ことが可能である．しかし松代周辺100 km以内を除けば，決められた震央は大分実際と異なった分布をしている．この原因としては，P波やS波の不明瞭さによる到着時刻の読み取り誤差に基づくランダム（unbiased）なものと，地震波の伝播経路の速度構造の不均質性に基づく系統的（biased）なものが考えられる．いまMSASによって推定された震央の位置を（x_p, y_p），真の震央の位置を（u_p, v_p）とし，前者のランダム誤差をϵ_p, η_p，後者の系統的な偏差を関数$f(x_p, y_p)$, $g(x_p, y_p)$で表すと，これらの関係は次の式

$$u_p=f(x_p, y_p)+\epsilon_p$$
$$v_p=g(x_p, y_p)+\eta_p, \qquad p=1, 2,\ldots, N$$

によって示される．

本報告の目標は偏差関数$f(x, y)$, $g(x, y)$がある程度滑らかであると仮定して，これらを求めて，将来のMSAS震央から震央の補正写像

$$\varphi: (x, y)\longmapsto (u, v)=(f(x, y), g(x, y))$$

によって実際に近い震央を予測することである．真の震央の位置（u_p, v_p）として，多観測所の地震波到達時刻データを用いて決定された気象庁震源カタログ（日本近辺）や米国地質調査所のEarthquake Data Report（世界）の震央データを使用する．他方，たとえばバイアス関数fは二次元Bスプライン曲面$f=f(x, y)=\sum_{i,j}\theta_{i,j}B_i(x)B_j(y)$を用いて滑らかさに関する制約

$$\Phi_1(f)=\iint\left(\frac{\partial f}{\partial x}\right)^2+\left(\frac{\partial f}{\partial y}\right)^2 dxdy, \quad \Phi_2(f)=\iint\left(\frac{\partial^2 f}{\partial x^2}\right)^2+2\left(\frac{\partial^2 f}{\partial x\partial y}\right)^2+\left(\frac{\partial^2 f}{\partial x^2}\right)^2 dxdy$$

のもとでの最小自乗平滑化

$$\sum_{p=1}^{N}\{u_p-f(x_p, y_p)\}^2+w_1\Phi_1(f)+w_2\Phi_2(f)$$

を行う．このとき制約もパラメータの二次形式になっているから，事前分布が多変量正規であり，従って事後分布も多変量正規である．かくしてベイズ尤度が計算可能となり，最適な重みw_1およびw_2はABICを最小化するものとして得る事ができる．同様にして関数gについても最適解を求めることが出来る．f, g各々のパラメータ$\theta_{i,j}$の数が多ければ多い程ABICが減少するが，約100×100個までには最小ABICが収束しているようである．

上記の方法で1984～88年間のデータによって推定された補正写像$\varphi=(f, g)$を用いて1984～88年間のMSAS震央から世界及び日本の震央分布を求めたところ良好な結果が得られた．また残差解析の結果，$\{\hat{\epsilon}_p\}$と$\{\hat{\eta}_p\}$は無相関であること，そしてMSASの震央の角度$\psi=\tan^{-1}(y/x)$に関する推定誤差が震央までの距離$\Delta=\sqrt{x^2+y^2}$に関する推定誤差より大きく影響していることが示される．

同一指数のregularly varying tailをもつ分布のMellin-Stieltjes convolution

志 村 隆 彰

X, Yをそれぞれ分布μ, νに従う正値の独立確率変数とする．このとき，これらの独立積XYの分布をμとνのMellin-Stieltjes convolutionと呼び，$\mu\circ\nu$で表す．独立同分布に従う確率変数列に関する極限定理と関連する分布族である$\boldsymbol{D}(\alpha)$（$\alpha\geq 0$）（正の台をもち，tailが指数$-\alpha$の正則変動をする分布族）に属する分布のMellin-Stieltjes convolutionについて，以下

のことが知られていた．

$$\mu \in \boldsymbol{D}(\alpha),\ \nu \in \boldsymbol{D}(\beta)\ (\alpha \leq \beta)\ \text{ならば，}\ \mu \circ \nu \in \boldsymbol{D}(\alpha).$$

特に，$\alpha < \beta$ ならば，次の式が成り立つ．

$$\lim_{x \to \infty} \mu \circ \nu(x,\ \infty)/\mu(x,\ \infty) = \int_0^\infty t^\alpha \nu(dt).$$

知りたいのは，$\alpha = \beta$ の場合の tail decay の order の評価である．これについて次の様な conjecture を立てた．

Conjecture.　$\mu,\ \nu \in \boldsymbol{D}(\alpha)\ (\alpha > 0),\ \int_0^\infty t^\alpha \mu(dt),\quad \int_0^\infty t^\alpha \nu(dt) < \infty$ ならば，

$$(※)\qquad \mu \circ \nu(x,\ \infty) \sim \int_0^\infty t^\alpha \nu(dt) \mu(x,\ \infty) + \int_0^\infty t^\alpha \mu(dt) \nu(x,\ \infty).$$

この conjecture について，(※) が，幾つかの条件の元で成立していることを示した．これが一般の場合に正しいか，また，モーメントが存在しないときの tail の評価などについては，いまだ，最終結論を得ていない．(このためには，正則変動関数についての様々な性質についての考察が必要であると思われる．) しかし，このことから，同じ指数 ($\neq 2$) の安定分布の吸引域に属する分布に従う独立確率変数の積について，その分布の tail は正則変動するが，balance condition が成り立たないことがある．すなわち，このクラスがそのような演算について閉じていないことが分った．

参　考　文　献

志村隆彰 (1993). Mellin-Stieltjes convolution of distributions characterized by regular variation, 加法課程の諸問題，統計数理研究所共同研究リポート，No. 51, 6-12.

領域統計研究系

階層的直交座標

柳　本　武　美

R^1 上の確率分布 $p(x;\ \theta)$, $\theta \in R^p$ を考える．母数 θ が $(\theta_1, \ldots, \theta_p)'$ と分解できて，$\theta_1, \ldots, \theta_p$ 間の直交性を論じよう．直交条件は母数の推測に便宜的な性質をもたらすことがある．また実際的にも，母数の直交性は個々の母数が相異なる量を測っていることを示唆する．従ってモデルを解釈するのに都合が良い．Huzurbazar (1956) と Cox and Reid (1987) は各成分 $\theta_1, \ldots, \theta_p$ が直交であることを，Fisher の情報行列

$$I = E\left\{\frac{\partial^2}{\partial\theta_i \partial\theta_j} \log p(x;\ \theta) \mid p(x;\ \theta)\right\}$$

の非対角成分が任意の θ に対して 0 になることで定義した．

さて Kullback-Leibler separator (relative entropy) は次のように定義される．

$$KL(\theta^*,\ \theta) = \int \log \frac{p(z;\ \theta^*)}{p(z;\ \theta)} p(z;\ \theta^*) dz$$