

## Robust Regression and Interpolation for Time Series

広島大学工学部 谷口正信

1. Introduction. ここで  $f(x)$  spectral density of vaguely known である場合の regression と interpolation 同題を考え。即ち interpolation においては、関としての stationary process の spectral density の class  $S = \{g; g(x) = (1-\varepsilon)f(x) + \varepsilon h(x), 0 < \varepsilon < 1\}$  に属すると仮定する。ただし  $f(x)$  は known to spectral density,  $h(x)$  は unknown to spectral density で適当な class  $\mathcal{L}$  に属する。この時 class  $S$  は min-max robust to interpolator を構成する。一方 時系列の回帰 model で、残差 spectral density  $g(x)$  の  $S$  に属する場合、回帰係数の  $S$  に対して min-max robust な推定量を構成する。

2. Interpolation and Regression. まず interpolation について考える。今  $\{X(t); t = \dots, -1, 0, 1, \dots\}$  を平均 0, spectral density  $g(x)$  をもつ定常過程とする。その

$\mathcal{D} = \{g; g(x) = g(-x), g(x) > 0, g(x) \text{ は } [-\pi, \pi] \text{ 上で連続}$   
 $\text{（かも 区分的にならか）}\}$  と定義する。ここで  $X(0) \in X(j)$   
 $j \neq 0$  の線形結合で近似する。つまり次の型の問題にする。

$$\min_{\{d_j\}} E \left| X(0) - \sum_{j \neq 0} d_j X(j) \right|^2 = \min_{h(x)} \int_{-\pi}^{\pi} |1 - h(x)|^2 g(x) dx,$$

ただし  $h(x)$  は  $e^{ix}; j \neq 0$  で生成される closed linear manifold に属する。このとき次の定理を得る。

Theorem 1.  $\{X(t)\}$  の真の spectral density が  $g(x) \in \mathcal{D}$  であるにもかかわらず、interpolator は pseudo spectral density  $\phi(x) \in \mathcal{D}$  から構成されば、その response function は

$$1 - \phi(x)^{-1} \left( \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \phi(x)^{-1} dx \right)^{-1} \text{ で与えられる。}$$

またこのときの interpolation error は

$$\left\{ \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \phi(x)^{-1} dx \right\}^{-2} \left\{ \int_{-\pi}^{\pi} \frac{g(x)}{\phi(x)^2} dx \right\} \text{ で与えられる。} \quad \square$$

次に回帰式について考える。

$$y(t) = \alpha z(t) + u(t),$$

ただし  $\alpha$  は unknown parameter,  $z(t)$  は known な 過去数で次の条件をみたす。

i)  $\sum_{t=0}^{T-1} |z(t)|^2 \rightarrow \infty \text{ as } T \rightarrow \infty,$

ii)  $\max_{0 \leq t \leq T-1} |z(t)| / \left( \sum_{t=0}^{T-1} |z(t)|^2 \right)^{1/2} \rightarrow 0, \text{ as } T \rightarrow \infty,$

iii)  $\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{\sum_{t=0}^{T-1} z(t+s) z(t)}{\sum_{t=0}^{T-1} |z(t)|^2} = \int_{-\pi}^{\pi} e^{isx} R(dx).$

また  $u(t)$  は stationary process で 平均 0, spectral density  $g(x)$  をもつとする。今  $\psi(x)$  を

$$\int_{-\pi}^{\pi} e^{-ixt} \overline{\psi(x)} dx = z(t), \quad 0 \leq t \leq T-1,$$

の解であるとする。

$$y(t) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{-ixt} z_y(dx), \quad z_y(dx) = d\overline{\psi(x)} dx + z_u(dx),$$

と表わせよ。左たし  $u(t) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{-ixt} z_u(dx)$ . 今  $\phi \in \mathcal{L}$

に対して  $\hat{\lambda} = \left[ \int_{-\pi}^{\pi} \phi(x)^{-1} |\psi(x)|^2 dx \right]^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} \phi(x)^{-1} \psi(x) z_y(dx)$

とおくとこれは本質的に Rozanov 型推定量であることがわかる。そして次の定理は Rozanov による。

Theorem 2. (Rozanov (1969)).  $D_T(\hat{\lambda} - \lambda)$  の漸近的分散は

$$V(\phi, g) = \left( \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \phi(x)^{-1} R(dx) \right)^{-2} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{g(x)}{\phi(x)^2} R(dx) / 2\pi.$$

で与えられる。左たし  $D_T = \sqrt{\sum_{t=0}^{T-1} |z(t)|^2}$ .  $\triangle$

3. Robust Interpolation and Regression. 前章で見た様に interpolation to regression の場合も  $V(\phi, g)$  型の criterion で表わされるので以後  $V(\phi, g)$  の behavior を見る。しばらくの間  $R(dx) = r(x)dx$ ,  $r(x) > 0$  である場合

を考える。

$$\mathcal{D}_0 = \left\{ c(x) \in \mathcal{D} ; \int_{-\pi}^{\pi} \frac{c(x)}{r(x)} dx = 1 \right\}$$

$S = \{ g(x) ; g(x) = (1-\varepsilon)f(x) + \varepsilon h(x) \}$ ,  
 $h(x) \in \mathcal{D}_0$ ,  $0 < \varepsilon < 1$ , と置く。

もし  $f(x)$  が known で  $f(x) \in \mathcal{D}_0$ . 次にある  $m > 0$   
 に対して  $E_m = \{ x \in [-\pi, \pi] ; m \geq (1-\varepsilon)f(x)/r(x) \}$ ,  
 $F_m = \{ x \in [-\pi, \pi] ; m < (1-\varepsilon)f(x)/r(x) \}$  とおくと  
 Hosoya (1978) の Lemma 1 と同様にして次を得る。

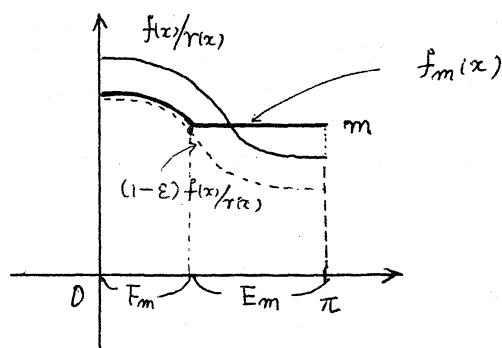
Lemma 1. ある  $\underbrace{正数}_{m}$  が一意に存在して

$$(1-\varepsilon) \int_{F_m} f(x)/r(x) dx + \int_{E_m} m dx = 1$$

をみたす。

$$f_m(x) = \begin{cases} (1-\varepsilon)f(x), & x \in F_m \\ m r(x), & x \in E_m \end{cases}$$

と定義すれば、Lemma 1 は  $f_m \in \mathcal{D}_0$  を意味する。



左図は以上の事の直観的な  
 説明である。

ここで我々は次の定理を得る。

Theorem 3.  $V(\phi, g)$  if saddle point  $\exists t >$ . i.e.,

$$\max_{g \in S} V(\phi_0, g) = V(\phi_0, g_0) = \min_{\phi \in \mathcal{D}_0} V(\phi, g_0),$$

すなはち  $\phi_0 = g_0 = f_m$ .

この定理の意味は二つとは  $\min_{\phi} \max_{g} V(\phi, g) = \max_{g} V(\phi_0, g)$   
であり,  $\phi$  が min-max robust な回帰係数推定量 かつ  $g$   
interpolating response function はそれを

$$(1) \quad \hat{\lambda} = \left[ \int_{-\pi}^{\pi} f_m(x)^{-1} |\psi(x)|^2 dx \right]^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} f_m(x)^{-1} \psi(x) z_y(dx),$$

$$(2) \quad 1 - f_m^{-1}(x) \left( \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} f_m(x)^{-1} dx \right)^{-1}$$

で与えられる。すなはち (2) の interpolating response function  
は  $\gamma(x) = 1$  として計算された  $f_m(x)$  を用いなければならない。

• 時系列回帰の場合 regression spectrum の  $\gamma$  の  
jumps から成るとき;  $R(x) = \sum_{x_j \leq x} \Delta R(j)$ ,  $j=1, \dots, q$   
が重要である。ここで次の様に定義する。

$$\mathcal{D}_1 = \{ c(x) \in \mathcal{D}; \sum_{j=1}^q c(x_j) \Delta R(j)^{-1} = 1 \}.$$

ある  $\ell > 0$  に対して

$$E_\ell = \{ x_j; \ell \geq (1-\varepsilon) f(x_j) / \Delta R(j) \},$$

$$F_\ell = \{ x_j; \ell < (1-\varepsilon) f(x_j) / \Delta R(j) \},$$

二のときは Lemma 1 と同様に次の補題を得る。

Lemma 1. ある正数  $\ell > 0$  が一意に存在して

$$(1-\varepsilon) \sum_{j \in E_\ell} f(x_j)/\Delta R(j) + \ell \cdot N(E_\ell) = 1$$

ただし  $N(E_\ell)$  は  $x_j \in E_\ell$  に属するものの個数。  $\blacksquare$

と二つで jump  $\in R(x)$  が持つ場合の criterion は、

$$V_1(\phi, g) = \left( \sum_j \phi(x_j)^{-1} \Delta R(j) \right)^{-2} \left( \sum_j \frac{g(x_j)}{\phi(x_j)^2} \Delta R(j) \right)$$

となる。  $\Rightarrow \text{二つ}$

$$S'_1 = \{ g \in \mathcal{D}_1 ; g(x) = (1-\varepsilon)f(x) + \varepsilon h(x), h(x) \in \mathcal{D}_1, 0 < \varepsilon < 1 \},$$

$$f_\ell(x_j) = \begin{cases} (1-\varepsilon)f(x_j), & x_j \in F_\ell \\ \ell \Delta R(j), & x_j \in E_\ell, j=1, \dots, \ell. \end{cases}$$

とあれば Theorem 3 と同様にして次の定理を得る。

Theorem 3'.  $V_1(\phi, g)$  は saddle point をもつ。i.e.,

$$\max_{g \in S'_1} V_1(\phi_0, g) = V_1(\phi_0, g_0) = \min_{\phi \in \mathcal{D}_1} V_1(\phi, g_0),$$

ただし  $\phi_0 = g_0 = f_\ell$ .  $\blacksquare$

$f$ ,  $\gamma$  が min-max robust な回帰係数の推定量は次で与えられる。

$$\hat{\lambda} = \left[ \sum_j f_\ell(x_j)^{-1} |\gamma(x_j)|^2 \right]^{-1} \cdot \sum_j f_\ell(x_j)^{-1} \gamma(x_j) \left( \frac{1}{2\pi} \right) \sum_{t=0}^{T-1} \gamma(t) e^{itz_j}$$

4. Multiple Robust Regression. 回帰函数が多次の場合を考える。即ち

$$y(t) = \alpha_1 z_1(t) + \cdots + \alpha_p z_p(t) + u(t),$$

ただし  $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_p)'$  は未知 vector,  $\bar{z}(t) = (z_1(t), \dots,$

$z_p(t))'$ , は次の i) - iii) を満たす known な回帰函数,

i)  $\sum_{t=0}^{T-1} |\bar{z}_j(t)|^2 \rightarrow \infty, T \rightarrow \infty, j = 1, \dots, p,$

ii)  $\lim_{T \rightarrow \infty} \max_{0 \leq t \leq T-1} |\bar{z}_j(t)| / \left( \sum_{t=0}^{T-1} |\bar{z}_j(t)|^2 \right)^{1/2} = 0, j = 1, \dots, p,$

iii)  $\lim_{T \rightarrow \infty} \left\{ \sum_{t=0}^{T-1} z_k(t+s) \bar{z}_j(t) \right\} / \left\{ \sum_{t=0}^{T-1} |\bar{z}_k(t)|^2 \cdot \sum_{t=0}^{T-1} |\bar{z}_j(t)|^2 \right\}^{1/2} = R_{kj}(s)$

$$\rho(s) = \{ R_{kj}(s) \} \text{ } p \times p \text{-matrix.}$$

このとき  $\rho(s) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{isx} R(dx)$  の表現が可能で

ある。

今  $\hat{\psi}(x) = \frac{1}{2\pi} \sum_{s=0}^{T-1} \bar{z}(s) e^{-isx}$  と置く。

$\alpha$  の推定量として

$$\hat{\alpha} = \left[ \int_{-\pi}^{\pi} \phi(x)^{-1} \hat{\psi}(x) \hat{\psi}(x)^* dx \right]^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} \phi(x)^{-1} \hat{\psi}(x) z_y(dx)$$

を考えると  $\hat{\alpha}$  の asymptotic covariance matrix は

$$\begin{aligned} V(\phi, g) &= \left( \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \phi(x)^{-1} R(dx) \right)^{-1} \left( \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{g(x)}{\phi(x)^2} R(dx) \right) \\ &\quad \times \left( \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \phi(x)^{-1} R(dx) \right)^{-1} \end{aligned}$$

と表される。

この場合の難点は  $R(dx)$  がすべての周波  $x$  に  $\underbrace{=1}_{\text{一様に}}$  にて同時  
対角化できないことにある。この場合  $R(\cdot)$  の spectrum  
elements が points からなる場合を考えると spectrum  
element 上の jumps は必ず unitary 行列で対角化される。  
よってこの様な場合は成分ごとに Theorem 3' の議論  
を apply してやればよい。

Example. 回帰 model として次を考える。

$$y(t) = \alpha_1 z_1(t) + \alpha_2 z_2(t) + u(t),$$

$$\text{ただし } z_1(t) = \cos \theta_1 t + \cos \theta_2 t, \quad z_2(t) = \sin \theta_1 t + \sin \theta_2 t,$$

$\theta_j = \frac{2\pi j}{T}$  ( $j$ : integer type の 数) とする。また  $u(t)$  は  
平均 0 の stationary process でその spectral density  
 $g(x) \in S_1$  であることがわかるとしているとする。このとき

$$\rho(s) = \begin{pmatrix} \frac{\cos \theta_1 s + \cos \theta_2 s}{2} & -\frac{\sin \theta_1 s + \sin \theta_2 s}{2} \\ \frac{\sin \theta_1 s + \sin \theta_2 s}{2} & \frac{\cos \theta_1 s + \cos \theta_2 s}{2} \end{pmatrix}$$

であることがわかる。従って  $R(x)$  の jumps は

$$V = \frac{1}{4} \begin{bmatrix} 1 & i \\ -i & 1 \end{bmatrix} \quad \text{at } \theta_1, \theta_2,$$

$$V' = \frac{1}{4} \begin{bmatrix} 1 & -i \\ i & 1 \end{bmatrix} \quad \text{at } -\theta_1, -\theta_2,$$

となることがわかる。

これで  $V, V'$  は

$$U = \frac{1}{\sqrt{2}} \begin{bmatrix} 1 & -i \\ -i & 1 \end{bmatrix} \quad \text{で 同時対角化} \text{ が}$$

$$UVU^* = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} \end{bmatrix}, \quad UV'U'^* = \begin{bmatrix} \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

となる。ここで known is spectral density  $f(x)$ ,

$$(g = (1-\varepsilon)f + \varepsilon h) \text{ は}$$

$$2f(\theta_1) + 2f(\theta_2) = 1, \quad f(\theta_1) < f(\theta_2)$$

であるとする。今  $\ell > 0$  を

$$\ell + 2(1-\varepsilon)f(\theta_1) = 1 \quad \text{の解} \text{ とする。}$$

そして

$$f_\ell(x) = \begin{cases} (1-\varepsilon)f(\theta_2), & x = \pm\theta_2 \\ \ell/2, & x = \pm\theta_1, \end{cases}$$

と定義すれば  $\hat{\mu}'_1$  は  $\ell$  の min-max robust な推定量

は

$$\begin{aligned} \hat{\mu}'_1 &= \left[ \sum_{x=\pm\theta_1, \pm\theta_2} f_\ell(x)^{-1} \psi(x) \psi(x)^* \right]^{-1} \\ &\times \left[ \sum_{x=\pm\theta_1, \pm\theta_2} f_\ell(x)^{-1} \psi(x) \frac{1}{2\pi} \sum_{t=0}^{T-1} y(t) e^{itx} \right] \end{aligned}$$

で与えられる。

## References

Hannan, E. J. (1970). Multiple Time Series.  
Wiley.

Hosoya, Y. (1978). Robust linear extrapolations  
of second-order stationary processes.  
Ann. Prob. 574-584.

Huber, P. (1964). Robust estimation of a location  
parameter. Ann. Math. Statist. 35. 73-101.

Rozanov, Yu. A. (1969). On a new class of  
statistical estimates, Soviet-Japanese Sympos.,  
Theory of Probability, Novosibirsk, 239-252.

Taniguchi, M. (1979). Regression and interpolation  
for time series. International Conference  
in Statistics in Tokyo. 167-170.