

最大エントロピー法によるスペクトル推定

愛媛大理 楠瀬博明

Abstract

最大エントロピー法 (MEM: Maximum Entropy Method) を用いた逆 Laplace 変換、解析接続についてのまとめ。計算プログラムを作成する上での注意点を中心に説明する。また、安定解を得るための Bryan アルゴリズムについても述べる。Bayes 推定を用いた MEM の基礎づけについては、付録に簡単にまとめておく。参考のため、Padé 近似についても述べる。

1. 概略

最大エントロピー法は、離散点 τ_ℓ における誤差 $\sigma(\tau_\ell)$ を含むスペクトルの Laplace 変換または Fourier 変換 $H(\tau_\ell)$ から元のスペクトル $X(\omega)$ を推定する方法である。すなわち

$$H(\tau; X) = \int_{-\infty}^{\infty} d\omega K(\tau; \omega) X(\omega), \quad (0 < \tau < \beta) \quad (1)$$

の関係が正確に成り立つことが分かっているときに、誤差 $\sigma(\tau_\ell)$ を含む $H(\tau_\ell)$ から (1) 式の逆解 $X(\omega)$ を求めることが目的である。 $K(\tau; \omega)$ は積分核。以下では、スペクトル $X(\omega)$ は

$$\int_{-\infty}^{\infty} d\omega X(\omega) = 1, \quad X(\omega) \geq 0 \quad (2)$$

を満たすものとする。

例えば、 $h(\omega)$ から $H(\tau)$ への Laplace 変換であれば、

$$X(\omega) \equiv h(\omega)\theta(\omega), \quad K(\tau; \omega) \equiv e^{-\tau\omega} \quad (3)$$

と見なせる。 $\theta(\omega)$ は階段関数。また、虚時間グリーン関数とスペクトルの関係は

$$\left. \begin{array}{l} G(\tau; A) \\ \chi(\tau; B) \end{array} \right\} = \left\{ \begin{array}{ll} - \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \frac{e^{-\tau\omega}}{1 + e^{-\beta\omega}} A(\omega) & (\text{fermion}) \\ \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \frac{e^{-\tau\omega}}{1 - e^{-\beta\omega}} B(\omega) & (\text{boson}) \end{array} \right., \quad (\tau > 0) \quad (4)$$

で与えられる。ここで、 $A(\omega) = -(1/\pi)\text{Im} G(\omega + i\delta)$, $B(\omega) = -B(-\omega) = \text{Im} \chi(\omega + i\delta)$ である。これらの関係式を (2) 式を満たしながら (1) 式の形に書き換えるには

$$X(\omega) \equiv \left\{ \begin{array}{l} A(\omega) \\ \coth\left(\frac{\beta\omega}{2}\right) \frac{B(\omega)/\pi}{\chi(\tau=0)} \theta(\omega) \end{array} \right. \quad H(\tau) \equiv \left\{ \begin{array}{l} G(\tau) \\ \chi(\tau) \end{array} \right. \quad K(\tau; \omega) \equiv \left\{ \begin{array}{l} - \frac{e^{-\tau\omega}}{1 + e^{-\beta\omega}} \\ \frac{e^{-\tau\omega} + e^{-(\beta-\tau)\omega}}{1 + e^{-\beta\omega}} \theta(\omega) \end{array} \right. \quad (5)$$

と選べばよい。 boson の場合、 $\coth(\beta\omega/2) \propto 1/\omega$ は $\omega \rightarrow 0$ で発散するが、通常 $B(\omega) \propto \omega$ であり $X(\omega)$ は有限にとどまる。

最大エントロピー法では、測定データ $H(\tau_\ell)$ が (1) 式で与えられる理論値 $H(\tau_\ell; X)$ に対し、ガウス分布しているとして

$$\chi^2 \equiv \sum_{\ell} \frac{(H(\tau_\ell) - H(\tau_\ell; X))^2}{\sigma^2(\tau_\ell)} \quad (6)$$

なる量を定義する。また、スペクトルの満たす基本条件 (2) 式を表現するデフォルトモデル $D(\omega)$ を基準とする $X(\omega)$ のエントロピー

$$S \equiv - \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \left[X(\omega) \ln \frac{X(\omega)}{D(\omega)} + D(\omega) - X(\omega) \right] \quad (7)$$

を導入する。エントロピーは常に負の α に関する単調関数であり、 $X(\omega) = D(\omega)$ の時、最大値ゼロをとる。 $D(\omega)$ は (2) 式を満たす定数とするのが自然であろう。これら二つの量から「自由エネルギー」 $F = \chi^2/2 - \alpha S$ を定義する。統計力学に習って、「温度」 α におけるスペクトル $X(\omega)$ の出現確率が

$$P[X(\omega), \alpha | H(\tau_\ell)] \propto \exp(-F) \quad (8)$$

で与えられるものとし、この確率が最大 (自由エネルギー F が最小) となるようなスペクトル X_i を求めるのである。温度が非常に高い場合、測定データ $H(\tau_\ell)$ は軽視され、エントロピーの大きい、より構造のないスペクトルが推定値 (熱平衡値) となる。特に、 $\alpha = \infty$ で $X(\omega) = D(\omega)$ 。一方、低温では、測定データを重視し χ^2 を最小にするようなスペクトルが得られる。特に、 $\alpha = 0$ の場合、最大エントロピー法は最小自乗法に帰着する。

温度 α を決めるには何らかの条件が必要である。これについては後ほど述べる。

2. 離散化と自由エネルギー最小条件

2.1. 離散化

実際の計算では離散データを取り扱う必要がある。十分大きな $|\omega| > \omega_c$ に対し、 $X(\omega) = 0$ であるとし

$$\begin{aligned} \tau_\ell &= \ell \times \Delta\tau, \quad (\ell = [0, L], \Delta\tau = \frac{\beta}{L}) \\ \omega_i &= \frac{R^{|i-n_0|} - 1}{R^{N-1-n_0} - 1} \omega \operatorname{sign}(i - n_0), \quad i = [0, N), \quad \omega_i = \frac{i - n_0}{N - 1 - n_0} \omega_c, \quad (R \rightarrow 1) \\ \Delta\omega_i &= \begin{cases} (\omega_1 - \omega_0)/2 & (i = 0) \\ (\omega_{N-1} - \omega_{N-2})/2 & (i = N - 1) \\ (\omega_{i+1} - \omega_{i-1})/2 & (\text{otherwise}) \end{cases} \quad (9) \end{aligned}$$

と離散化する。ここで、fermion の場合 $n_0 = (N-1)/2$ 、その他は $n_0 = 0$ とする。また、 R は離散点の分布を調節するパラメータで、 $R > 1$ なら原点付近が密に、 $R < 1$ ならば疎になる。無次元量 $g_i \equiv g(\omega_i)\Delta\omega_i$,

$h_\ell \equiv h(\tau_\ell)$ および $K_{\ell,i} \equiv K(\tau_\ell; \omega_i)$ を導入すると式 (1), (2), (6), (7) はそれぞれ

$$H_\ell(X) = \sum_{i=0}^{N-1} K_{\ell,i} X_i, \quad \sum_{i=0}^{N-1} X_i = 1, \\ \chi^2 = \sum_{\ell=0}^{L-1} \frac{(H_\ell - H_\ell(X))^2}{\sigma_\ell^2}, \quad S = - \sum_{i=0}^{N-1} \left[X_i \ln \frac{X_i}{D_i} + D_i - X_i \right] \quad (10)$$

となる。デフォルトモデルは $D_i = \Delta\omega_i / (\omega_{N-1} - \omega_0)$ とすればよい。従って

$$F = \frac{1}{2} \left[\sum_{ij} X_i M_{ij} X_j - 2 \sum_i B_i X_i + C \right] + \alpha \sum_i \left[X_i \ln \frac{X_i}{D_i} + D_i - X_i \right] \quad (11)$$

である。ここで

$$M_{ij} \equiv \sum_{\ell} \frac{K_{\ell,i} K_{\ell,j}}{\sigma_\ell^2}, \quad B_i \equiv \sum_{\ell} \frac{K_{\ell,i} H_\ell}{\sigma_\ell^2}, \quad C \equiv \sum_{\ell} \frac{H_\ell^2}{\sigma_\ell^2} \quad (12)$$

とおいた。

$\{X_i\}$ について、自由エネルギーを最小にする N 個の条件は

$$f_i \equiv \frac{\partial F}{\partial X_i} = \sum_j M_{ij} X_j - B_i + \alpha \ln \frac{X_i}{D_i} = 0, \quad (i = 0, 1, \dots, N-1) \quad (13)$$

である。変数 $y_i \equiv \ln(X_i/D_i)$ を導入すると、非線形連立方程式を解くための Jacobian は

$$J_{ij} \equiv \frac{\partial f_i}{\partial y_j} = M_{ij} X_j + \alpha \delta_{ij} \quad (14)$$

となる。

実際の計算では各 α に対して $\overline{X_i}$ を求めるのが難しいので、非常に大きな α から始めて、指数的に α を小さくしていくようにするとよい。すなわち

$$\alpha = \alpha_{\min} \gamma^k, \quad (k = p-1, p-2, \dots, 0) \quad (15)$$

とする。 α の最大値を α_{\max} 、分割数を p すると

$$\gamma = \left(\frac{\alpha_{\max}}{\alpha_{\min}} \right)^{1/(p-1)} \quad (16)$$

である。 α によらず安定して $\overline{X_i}$ を求める方法として、次の Bryan アルゴリズムがある。

2.2. Bryan アルゴリズム

積分核 $K_{\ell,i}$ は大きさの極端に異なる要素を持ち特異的である。このため、非線形連立方程式の解 $\overline{X_i}$ を求めるのは困難を伴う。そこで、積分核の転置を特異値分解し、特異値の小さいものは捨てる。すなわち、

$$(K^T)_{i\ell} = \sum_{\ell'=0}^{L-1} U_{i\ell'} S_{\ell'} (V^T)_{\ell'\ell} \sim \sum_{m=0}^{s-1} U_{im} S_m (V^T)_{m\ell} \quad (17)$$

のように $S_{\ell'}$ のうち、特異値の大きい $\ell' = 0 \sim s-1$ の要素に制限された「特異空間」を対象として解を探すのである。

解として

$$X_i \sim D_i \exp \left[\sum_{m=0}^{s-1} U_{im} w_m \right], \quad y_i = \ln \frac{X_i}{D_i} \sim \sum_{m=0}^{s-1} U_{im} w_m \quad (18)$$

の形を仮定しよう。このとき

$$M_{ij} = \sum_m U_{im} M_{mj}^{(s)}, \quad M_{mj}^{(s)} \equiv \sum_{n=0}^{s-1} \sum_{\ell=0}^{L-1} \frac{S_m (V^T)_{m\ell} V_{\ell n} S_n}{\sigma_\ell^2} (U^T)_{nj} \sim \sum_{\ell=0}^{L-1} \frac{S_m (V^T)_{m\ell} K_{\ell,j}}{\sigma_\ell^2}$$

$$B_i = \sum_m U_{im} B_m^{(s)}, \quad B_m^{(s)} = \sum_{\ell=0}^{L-1} \frac{S_m (V^T)_{m\ell} H_\ell}{\sigma_\ell^2} \quad (19)$$

として、最大確率を求める条件 (13) は

$$f_m \equiv \sum_{i=0}^{N-1} (U^{-1})_{mi} f_i = \sum_j M_{mj}^{(s)} X_j - B_m^{(s)} + \alpha w_m = 0 \quad (20)$$

と表せる。式 (14) に相当する Jacobian は

$$J_{mn} \equiv \frac{\partial f_m}{\partial w_n} = \sum_{ij} (U^{-1})_{mi} J_{ij} U_{jn} = \sum_j M_{mj}^{(s)} X_j U_{jn} + \alpha \delta_{mn} \quad (21)$$

である。与えられた α に対して w_m を求めればよい。

3. α 決定条件

測定データ H_ℓ を与えるような温度が α である事後確率を、自由エネルギー F を最小にする $\overline{X}_i(\alpha)$ まわりのガウス近似を用いて評価すると

$$P[\alpha|H_\ell] \sim \exp \left[-\overline{F} + \frac{1}{2} \sum_i \ln \frac{\alpha}{\lambda_i + \alpha} \right] \quad (22)$$

となる。ここで $\overline{F} = F(\overline{X}_i)$ であり、 λ_i は Hessian 行列 $\Lambda_{ij} = M_{ij} \sqrt{\overline{X}_i \overline{X}_j}$ の固有値である。

$P[\alpha|H_\ell]$ が $\overline{\alpha}$ で鋭い極大を持つ場合に、 $\alpha = \overline{\alpha}$ を用いて X_i を評価するのが古典最大エントロピー条件である。すなわち

$$\frac{\partial \ln P}{\partial \ln \alpha} = \alpha (\overline{S} - S_{cl}) = 0, \quad S_{cl} \equiv -\frac{1}{2\alpha} \sum_i \frac{\lambda_i}{\lambda_i + \alpha} \quad (23)$$

を満たすように $\overline{\alpha}$ を選ぶと、 $\overline{X}_i(\overline{\alpha})$ が求めるスペクトルである。

もし鋭い極大を持たないのであれば、すべての α に渡って

$$\langle X_i \rangle = \frac{\int_0^\infty d\alpha \overline{X}_i(\alpha) P[\alpha|H_\ell]}{\int_0^\infty d\alpha P[\alpha|H_\ell]} \quad (24)$$

のようにスペクトルを平均的に評価すればよい。(15) 式を使えば、(24) 式は

$$\langle \overline{X}_i \rangle \sim \sum_k \rho_k \overline{X}_i(k), \quad \rho_k \equiv \frac{\alpha_k P[\alpha_k|H_\ell]}{\sum_k \alpha_k P[\alpha_k|H_\ell]} \quad (25)$$

となる。

以上より、スペクトル $A(\omega_i), B(\omega_i)$ は X_i から

$$\left. \begin{array}{l} A(\omega_i) \\ B(\omega_i) \end{array} \right\} = \left\{ \begin{array}{l} X_i/\Delta\omega_i \\ X_i \tanh(\beta\omega_i/2)\pi\chi(\tau=0)\theta(\omega_i)/\Delta\omega_i \end{array} \right. \quad (26)$$

と求めることができる。また、 r 次のモーメント

$$I_r \equiv \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \omega^r X(\omega) \sim \sum_{i=0}^{N-1} \omega_i^r X_i \quad (27)$$

を定義し、得られたスペクトルの特徴を確認しておくといよい。特に、 $I_0 = 1$ である。

A. Bayes 推定に基づく最大エントロピー法

A.1. Bayes 推定

ある事象 (event) a が起こる確率 (probability) を $P[a]$ 、事象 b が起こった場合に事象 a が起こる条件付き (conditional) 確率を $P[a|b]$ 、事象 a および事象 b が起こる確率 (joint prob.) を $P[a, b]$ と表す。規格化条件は

$$\sum_b P[a] = 1, \quad \sum_b P[a|b] = 1 \quad (28)$$

である。定義より

$$\sum_b P[a, b] = P[a] \quad (29)$$

および

$$P[a, b] = P[a|b]P[b] = P[b|a]P[a] \quad (30)$$

が成り立つ。最後の関係を Bayes の定理という。この関係を書き直すと

$$P[b|a] = \frac{P[a|b]P[b]}{P[a]} \quad (31)$$

となる。この関係式を用いて結果から原因を推定する方法が Bayes 推定である。

事象 b を原因 (evidence) としよう。その確率 $P[b]$ を事前確率 (prior prob.) という。また、原因 b の下で結果が a となる確率 $P[a|b]$ を尤度 (ゆうど、likelihood function) とよぶ。結果 a が分かっているときにその原因が b である確率 $P[b|a]$ を事後確率 (posterior prob.) といい、Bayes 推定では事後確率を最大にするという条件から原因を推定する。

(29) の左辺に (30) 式を代入すると

$$P[a] = \sum_b P[a|b]P[b] \quad (32)$$

を得る。これより $P[a]$ は $P[a|b], P[b]$ の定義によって決まる規格化定数にすぎないことが分かる。以下では $P[a] \equiv 1$ となるように $P[a|b], P[b]$ を選ぶ。(31) 式より、事後確率 $P[b|a]$ を求める問題は $P[a|b]$ および $P[b]$ を求める問題に帰着されることが分かる。

逆 Laplace 問題または解析接続の問題では、結果 a は測定データ H_ℓ 、原因 b はスペクトル X_i と考える。以下、尤度 $P[H_\ell|X_i]$ および事前確率 $P[X_i]$ を求める。これらが求まると、事後確率は

$$P[X_i|H_\ell] = P[H_\ell|X_i]P[X_i] \quad (33)$$

と計算される。

A.2. 尤度

スペクトル X_i が与えられたとき、理論値 $H_\ell(X)$ に対して測定データ H_ℓ が分散 σ_ℓ でガウス分布していると仮定して、尤度は

$$P[H_\ell|X_i] = \frac{1}{Z_L} \prod_\ell \exp \left[-\frac{(H_\ell - H_\ell(X))^2}{2\sigma_\ell^2} \right] = \frac{1}{Z_L} e^{-\chi^2/2},$$

$$\chi^2 = \sum_\ell \frac{(H_\ell - H_\ell(X))^2}{\sigma_\ell^2}, \quad Z_L = \prod_\ell (2\pi\sigma_\ell^2)^{1/2} \quad (34)$$

と与えられる。

A.3. 事前確率

測定データがない場合、スペクトルに関する情報は

$$\sum_i X_i = 1, \quad X_i \geq 0 \quad (35)$$

だけである。そこで以上の条件を満たすデフォルトモデル D_i を用いて、スペクトル X_i の平均値がデフォルトモデルに一致する $\langle X_i \rangle = D_i$ という条件を課す。 $\{X_i\}$ の分布は、適当な単位 α を用いて $X_i = x_i/\alpha$ と離散化すると、非負の整数値 $\{x_i\}$ のあらゆる組み合わせとして表される。 $x_i \gg 1$ の場合、このような条件を満たす分布は Poisson 分布で与えられる。すなわち

$$\prod_i \left(\frac{d_i^{x_i} e^{-d_i}}{x_i!} dx_i \right) \sim \prod_i \left(\frac{dX_i}{\sqrt{X_i}} \sqrt{\frac{\alpha}{2\pi}} \exp \left[\alpha (X_i - D_i - X_i \ln(X_i/D_i)) \right] \right) \equiv P[X_i, \alpha | D_i] \mathcal{D}X,$$

$$P[X_i, \alpha | D_i] = \frac{e^{\alpha S}}{Z_S(\alpha)}, \quad S = - \sum_i \left[X_i \ln \left(\frac{X_i}{D_i} \right) + D_i - X_i \right], \quad Z_S(\alpha) = \left(\frac{2\pi}{\alpha} \right)^{N/2},$$

$$\mathcal{D}X = \left(\prod_i \frac{dX_i}{\sqrt{X_i}} \right) \quad (36)$$

である。一行目の近似で Stirling の公式

$$x_i! \sim (2\pi x_i)^{1/2} \exp [x_i(\ln x_i - 1)], \quad (x_i \gg 1) \quad (37)$$

を用いた。\$S\$ は \$D_i\$ を基準とした情報エントロピーの意味を持ち、最大値ゼロの \$\alpha\$ について単調な関数である。

A.4. スペクトル推定

事前確率にパラメータ \$\alpha\$ が含まれることに注意すると、スペクトルの平均値は

$$\langle X_i \rangle = \frac{\int d\alpha \int \mathcal{D}X P[X_i, \alpha | H_\ell] X_i}{\int d\alpha \int \mathcal{D}X P[X_i, \alpha | H_\ell]} \quad (38)$$

より求められる。前節までの結果から、事後確率は

$$P[X_i, \alpha | H_\ell] = P[H_\ell | X_i, \alpha] P[X_i, \alpha] = P[H_\ell | X_i] P[X_i, \alpha | D_i] = \frac{1}{Z_L Z_S(\alpha)} e^{-F}, \quad F \equiv \frac{1}{2} \chi^2 - \alpha S \quad (39)$$

である。\$\alpha\$ に依存していることに注意。

与えられた \$\alpha\$ に対し、\$P[X_i, \alpha | H_\ell]\$ は \$X_i = \bar{X}_i(\alpha)\$ に鋭いピークを持つ関数である。このとき、(38) 式は

$$\langle X_i \rangle \sim \frac{\int d\alpha \bar{X}_i(\alpha) P[\alpha | H_\ell]}{\int d\alpha P[\alpha | H_\ell]}, \quad P[\alpha | H_\ell] = \int \mathcal{D}X P[X_i, \alpha | H_\ell] \quad (40)$$

と近似できる。\$P[\alpha | H_\ell]\$ を \$\bar{X}_i(\alpha)\$ まわりのガウス近似で評価してみよう。\$\xi_i = 2\sqrt{\bar{X}_i}\$、\$\xi_i = \bar{\xi}_i + z_i\$ と変数変換し、\$z_i\$ について Taylor 展開すると

$$F[X_i] \sim F[\bar{X}_i] + \sum_i \frac{\partial F}{\partial \bar{\xi}_i} z_i + \frac{1}{2} \sum_{ij} \frac{\partial^2 F}{\partial \bar{\xi}_i \partial \bar{\xi}_j} z_i z_j = F[\bar{X}_i] + \sum_i \frac{\partial F}{\partial \bar{X}_i} \sqrt{\bar{X}_i} z_i + \frac{1}{2} \sum_{ij} \frac{\partial^2 F}{\partial \bar{X}_i \partial \bar{X}_j} \sqrt{\bar{X}_i \bar{X}_j} z_i z_j$$

$$= F[\bar{X}_i] + \frac{1}{2} \sum_{ij} \left(M_{ij} + \frac{\alpha}{\bar{X}_i} \delta_{ij} \right) \sqrt{\bar{X}_i \bar{X}_j} z_i z_j = \bar{F} + \frac{1}{2} \sum_{ij} (\Lambda_{ij} + \alpha \delta_{ij}) z_i z_j \quad (41)$$

である。ここで Hessian 行列 \$\Lambda_{ij} = M_{ij} \sqrt{\bar{X}_i \bar{X}_j}\$ とおいた。\$\Lambda_{ij}\$ を対角化する変数 \$\zeta_i\$ を用いると \$\xi_i\$ (\$z_i\$) の Gauss 積分は評価できる。すなわち、\$\Lambda_{ij}\$ の固有値を \$\lambda_i\$ として

$$\int \prod_i \frac{dX_i}{\sqrt{X_i}} e^{-F} = \int \prod_i d\xi_i e^{-F} \sim \int \prod_i d\zeta_i e^{-\bar{F} - \sum_i (\lambda_i + \alpha) \zeta_i^2 / 2} = e^{-\bar{F}} \prod_i \sqrt{\frac{2\pi}{\lambda_i + \alpha}} \quad (42)$$

である。よって

$$P[\alpha | H_\ell] = \int \mathcal{D}X P[X_i, \alpha | H_\ell] \sim \frac{1}{Z_L Z_S(\alpha)} e^{-\bar{F}} \prod_i \sqrt{\frac{2\pi}{\lambda_i + \alpha}} = \frac{1}{Z_L} \exp \left[-\bar{F} + \frac{1}{2} \sum_i \ln \left(\frac{\alpha}{\lambda_i + \alpha} \right) \right] \quad (43)$$

となる。

さらに、 $P[\alpha|H_\ell]$ が $\bar{\alpha}$ に鋭いピークを持つ関数であるならば、 $P[\alpha|H_\ell]$ が極大となる $\bar{\alpha}$ は、(43) 式から

$$\frac{\partial \ln P[\alpha|H_\ell]}{\partial \ln \alpha} = \alpha (\bar{S} - S_{cl}) = 0, \quad S_{cl} \equiv -\frac{1}{2\alpha} \sum_i \frac{\lambda_i}{\lambda_i + \alpha} \quad (44)$$

より決まる。この条件を古典最大エントロピー条件 (classic MEM condition) という。このとき、スペクトルの平均値 (40) は

$$\langle X_i \rangle \sim \frac{\int d\alpha \bar{X}_i(\alpha) P[\alpha|H_\ell]}{\int d\alpha P[\alpha|H_\ell]} \sim \bar{X}_i(\bar{\alpha}) \quad (45)$$

と近似される。もし、 $P[\alpha|H_\ell]$ が鋭いピークを持たないのであれば、(40) 式に従ってすべての α にわたり平均を取ればよい。その他、 $\chi^2/2 = N + 1$ を満たすように α を決める historic 条件というものもある。

ちなみに、事後確率は

$$P[X_i|H_\ell] = \int d\alpha P[X_i|\alpha, H_\ell] P[\alpha|H_\ell] \sim P[X_i|\bar{\alpha}, H_\ell] = \frac{1}{Z_L Z_S(\bar{\alpha})} e^{-\chi^2/2 + \bar{\alpha} S} \quad (46)$$

と評価される。ここで Bayes の定理 (30) を用いた。 $P[X_i|H_\ell]$ を最大にする \bar{X}_i は

$$\frac{\partial F(\bar{\alpha})}{\partial X_i} = 0 \quad (47)$$

より決定される。この条件は (40) 式または (45) 式と等価である。

B. Padé 近似による解析接続

Padé 近似は、極を含む複素関数 $f(z)$ を有限個の点 z_i ($i = 0, 1, \dots, N-1$) での関数値 $f_i = f(z_i)$ から補間する一般的な方法である。これを用いると、温度グリーン関数 $G(i\omega_i) \equiv f_i$ ($\omega_i \geq 0$) が得られたとき、Padé 近似によって $z = i\omega_i$ で温度グリーン関数に一致するような補間関数 $f_N(z)$ を求めることができる。補間関数 $f_N(z)$ を実軸上 ($+i\delta$) で評価すれば、遅延グリーン関数が得られる訳である。

補間関数 $f_N(z)$ を

$$f_N(z) = \frac{a_0}{1+} \frac{a_1(z-z_0)}{1+} \dots \frac{a_{N-1}(z-z_{N-2})}{1} \quad (48)$$

という連分数の形で求めよう。ここで、 $f_N(z_i) = f_i$ となるように N 個の係数 a_i を求めればよい。 a_i は次のアルゴリズムで漸化的に求めることが出来る。

$$\begin{aligned} \text{初期値: } g_0(z_i) &= f_i, \quad (i = 0, 1, \dots, N-1) \\ g_p(z_i) &= \frac{g_{p-1}(z_{p-1})/g_{p-1}(z_i) - 1}{z_i - z_{p-1}}, \quad (p \geq 1, i \geq p), \\ a_p &= g_p(z_p) \end{aligned} \quad (49)$$

漸化式のある時点 $p = k$ で $g_k(z_i) = 0$ となった場合、 $a_p = 0$ ($p > k$) である。

こうして、係数 a_p が求まると、連分数 $f_N(z)$ は任意の z に対し次の漸化式から効率よく求めることができる。

$$\begin{aligned}
 & \text{初期値: } A_{-1} = 0, A_0 = a_0, \quad B_{-1} = B_0 = 1 \\
 & A_n(z) = A_{n-1}(z) + a_n(z - z_{n-1})A_{n-2}(z), \\
 & B_n(z) = B_{n-1}(z) + a_n(z - z_{n-1})B_{n-2}(z), \quad (1 \leq n \leq N-1) \\
 & A_n(z) \leftarrow A_n(z)/B_n(z), \quad B_n(z) \leftarrow B_n(z)/B_n(z) = 1 \\
 & f_N(z) = A_{N-1}(z)/B_{N-1}(z)
 \end{aligned} \tag{50}$$

漸化式のある時点 $p = k$ で $a_p = 0$ となった場合、 $A_{N-1}(z) = A_{k-1}(z)$, $B_{N-1}(z) = B_{k-1}(z)$ である。 $A_n(z)$ 、 $B_n(z)$ の計算途中でのオーバーフロー・アンダーフローを避けるため、 $A_n(z)$ と $B_n(z)$ を $B_n(z)$ で毎回割っている。

References

- [1] R.N. Silver, D.S. Sivia and J.E. Gubernatis: Phys. Rev. **B41** (1990) 2380
- [2] J.E. Gubernatis, M. Jarrell, R.N. Silver and D.S. Sivia: Phys. Rev. **B44** (1991) 6011
- [3] M. Jarrell and J.E. Gubernatis: Phys. Rep. **269** (1996) 133.
- [4] H.J. Vidberg and J.W. Serene, J. Low Temp. Phys. **29** (1977) 179.