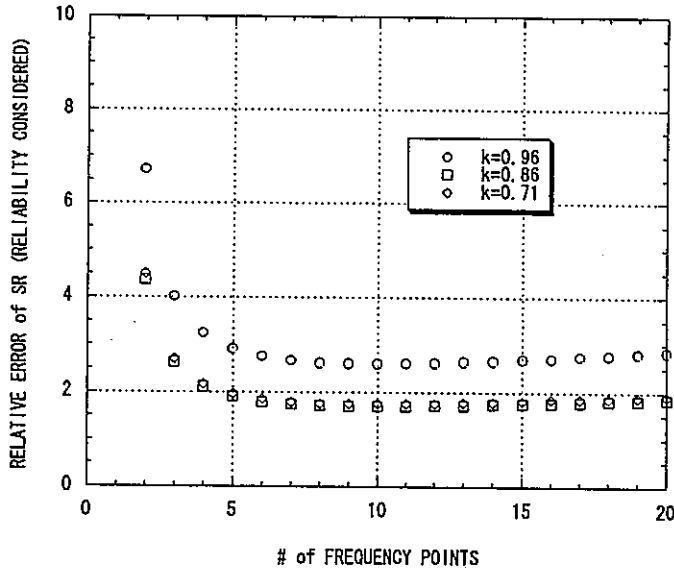


図3-16

信頼性を考慮した誤差の
周波数点数依存性
($\epsilon_2 = 0.1$)

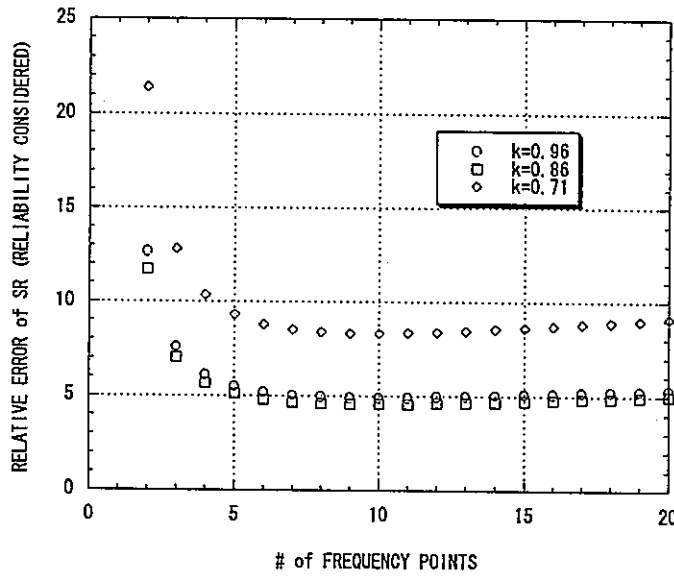


図3-17

信頼性を考慮した誤差の
周波数点数依存性
($\epsilon_2 = 0.01$)

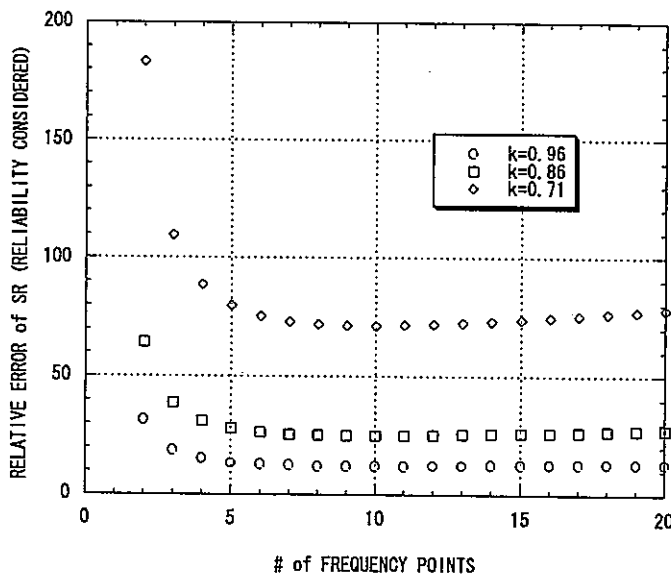


図3-18

信頼性を考慮した誤差の
周波数点数依存性
($\epsilon_2 = 0.001$)

4. 統計誤差理論値の実験データによる検証

3節で導いたスペクトル比の統計誤差が従う理論式(3-23~26)を実験データで検証した。

4.1 誤差のデータサンプル数依存性

1 サンプルのデータ長を一定として測定時間を変化させ、サンプル数と誤差の関係を検証した。

測定は実効増倍率 0.7 の体系で行った。コヒーレンスは 0.6 以下であるので 3 節で求めた最適な誤差評価手法に基づき、分解周波数幅は C_B が約 0.1 になるように 46.87Hz、周波数点数は最小周波数から 10 点と設定し (93.75Hz~515.62Hz)、スペクトル比の平均値と標準偏差を求めた。

測定体系 (図 4-1)

S-1 炉心

2.7%EU 燃料棒 140 本 試験体減速材水位 200cm (推定 k_{eff} 0.71)

ドライバー なし

中性子検出器 2" He-3 (有効長 50 cm)

測定時間 1 時間

図 4-2 に Cf 線源検出器と中性子検出器間のコヒーレンス γ_{12} 、図 4-3 に中性子検出器間のコヒーレンス γ_{23} を示す。図 4-4 にスペクトル比を示す。

測定時間に対するスペクトル比平均値と誤差の変化を表 4-1、図 4-5 に示す。測定時間と共に誤差の割合が減少していく様子が確認できる。3 節で導出した誤差理論値の妥当性を検証するために、6 時間測定時のコヒーレンスと実効増倍率推定値等を式(3-18,19)に代入して検出効率を逆算し、式(3-23~26)に従い統計誤差を推定、実測値と比較した (表 4-1、図 4-6)。誤差の推定値と実測値の比は測定時間が短いときに最大 1.7 倍のずれがあるが、全体的には C/E 0.9~1.1 以内で誤差の推定値は測定値を予測できており、3 節で導いた誤差理論式により誤差が推定できることが確認できた。

表4-1 スペクトル比誤差の測定時間依存性

測定時間 (分)	5	10	20	30	60	120	180	240	360
サンプル数	14062	28125	56250	84375	168750	337500	506250	675000	1012500
SR 平均値	0.167	0.177	0.182	0.169	0.173	0.167	0.164	0.170	0.172
誤差	0.068	0.057	0.056	0.049	0.036	0.023	0.020	0.022	0.014
相対誤差 (実測値)	0.408	0.322	0.307	0.290	0.207	0.140	0.124	0.132	0.083
相対誤差 (推定値) *1	0.687	0.486	0.343	0.280	0.198	0.140	0.114	0.099	0.081
相対誤差 C/E	1.683	1.508	1.120	0.966	0.960	1.003	0.924	0.750	0.974

*1) $\gamma_{12}=0.056, \gamma_{23}=0.018$ となるように検出効率を評価 ($\epsilon_1=0.35, \epsilon_2=0.0024$)

即発中性子減衰定数は γ_{23} のフィッティングで得た $\alpha=3409$ を使用

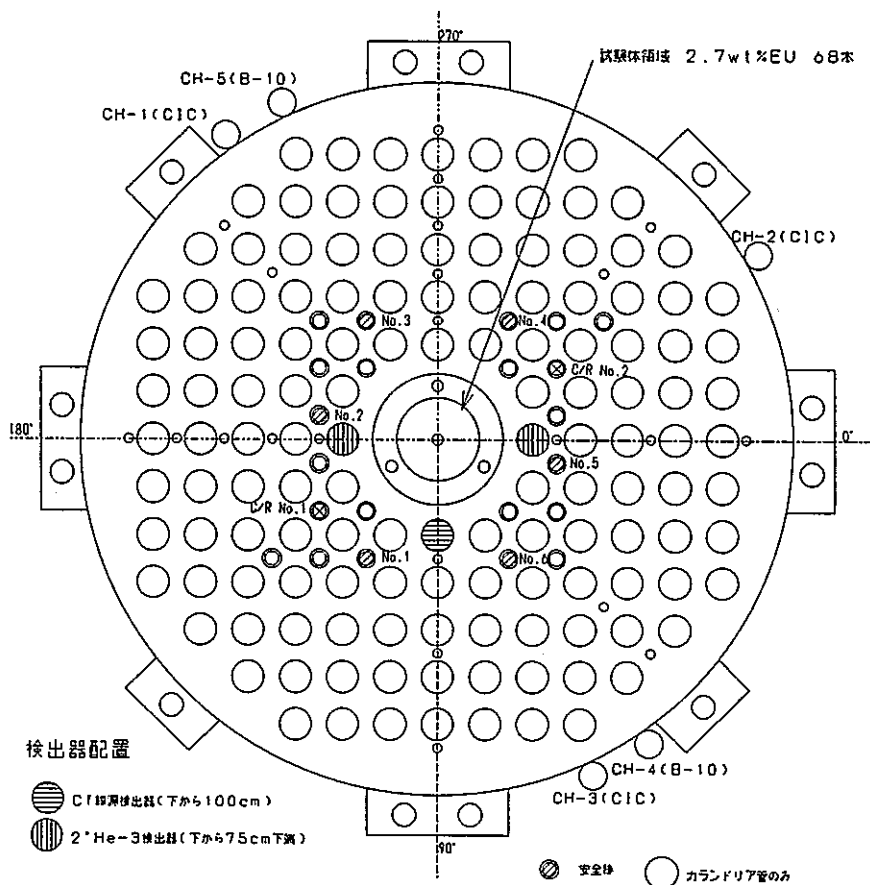


図4-1 S-1炉心測定体系

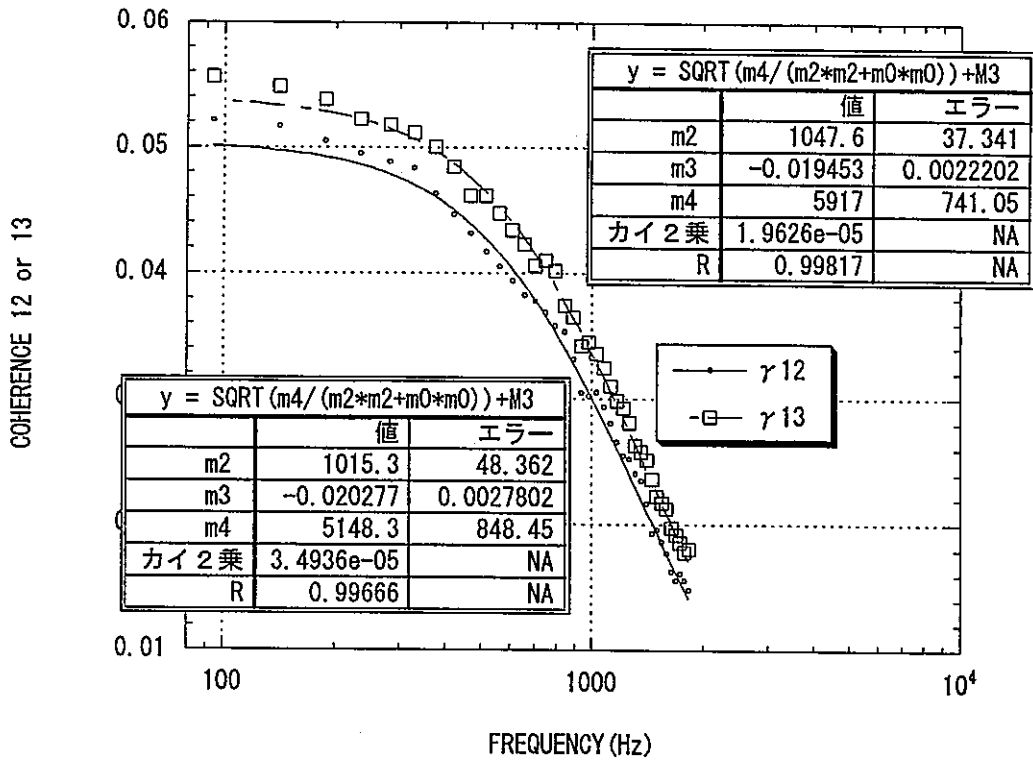


図4-2 S-1炉心 (試験体減速材水位 200cm) におけるコヒーレンス γ_{12}
(測定時間6時間)

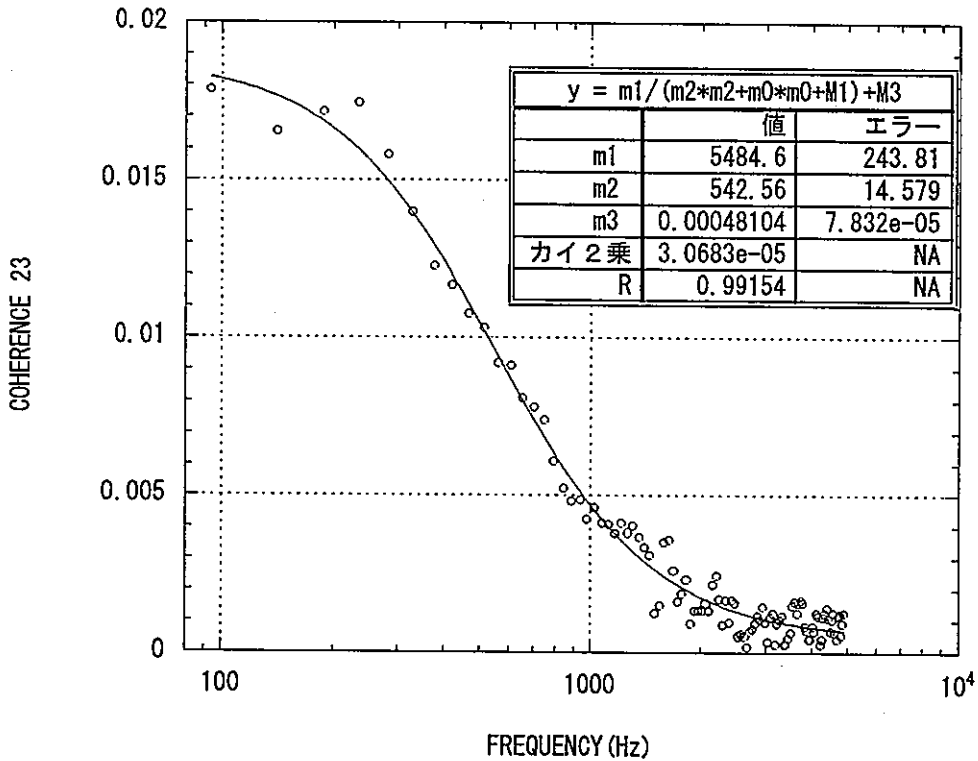


図4-3 S-1炉心 (試験体減速材水位 200cm) におけるコヒーレンス γ_{12}
(測定時間6時間)

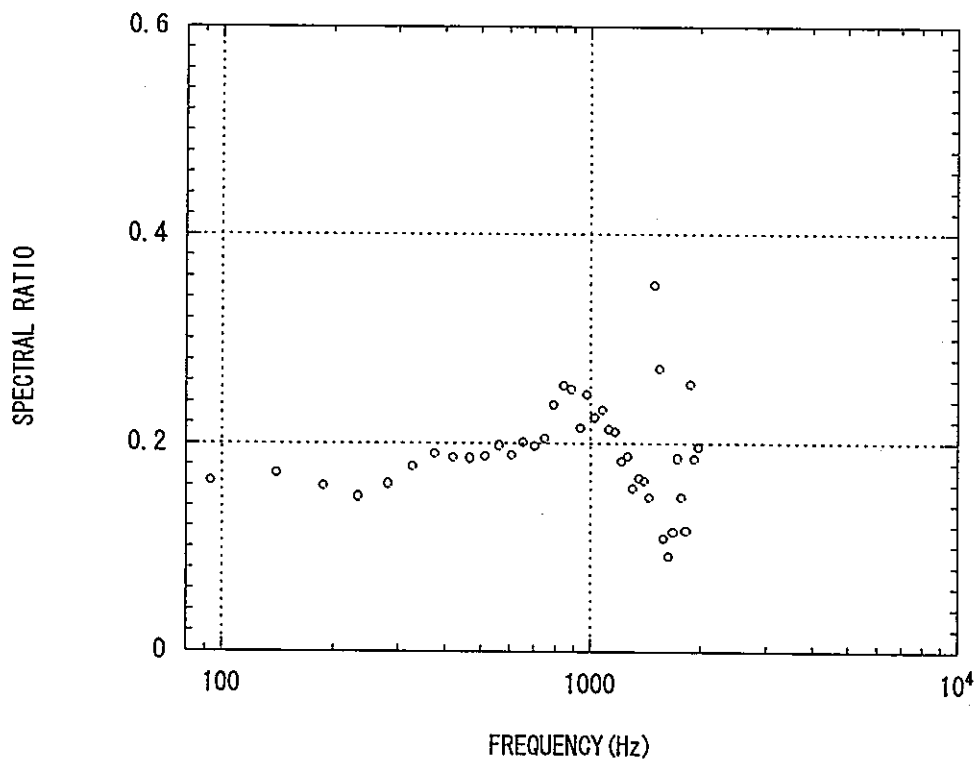


図4-4 S-1炉心 (試験体減速材水位 200cm) におけるスペクトル比

(測定時間6時間)

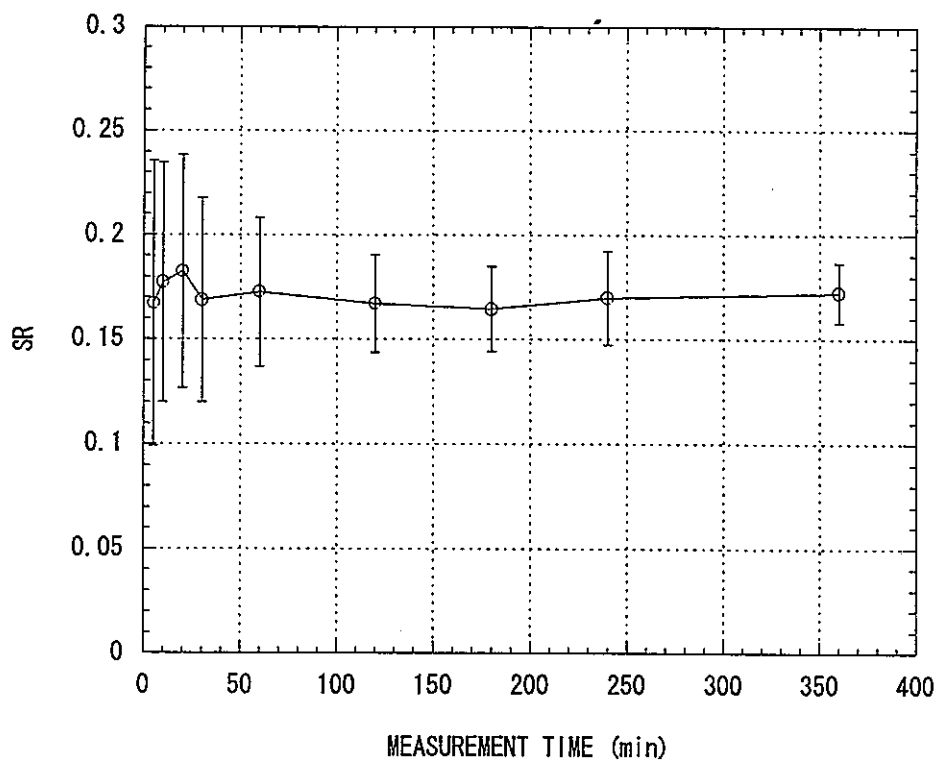


図4-5 測定時間に対するスペクトル比の誤差の変化

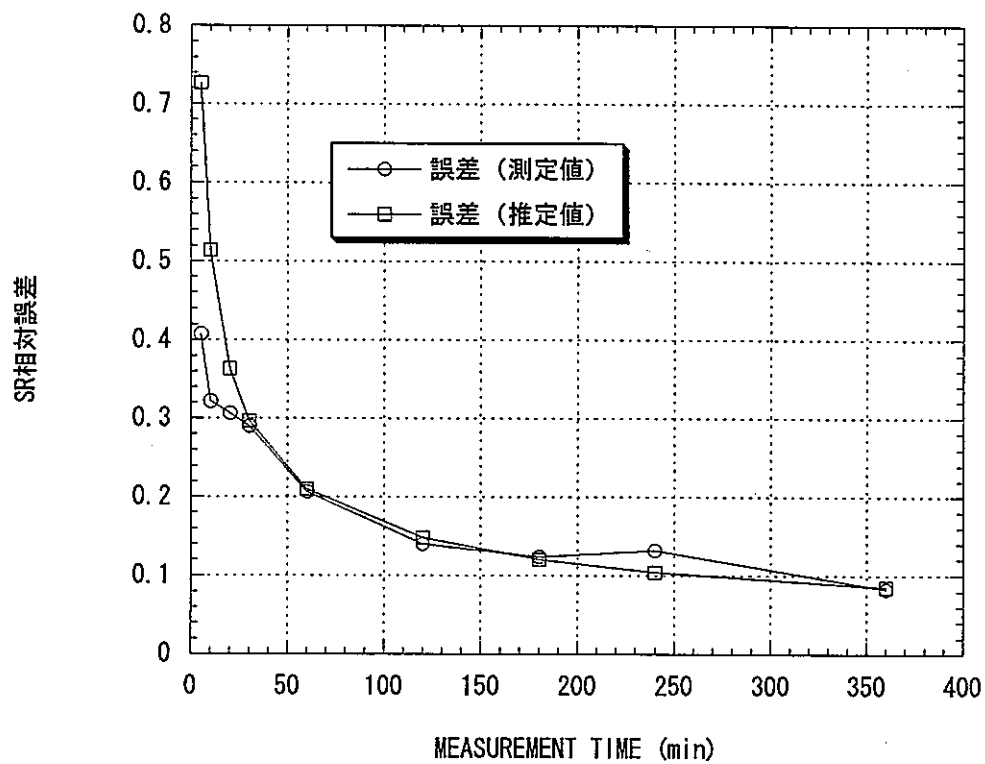


図4-6 測定時間に対するスペクトル比の相対誤差の変化

4.2 誤差の分解周波数幅依存性

4.1 節で使用したデータにおいて測定時間が2時間のものについて、スペクトル比を平均する際の周波数点の数を10点に固定し、分解周波数幅に対する測定誤差の変化を調べ、前節と同様に誤差の理論値と比較した(表4-2、図4-7, 8)。

表4-2 スペクトル比誤差の分解周波数幅依存性

分解周波数幅	11.72	23.43	46.87	93.75	187.5
C_B	0.022	0.043	0.086	0.173	0.346
SR 平均値	0.191	0.169	0.181	0.198	0.200
誤差	0.038	0.012	0.016	0.031	0.077
相対誤差 (実測値)	0.200	0.069	0.086	0.157	0.387
相対誤差 (推定値) *1	0.217	0.162	0.140	0.183	0.394
相対誤差 C/E	1.088	2.338	1.637	1.164	1.018

*1) 評価に必要な検出効率等は表4-1と同一の値を使用

分解周波数幅が23.43の時に誤差が最小値を取り、誤差を最適に評価する分解周波数幅が存在することが確認できる。誤差の理論値についても分解周波数幅の最適値が確認でき、最適値は測定値より得られる値とほぼ一致している。誤差の絶対値についても最大2倍程度のC/Eで予測できている。理論による最適分解周波数幅の推定が妥当なものであることが分かった。

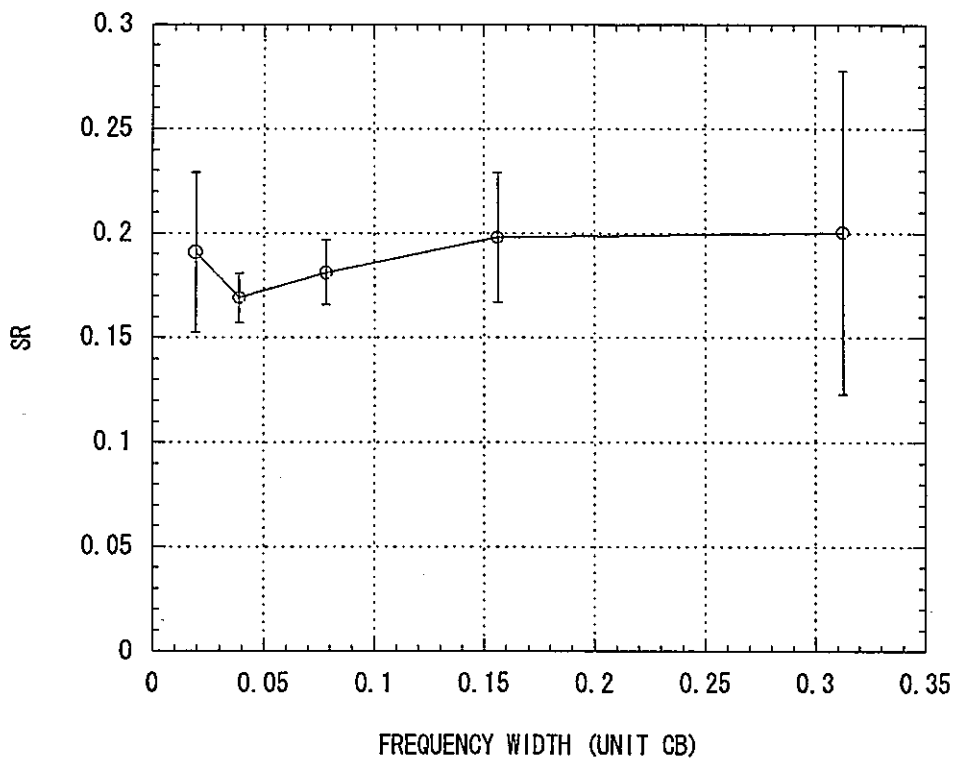


図4-7 分解周波数幅に対するスペクトル比の誤差の変化

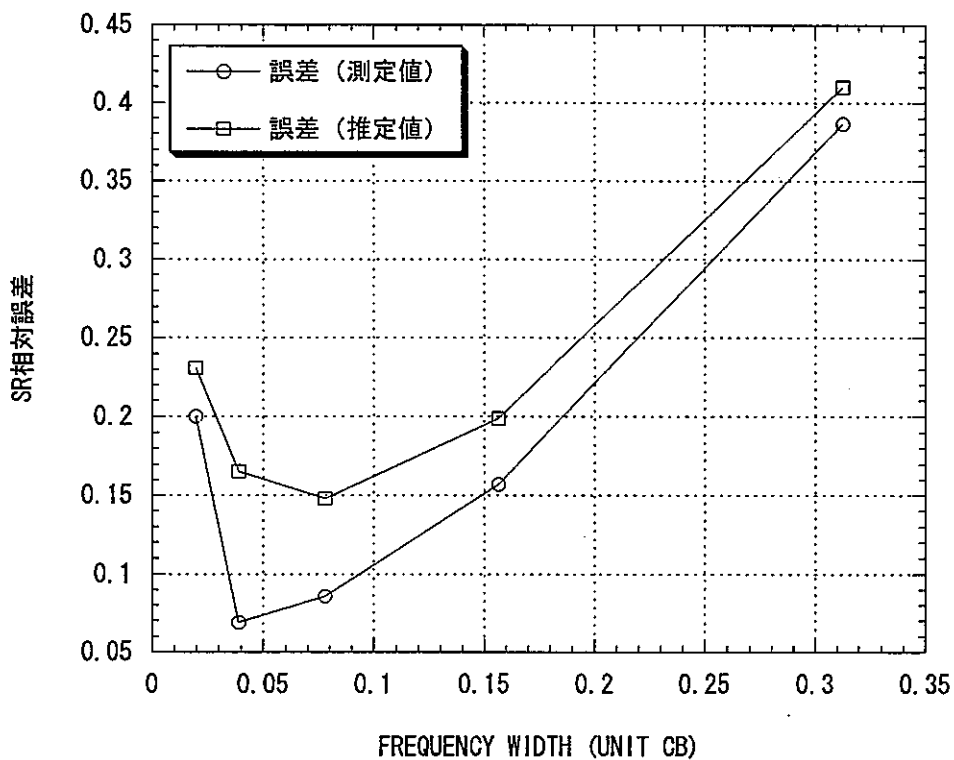


図4-8 分解周波数幅に対するスペクトル比の相対誤差の変化

4.3 誤差の周波数点数依存性

4.2 節で使用したデータを解析する際に、分解周波数幅を固定し、スペクトル比を平均する際の周波数点数を変更して測定誤差の変化を調べた（表4-3～5、図4-9～11）。前節と同様に誤差を理論的に推定し、測定値と比較したが、誤差の評価式として式(3-26)による方法の他に誤差の伝播法則を基にした式(4-2)も採用し結果を比較した。それぞれの式で得られた誤差を推定値1、2とする。誤差評価に必要な検出効率等は表4-1 と同一の値を使用した。

推定値1：各周波数点におけるスペクトル比が標準偏差だけばらついているとして求めた標準偏差で評価（式(3-26)より）

$$\varepsilon = \sqrt{\frac{\sum_{n=2}^{n+1} \varepsilon_n^2}{N-1}} \quad (4-1)$$

推定値2：各周波数点におけるスペクトル比の標準偏差を誤差伝播の公式により評価

$$\varepsilon = \sqrt{\frac{\sum_{n=2}^{n+1} \varepsilon_n^2}{N^2}} \quad (4-2)$$

図4-9～11より以下の点が確認できる。周波数分解能を 11Hz,47Hz に設定した結果の場合、推定値1は実測値の誤差を C/E 1.5 程度で再現している。推定値2は実測値より小さく評価しており、また、周波数点数に対する誤差の変動傾向も実測値より緩やかである。周波数分解能が 94Hz に設定した結果の場合、推定値1は周波数点数が30点以下では実測値を良く再現しているが、周波数点数がさらに増加するとずれが生じ、推定値2の方が実測値に近くなる。

以上のように、推定値1の方が絶対値、傾向共に実測値を再現できていることが確認でき、式(3-26)による誤差の推定手法が妥当なものであることが確認できた。ただし、周波数点数が多くなると正しく評価できない場合がある。

表4-3 スペクトル比誤差の周波数点数依存性 (分解周波数幅 11.72Hz)

周波数点数	5	10	15	20	30	40	50	60	70	80	90
SR 平均値	0.17	0.19	0.19	0.18	0.18	0.18	0.18	0.19	0.20	0.20	0.22
誤差	0.01	0.04	0.03	0.03	0.03	0.04	0.04	0.04	0.06	0.07	0.13
相対誤差 (実測値)	0.09	0.20	0.18	0.17	0.17	0.20	0.20	0.24	0.33	0.34	0.58
相対誤差 (推定値 1)	0.24	0.23	0.23	0.23	0.25	0.27	0.29	0.33	0.37	0.42	0.48
C/E	2.78	1.16	1.28	1.39	1.45	1.31	1.47	1.39	1.13	1.23	0.82
相対誤差 (推定値 2)	0.10	0.07	0.06	0.05	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.05	0.05
C/E	1.11	0.35	0.32	0.30	0.26	0.21	0.21	0.18	0.13	0.14	0.09

表4-4 スペクトル比誤差の周波数点数依存性 (分解周波数幅 46.87Hz)

周波数点数	5	10	15	20	30	40	50	60	70	80	90
SR 平均値	0.18	0.18	0.19	0.20	0.19	0.18	0.19	0.21	0.25	0.23	0.22
誤差	0.02	0.02	0.02	0.05	0.05	0.06	0.12	0.14	0.33	0.32	0.30
相対誤差 (実測値)	0.10	0.09	0.09	0.24	0.26	0.34	0.62	0.66	1.34	1.37	1.38
相対誤差 (推定値 1)	0.13	0.15	0.19	0.24	0.40	0.62	0.90	1.24	1.64	2.10	2.62
C/E	1.32	1.73	2.04	1.02	1.51	1.81	1.44	1.87	1.22	1.53	1.90
相対誤差 (推定値 2)	0.05	0.04	0.05	0.05	0.07	0.10	0.13	0.16	0.19	0.23	0.27
C/E	0.53	0.52	0.51	0.22	0.27	0.28	0.20	0.24	0.15	0.17	0.20

表4-5 スペクトル比誤差の周波数点数依存性 (分解周波数幅 93.75Hz)

周波数点数	5	10	15	20	30	40	50	60	70	80	90
SR 平均値	0.17	0.20	0.21	0.22	0.27	0.25	0.22	0.20	0.19	0.17	0.15
誤差	0.00	0.03	0.04	0.10	0.17	0.16	0.15	0.14	0.14	0.14	0.14
相対誤差 (実測値)	0.02	0.16	0.18	0.43	0.63	0.63	0.67	0.71	0.77	0.86	0.91
相対誤差 (推定値 1)	0.12	0.20	0.32	0.49	0.97	1.63	2.46	3.47	4.66	6.03	7.57
C/E	5.44	1.26	1.82	1.14	1.54	2.58	3.65	4.92	6.08	7.00	8.28
相対誤差 (推定値 2)	0.05	0.06	0.08	0.11	0.17	0.25	0.34	0.44	0.55	0.67	0.79
C/E	2.18	0.38	0.45	0.25	0.28	0.40	0.51	0.63	0.72	0.78	0.87

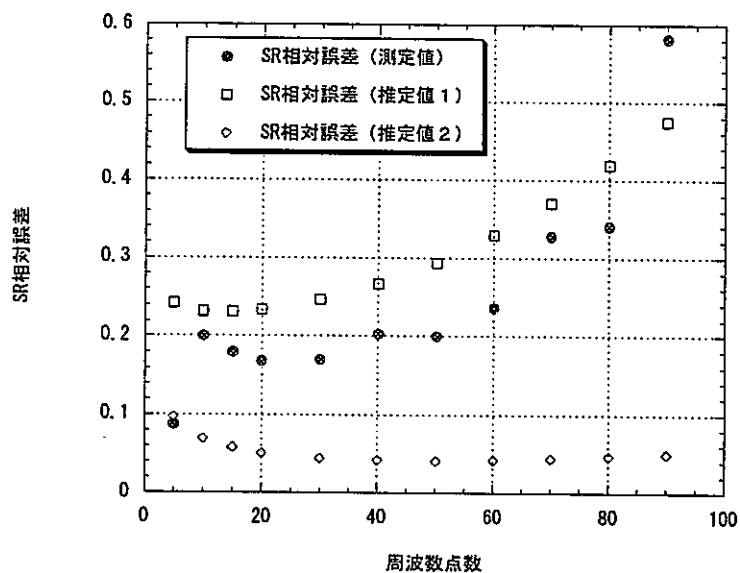


図4-9 スペクトル比の誤差の
周波数点数依存性
(分解周波数幅 11.72Hz)

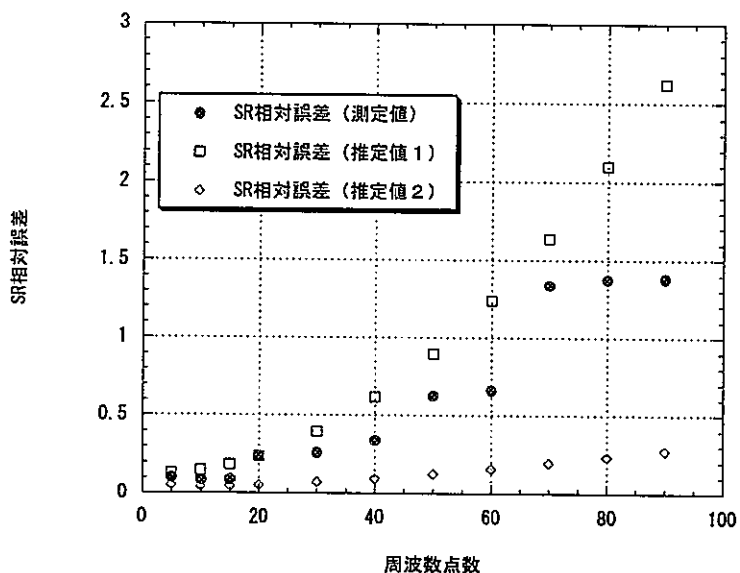


図4-10 スペクトル比の誤差の
周波数点数依存性
(分解周波数幅 46.87Hz)

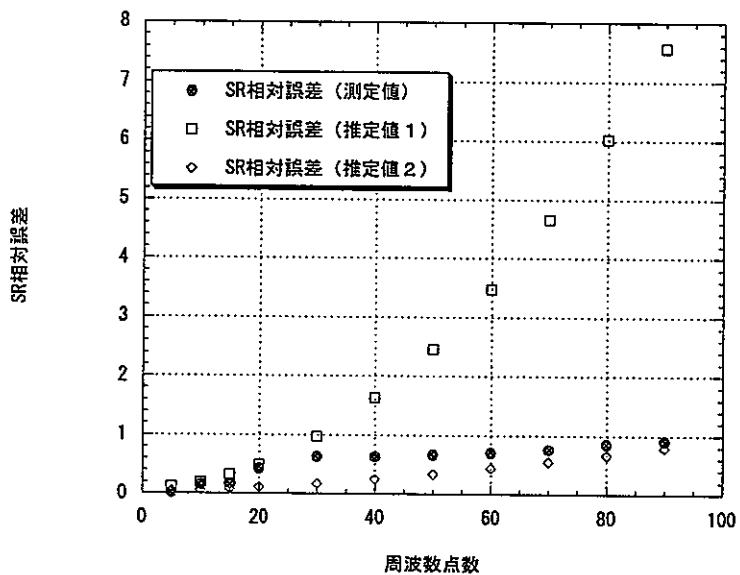


図4-11 スペクトル比の誤差の
周波数点数依存性
(分解周波数幅 93.75Hz)

4.4 誤差の最適化の効果

実効増倍率 0.87~0.98 の体系に対して実施したミハルソ法実験のデータを用いて、誤差を最適化する解析をした場合と最適ではない場合との評価結果を比較した。最適化する場合には 3 節で求めた最適な誤差評価手法に基づき、分解周波数幅パラメータ C_B を約 0.1、周波数点数を最小周波数から 10 点と設定し、スペクトル比の平均値と標準偏差を求めた。

測定体系 (図4-12)

S4-1 炉心

2.7%EU 燃料棒 140 本 試験体減速材水位 200cm (推定 k_{eff} 0.71)

ドライバー 100%ボイド 44 体 重水水位 40cm~120cm

中性子検出器 2" He-3 (有効長 50 cm)

測定時間 1 時間

図4-13~17に重水水位 120cm~40cm における中性子検出器間のコヒーレンス γ_{23} を示す。図より折れ点周波数をフィッティングして求め、分解周波数幅 B を決定した (表4-6)。分解周波数幅はFFTの設定に制限があるため、データ数が 2 のべき乗になるような値に設定してあり、最適値からは少しずれている。もっとも図3-9~11より分解周波数幅が少しずれている程度では誤差に大きな変化はない。

低周波数領域でのコヒーレンスから Cf 線源検出器及び中性子検出器の検出効率を逆算 (同 表4-6) し、3 節の結果に従いスペクトル比の誤差を推定し、表4-7に誤差の推定値を実測値と比較して示す。誤差の理論値と測定値の比 (C/E) は 1.1~1.6 範囲であり、誤差の推定値が妥当であることが分かる。

表4-6 折れ点周波数と最適設定時の分解周波数幅及び各種パラメータ

重水水位 (cm)	推定 k_{eff}^1	f_b (Hz)	B(Hz)	C_B	$\gamma_{12}(f \ll f_b)$	$\gamma_{23}(f \ll f_b)$	ϵ_1	ϵ_2
120	0.98	26.3	2.93	0.111	0.11	0.74	0.4	0.0026
100	0.95	64.7	5.86	0.091	0.12	0.51	0.3	0.0043
80	0.92	112.3	11.72	0.104	0.10	0.32	0.2	0.0045
60	0.90	177.5	11.72	0.066	0.09	0.20	0.2	0.0037
40	0.87	240.0	23.44	0.098	0.06	0.10	0.15	0.0028

*1) モンテカルロコード KENO-V により計算した値

表4-7 スペクトル比相対誤差の実測値と推定値

重水水位 (cm)	SR 平均値	誤差	相対誤差	相対誤差 (推定値)	相対誤差 C/E
120	0.0193	0.0026	0.135	0.145	1.07
100	0.0411	0.0028	0.068	0.090	1.32
80	0.0621	0.0041	0.066	0.086	1.30
60	0.0703	0.0041	0.058	0.089	1.53
40	0.0694	0.0048	0.069	0.108	1.57

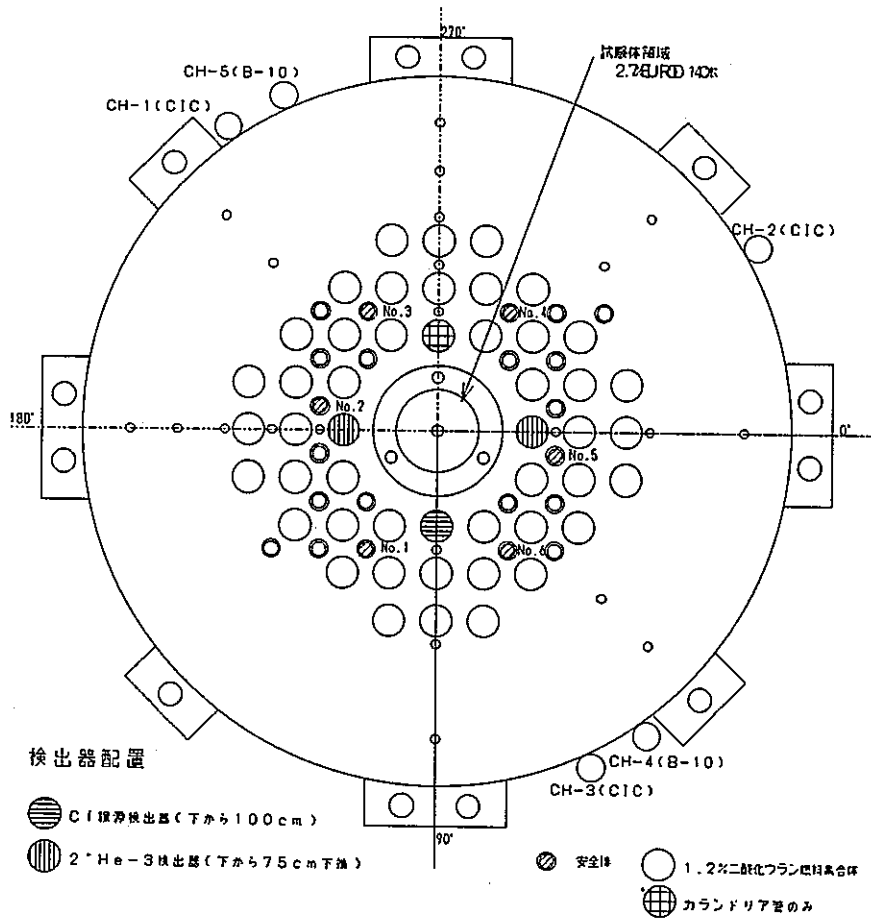


図4-12 S4-1炉心測定体系

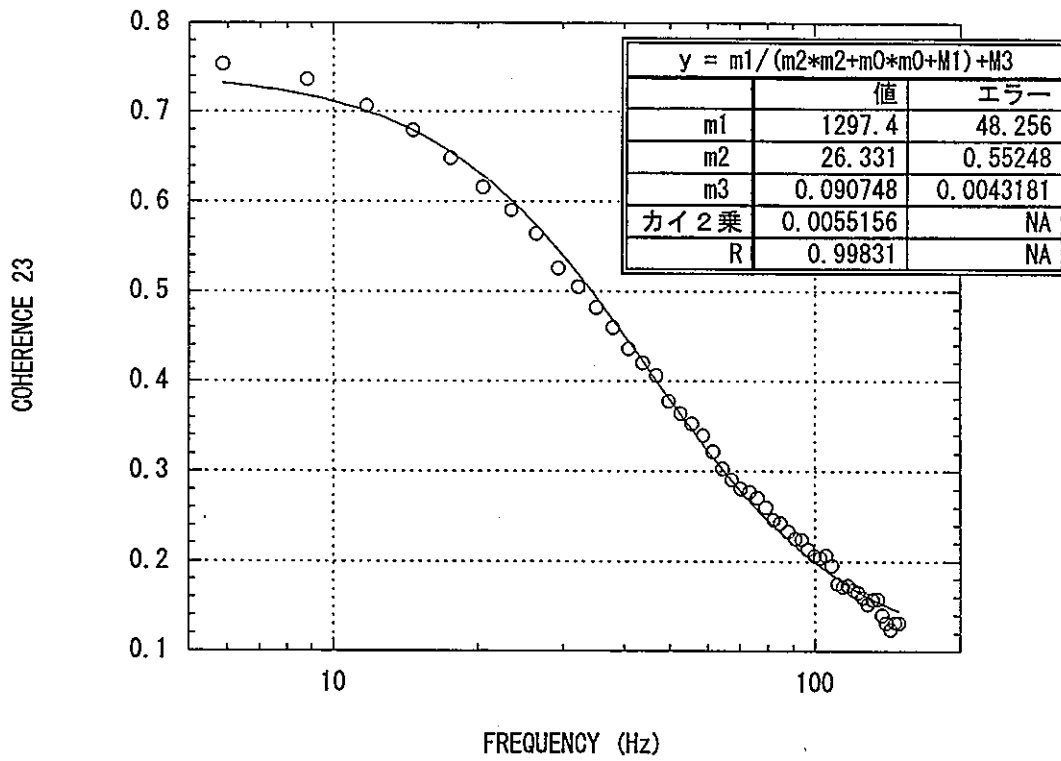


図4-13 S4-1炉心(重水水位 120cm,試験体減速材水位 200cm)におけるコヒーレンス γ_{23}

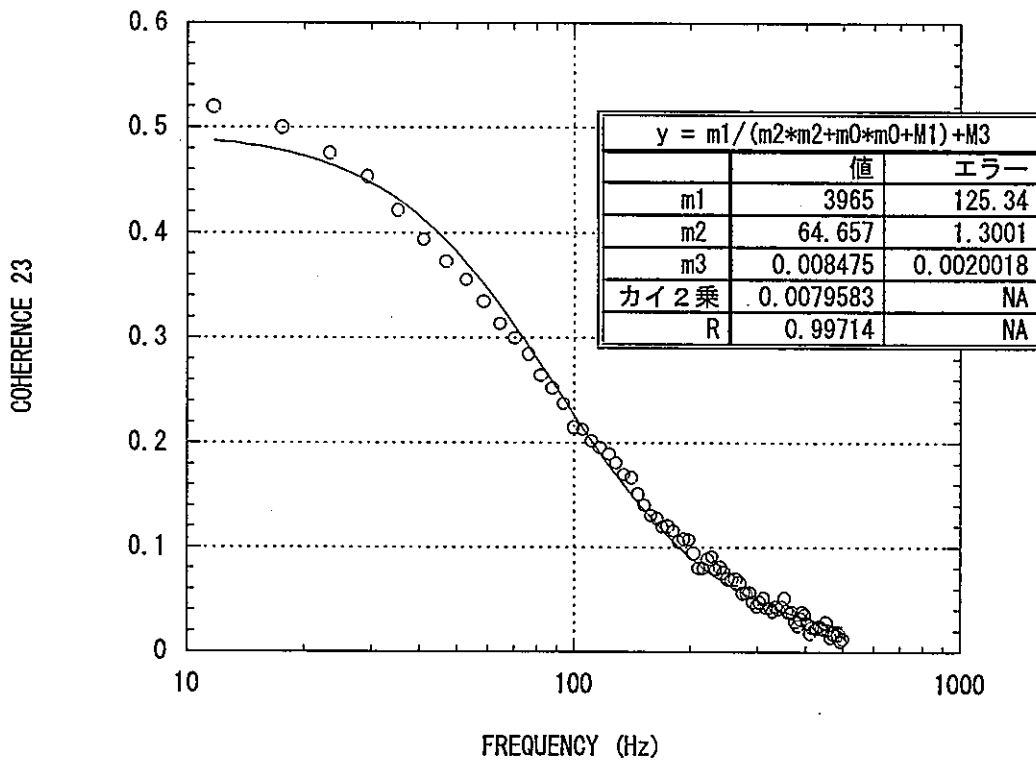


図4-14 S4-1炉心(重水水位 100cm,試験体減速材水位 200cm)におけるコヒーレンス γ_{23}

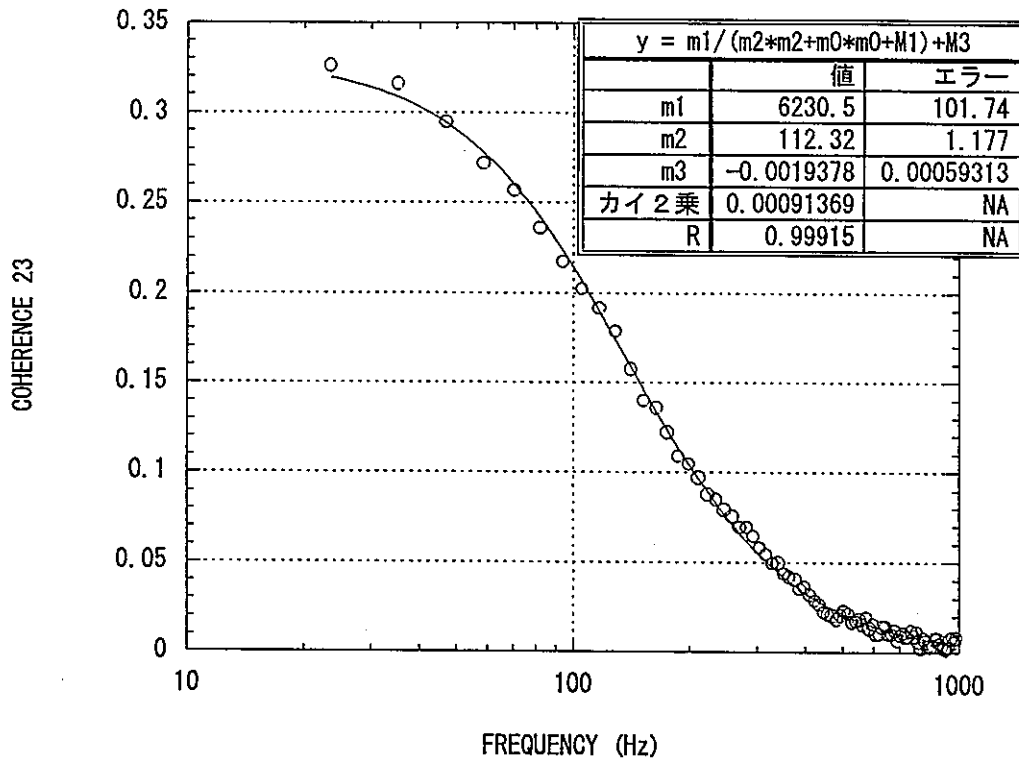


図4-15 S4-1炉心(重水水位80cm,試験体減速材水位200cm)におけるコヒーレンス γ_{23}

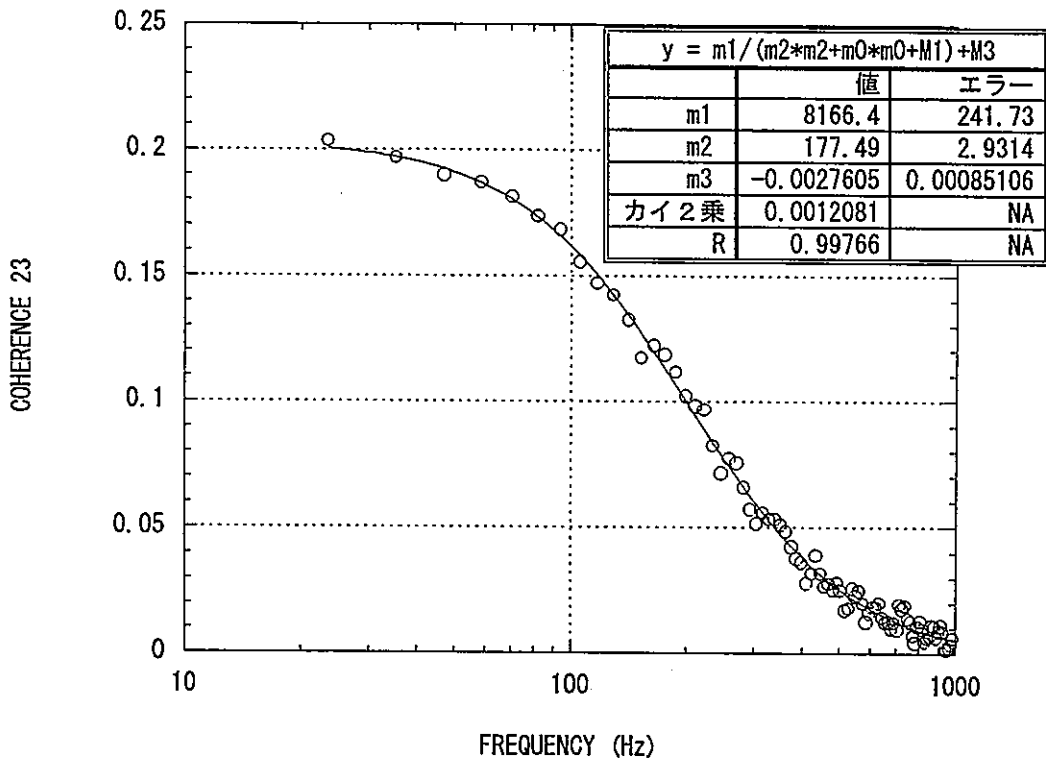


図4-16 S4-1炉心(重水水位60cm,試験体減速材水位200cm)におけるコヒーレンス γ_{23}

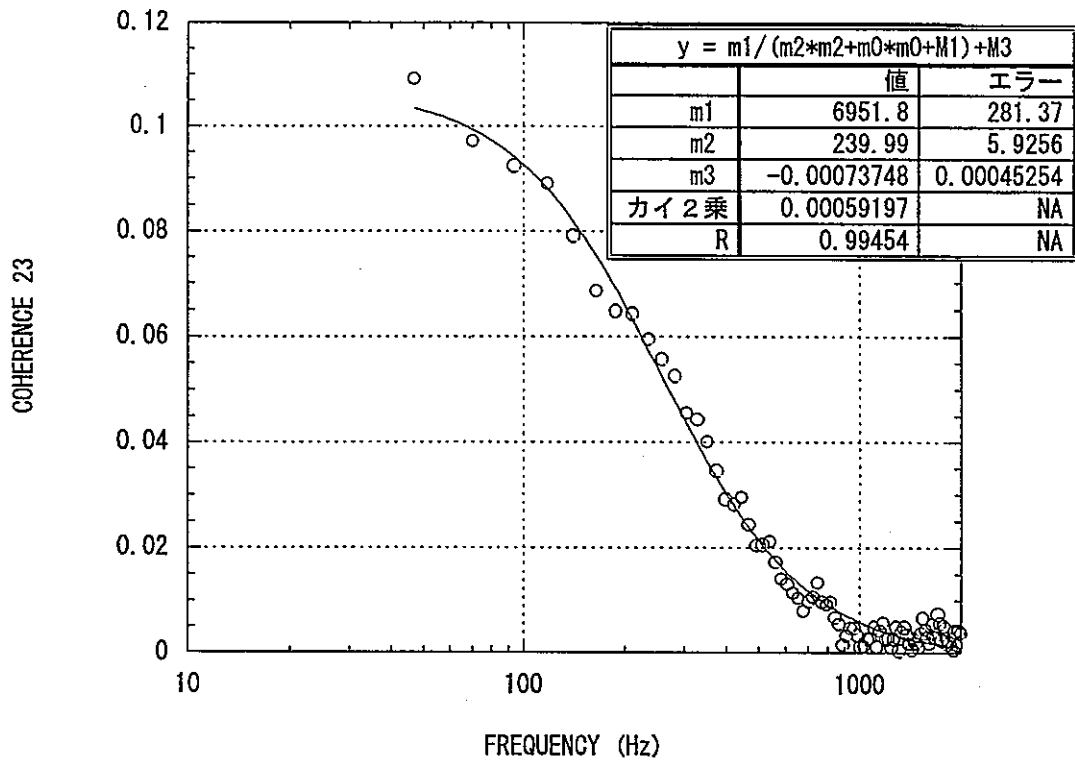


図4-17 S4-1炉心（重水水位40cm,試験体減速材水位200cm）におけるコヒーレンス γ_{23}

次に、解析時の設定を最適にしない場合として、周波数点を倍に増やしたときの誤差を比較した（表4-8）。ただし、このときの周波数分解幅は表4-6と同じである。

表4-8 スペクトル比相対誤差の周波数点数依存性

周波数点数 重水水位 (cm)	10			20			相対誤差 の変化
	SR 平均値	誤差	相対誤差	SR 平均値	誤差	相対誤差	
120	0.0193	0.0026	0.135	0.0202	0.0034	0.168	1.24
100	0.0411	0.0028	0.068	0.0410	0.0030	0.073	1.07
80	0.0621	0.0041	0.066	0.0608	0.0041	0.067	1.02
60	0.0703	0.0041	0.058	0.0691	0.0052	0.075	1.29
40	0.0694	0.0048	0.069	0.0721	0.0092	0.127	1.84

周波数点数を倍にした程度では誤差の変化は小さいが、誤差の増加は確認できる。重水水位が40cmの場合は誤差が2倍近くに増加している。周波数点数を増やすことはスペクトル比平均値の算出時の周波数上限値を上げるということであり、重水水位が40cmの体系は折れ点周波数が最も大きいためコヒーレンスの減衰が急であり、誤差の増加も大きいためと考えられる。

次に、分解周波数幅を0.74Hzに固定し、周波数点数を10点又は100点にしたときの結果を表4-9に示す。このときの C_B 値を表4-10に示すが、最適値の0.1よりかなり小さい値である。また、周波数点数10点のときについて、分解周波数幅を最適に設定するときとしないときの比較を図4-18に示す。最適な設定時の結果（表4-8で周波数点数10点の時）と比較して誤差が約2倍増加している。分解周波数幅を最適にしないと誤差を大きく評価してしまうことが分かる。誤差が2倍ということは同じ統計誤差に対しては測定時間が4倍要するということである。周波数点数が10点と100点で相対誤差にあまり差がないが、 C_B 値が最適値の約0.1の1/5~1/30と小さく100点とってもコヒーレンスが大きく低下しないためである。

表4-9 解析パラメータ固定時のスペクトル比相対誤差の周波数点数依存性

周波数点数 重水水位 (cm)	10				100			
	SR 平均値	誤差	相対誤差	相対誤差 の変化 ^{*1}	SR 平均値	誤差	相対誤差	相対誤差 の変化 ^{*1}
120	0.0198	0.0035	0.177	1.31	0.0197	0.0048	0.244	1.81
100	0.0441	0.0066	0.150	2.21	0.0436	0.0065	0.149	2.19
80	0.0623	0.0068	0.109	1.65	0.0658	0.0084	0.127	1.92
60	0.0753	0.0078	0.104	1.79	0.0724	0.0093	0.128	2.21
40	0.0720	0.0175	0.243	3.52	0.0684	0.0133	0.194	2.81

*1) 最適設定時（表4-8の周波数点数10点について）の結果に対する比

表4-10 分解周波数幅を固定したときの C_B 値

重水水位 (cm)	fb	C_B
120	26.3	0.028
100	64.7	0.011
80	112.3	0.007
60	177.5	0.004
40	240.0	0.003

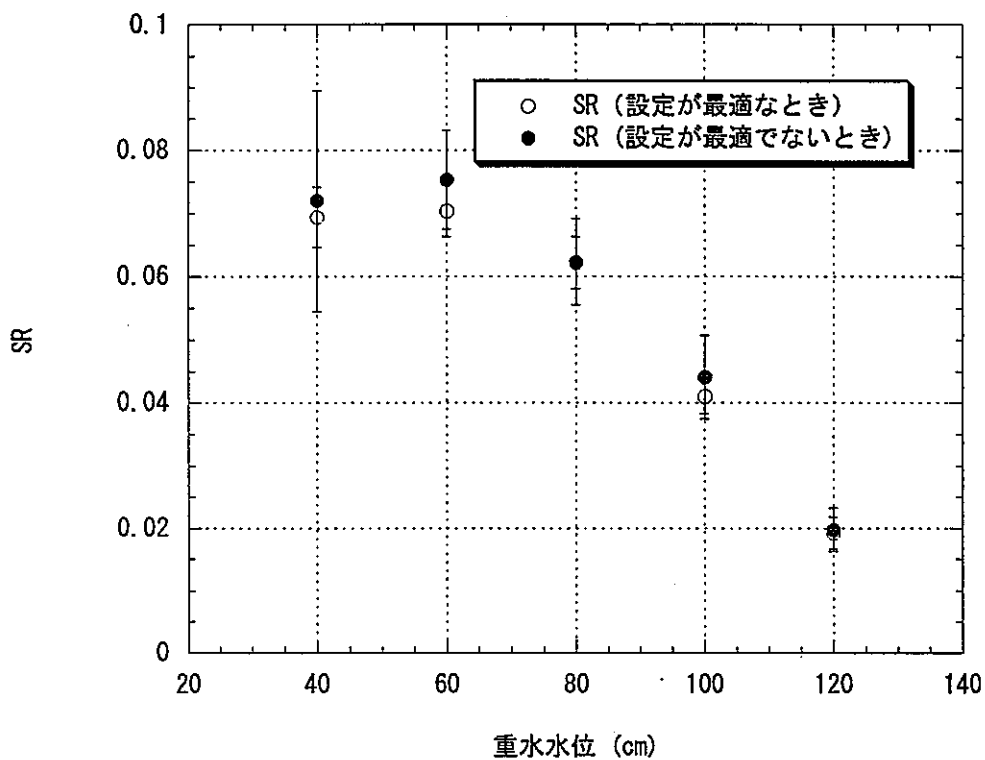


図4-18 分解周波数幅を最適に設定しないときのスペクトル比

4.5 溶液燃料体系での測定との比較

ミハルゾらが溶液体系で実施した実験の報告¹⁾によると実効増倍率 0.7 に対して 10 秒程度の測定で SR の誤差を 1% で測定できることが示されている。一方、DCA での実験結果では同じ実効増倍率に対して 30 分で 30% となる (表 4-1)。前節で明らかにした誤差に影響を与える因子をミハルゾらの実験と DCA での実験で比較し、応答時間の差の原因を解明する。

実験結果は日米共同臨界実験の 1 つとして実施された U 溶液燃料に対する測定実験についての論文²⁾から読みとった。論文には明確に解析時のパラメータ設定が記載されていないため、比較するパラメータの一部は論文中の図表より推定した。

表 4-1 1, 1 2 に実効増倍率が 0.9, 0.7 のときの誤差に関連するパラメータ、及びパラメータから推定した誤差をミハルゾ実験値と DCA 実験値とで比較して示す。DCA の実験値は 4 節で既に取り上げている測定体系についての結果である。

測定時間と SR 相対誤差を比較すると、DCA 実験値の方が測定時間が数 100 倍長いにも関わらず誤差が大きいことが分かる。

表中のパラメータから 3 節の評価式で推定した誤差の推定値を実験値と比較すると、DCA 実験値に対しては実効増倍率によらず C/E が 1.5 以内で良く一致しているが、ミハルゾの実験値に対しては特に k_{eff} が 0.7 の場合 C/E が極めて大きい。論文より読みとったパラメータ設定値が誤っているかあるいはミハルゾ実験値の誤差が DCA 実験値とは異なる手法で評価されているためと考えられる。

表 4-1 1 ミハルゾの実験値と DCA 実験値との比較 $k_{eff}=0.7$

比較項目	ミハルゾ (溶液燃料体系)	DCA (S-1 炉心体系)
SR 相対誤差 (実験値)	1%	29%
γ_{12}	0.3	0.056
γ_{23}	0.3	0.018
分解周波数幅	781Hz	46.87Hz
即発中性子減衰定数	45000	3409
中性子寿命	6.8E-6	8.7E-5
C_B	0.11	0.086
サンプル数	5000	84366
測定時間	6.4sec	1800sec
最大周波数	5kHz	515Hz
周波数点数	5	10
検出効率 ε_1 (上記データより推定)	0.6	0.35
検出効率 ε_2 (上記データより推定)	0.06	0.0024
SR 相対誤差 (上記データより推定)	10%	30%
SR 相対誤差の C/E	10	1.0

表4-12 ミハルゾの実験値とDCA実験値との比較 keff=0.9

比較項目	ミハルゾ (溶液燃料体系)	DCA(S4-1 炉心体系)
SR 相対誤差 (実験値)	2.8%	5.8%
γ_{12}	0.26	0.09
γ_{23}	0.84	0.20
分解周波数幅	781	11.72
即発中性子減衰定数	17600	1115
中性子寿命	6.0e-6	9.5e-5
C_B	0.28	0.07
サンプル数	5000	42192
測定時間	6.4sec	3600sec
最大周波数	5kHz	129Hz
周波数点数	5	10
検出効率 ε_1 (上記データより推定)	0.43	0.20
検出効率 ε_2 (上記データより推定)	0.077	0.0037
SR 相対誤差 (上記データより推定)	9.9%	8.9%
SR 相対誤差の C/E	3.5	1.5

ミハルゾ実験体系とDCA実験体系それぞれについての推定誤差を比較し、体系間の差異が誤差に与える影響を評価する。分解周波数幅に対応する解析パラメータ C_B 値の最適値を式(3-26)を用いて算出するとすべて最適値に近い。また周波数点数についても5点と10点では得られる誤差に大きな差がないため、誤差の評価値は表4-5, 6の結果を最適値として扱うことにする。

表4-13に測定時間1秒あたりに換算した推定誤差を示す。換算は誤差がデータサンプル数の平方根に反比例するとする3節の結果を基に行った。DCAの実験値に対するミハルゾの実験値は相対誤差が1/50 (keff 0.7の時)、及び1/20 (keff 0.9の時) になっている。この差を同じ精度で結果を得る場合の測定時間長の差に換算すると、誤差が測定時間(データサンプル数)の2乗に反比例することから、1/2500 (keff 0.7の時)、1/400 (keff 0.9の時) となる。ミハルゾ実験体系の方がかなり短い測定時間で結果が得られることが分かる。

表4-13 測定時間1secあたりに換算したときのSRの相対誤差推定値

keff	ミハルゾ実験体系 (溶液燃料)	DCA実験体系 (固体燃料)	相対誤差の比 (ミハルゾ体系/DCA体系)
0.7	25%	1272%	1/51
0.9	25%	534%	1/21

相対誤差の差の要因としては、式(3-23~26)よりコヒーレンス、分解周波数幅が考えられる。コヒーレンス、分解周波数幅をミハルゾの実験値とDCAの実験値とで比較し、誤差への寄与を式(3-26)に基づいて評価した(表4-14)。

表4-14 主要パラメータのDCAの実験値に対するミハルゾの実験値の比と誤差への寄与

Keff	パラメータ			誤差低減への寄与		
	γ_{12}	γ_{23}	分解周波数幅	γ の効果	分解周波数幅	合計(積)
0.7	5	17	1/17	1/10	1/4	1/40
0.9	3	4	1/67	1/3	1/8	1/24

表4-13と表4-14を比較すると、相対誤差の差はコヒーレンスと分解周波数幅の差でほぼ説明できることが分かる。コヒーレンス、分解周波数幅（つまり即発中性子減衰定数）が同じ実効増倍率で異なるのは式(3-16~19)で分かるように、それぞれ検出効率、中性子寿命 ℓ ($=\ell_f k_{eff}/\nu$) が異なるためである。表4-11, 12に記載した検出効率、中性子寿命についてDCA実験値に対するミハルゾ実験値の比を取り、表4-15に示す。

表4-15 検出効率、中性子寿命のDCA実験値に対するミハルゾ実験値の比

k _{eff}	ε_1	ε_2	中性子寿命
0.7	2	25	1/13
0.9	2	21	1/16

k_{eff} 0.7 の場合、検出効率、中性子寿命についての比は表4-14におけるコヒーレンスや分解周波数幅に近い値を取っており、DCA実験値とミハルゾ実験値の統計誤差の差が検出効率、中性子寿命にあることが確認できる。k_{eff} 0.9 の場合は、実効増倍率が3節で示されていたが、コヒーレンス γ_{23} は実効増倍率が高いと検出効率の影響を受けにくいのでk_{eff} 0.9 の場合は検出効率の差がコヒーレンス γ_{23} の差より約4倍大きくなる。つまりk_{eff} が小さい場合は検出効率を上げる効果が大きいですがk_{eff} が高いと検出効率を上げる割合ほどには精度は改善されない。ただし、コヒーレンス γ_{23} が0.8以上と大きい値を取ることより式(3-26)で求められる C_B 値が大きくなり、分解周波数幅を大きくしている。

検出器の効率の差は検出器の種類、配置、及び測定対象に依存しているが、単純に測定対象の体積で比較すると、20倍近い差があり、測定対象が大きいDCAでの測定には大きな統計誤差を伴うことになる(表4-16)。中性子寿命は中性子が生まれてから吸収される(または漏れる)までの平均時間であるが、体系の吸収断面積や中性子エネルギースペクトルなどに依存している。表4-17に各実験体系の燃料組成を、図4-19に中性子エネルギースペクトルを示すが、ミハルゾ実験体系ではエネルギースペクトルが高エネルギー側で大きく、DCA実験体系では熱中性子領域で大きくなっており、溶液燃料体系であるミハルゾ実験体系では、反応に寄与する中性子速度が平均的に速く中性子寿命が短くなることが分かる。

これまでの議論はスペクトル比の誤差についてのものであるが、実効増倍率についての誤差へは式(2-2)を用いて換算することができる。実効増倍率を1%の統計精度で得るために必要な測定時間を各実験体系について評価し、表4-18に示す。評価はDCAの実験体系での測定結果、表4-13、及び誤差理論を基にして行った。DCA実験体系では約20分要する測定がミハルゾ実験体系では3secで良いという結果が得られた。

以上のようにDCA実験体系ではミハルゾ実験体系(溶液燃料体系)に比べて同じ測定時間では統計誤差が大きくなるが、原因は検出効率の低さと中性子寿命の長さという測定対象に固有のものであることが分かった。

表4-16 keff0.7のときの各実験体系の体積（燃料、減速材領域）

ミハルゾ実験体系 (液位 15cm)	DCA実験体系 (減速材水位 200cm)	比
30000cm ³	500000cm ³	1/17

表4-17 各実験体系の燃料の組成

ミハルゾ実験体系（硝酸ウラニル溶液）の組成		DCA実験体系(S-1 炉心)の組成 二酸化ウラン燃料棒 70本 4.2cm ピッチ	
硝酸ウラン	1.643 g/cm ³	ペレット外径	1.24cm
ウラン含有率	432 g/l	燃料密度	10.33g/cm ³
ウラン組成		ウラン含有率	88.1 w/o
U-234	1.02 wt%	組成	
U-235	93.2	U-235	2.687
U-236	0.41	U-238	97.313
U-238	5.37	被覆管 内径 1.27cm、外径 1.45 cm	
		Zr-2	密度 6.523g/cm ³
		減速材	
		H ₂ O	

表4-18 実効増倍率0.9を1%の統計精度で得るために必要な測定時間

実験体系	DCA実験体系	ミハルゾ実験体系
SR ^{*1}	0.07	—
SR 誤差 ^{*1}	0.004	—
keff 誤差 ^{*1}	0.006	—
必要な測定時間	22分	3sec

* 1) DCA実験体系における60分間の測定結果

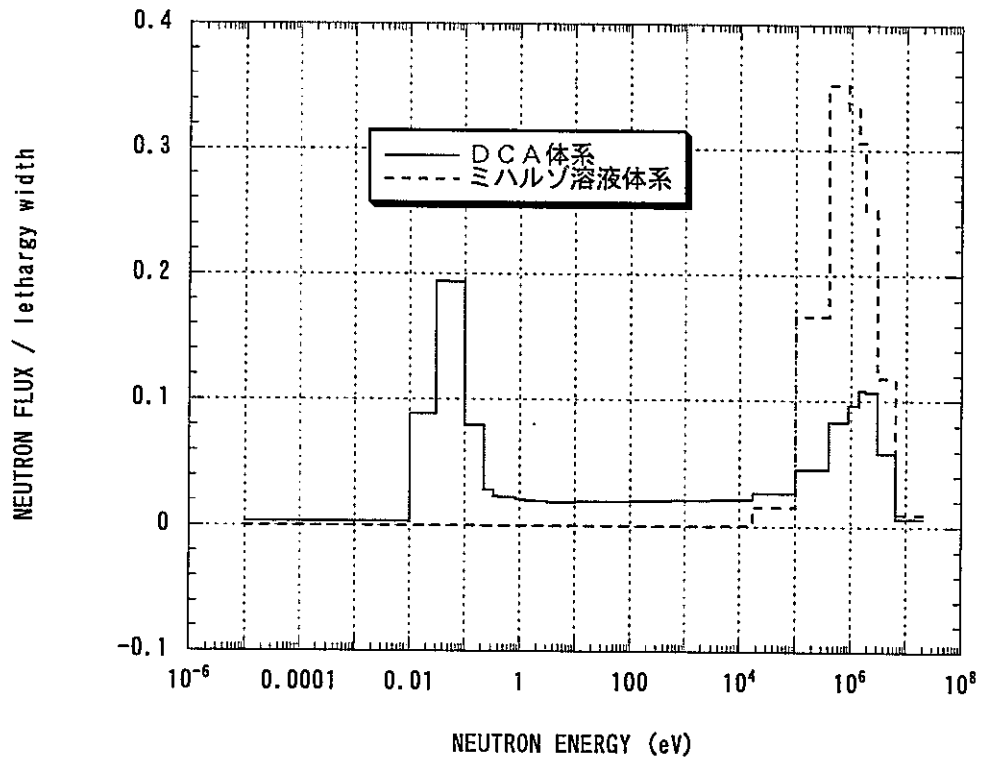


図4-19 各実験体系における中性子エネルギースペクトル

5. まとめ

ミハルゾ法による未臨界度測定法について、測定結果に付随する統計誤差を理論的に検討することによって、誤差を最適にするデータ処理手法を確立し、また、統計誤差の測定体系依存性を明らかにした。

周波数解析の誤差理論をミハルゾ法に適用し、ミハルゾ法で直接の測定値であるスペクトル比の統計誤差を理論的に導出、統計誤差を決定する要因を明らかにした。スペクトル比の周波数解析におけるパラメータ（測定時間、分解周波数幅、周波数点数）依存性を実験値と理論値で比較した結果、誤差理論により依存性を再現できること及び誤差の絶対値を2倍程度で予測できることが確認できた。

ミハルゾ法のデータ処理において最適な（信頼性を損なわない範囲で最小の）誤差を得るためのパラメータ設定を検討した結果、周波数解析時の分解周波数幅を折れ点周波数の1/10に、スペクトル比の平均値を得る際に対象とする周波数点数を10点に設定すれば良いことを明らかにした。最適な設定で解析すれば最小限の測定時間で信頼性の高い結果を得ることができる。

ミハルゾらが実施した溶液燃料体系での実験結果とDCAでの実験結果を比較し、誤差理論を基に測定時間と測定結果の統計精度について検討した。その結果、測定体系に固有の要因（検出効率と中性子寿命）により統計精度が決定されることが分かった。検出効率及び中性子寿命の差を考慮すると、DCAで得られている応答時間（実効増倍率0.9を1%の統計精度で得るための測定時間）20分は、溶液燃料体系では3秒に短縮されることが予想される。検出効率、中性子寿命について同様な評価をすれば溶液体系に限らず、任意の測定体系に対しても応答時間が推定できるので、DCAでモニターとしての性能を確認しておけば異なる燃料形状の体系に適用する際の性能評価が可能であると考えられる。

謝辞

実験に当たっては、臨界工学試験室の室員皆様のご協力をいただきました。毛利智聡氏には身近な議論相手としてご協力いただきました。この場を借りて感謝の意を表します。

参考文献

- [1] J.T.Mihalcz, E.D.Blakeman, G.E.Ragan, E.B.Johnson, and Y.Hachiya, "Dynamic Subcriticality Measurements Using the ^{252}Cf -Source-Driven Noise Analysis Method," Nucl. Sci.Eng., 104,314(1990).
- [2] J.T.Mihalcz, V.K.Pare, G.E.Ragan, M.V.Mathis, and G.C.Tillette, "Determination of Reactivity from Power Spectral Density Measurements with Californium-252," Nucl. Sci.Eng., 66,29(1978).
- [3] J.T.Mihalcz, E.D.Blakeman, G.E.Ragan, R.C.Kryter, H.Seino, and R.C.Robinson, " ^{252}Cf -Source-Driven Neutron Noise Measurements of Subcriticality for an Annular Tank Containing Aqueous Pu-U Nitrate," Nucl. Technol., 94,336(1991).
- [4] J.T.Mihalcz, "The Use of Californium-252 as a Randomly Pulsed Neutron Source for Prompt-Neutron Decay Measurements," Nucl. Sci.Eng., 53,393(1974).
- [5] 日野幹雄、スペクトル解析、朝倉書店(1977).
- [6] 得丸英勝 他、計数・測定—ランダムデータ処理の理論と応用— 工学基礎講座 18,培風館,(1987).
- [7] 林 知己夫 他、確率・統計ハンドブック,森北出版,(1975).