

局所ファジィ再構成法を用いた波浪予測の試み

太田 隆夫*・木村 晃**

1. はじめに

波浪予測法として従来用いられてきたものには、波浪推算法（たとえば、山口ら、1979）や重回帰モデル（たとえば、須田・湯沢、1983；小舟ら、1987）および物理因子重回帰モデル（後藤ら、1993）などがある。しかし、これらの方針には主として利用の簡便さに関する問題が残っている。著者ら（1995）は、この問題の解決を目的として、観測データのカオス性にもとづく予測法（決定論的非線形予測法）の波浪（有義波高）予測への適用を試みた。この方法は、ある時系列データがカオス性を有するならば、その時系列を生じさせているシステムは非線形な決定論的法則に従うものであり、観測された時系列から逆にこの法則を推定して予測を行うというものである。著者らが得た結果は適用の可能性を示すものであったが、予測精度の向上と高波浪の立ち上がり遅れの解消が課題として残された。このうち予測精度の問題については、決定論的法則の推定法として前報では線形近似した方法を用いていることが原因の1つであると考えられる。本研究ではこの方法に代わって、非線形な影響を取り込める局所ファジィ再構成法（五百旗頭ら、1995）を用いて決定論的法則を推定する。さらに推定された法則をもとに有義波高の予測を行い、本予測法の適用性について検討する。

2. 観測データのカオス性

本研究で用いたデータは、全国港湾海洋波浪観測資料（運輸省港湾局、1993a, 1993b, 1994, 1995）のうち、福井港における1991年4月1日0時から1994年4月30日18時まで（データ数13512）と、宮崎港における1992年1月1日0時から1994年11月30日18時まで（データ数12780）の有義波高的データである。このデータは2時間毎に観測されたものであり、上記の期間のデータ取得率は、福井が99.4%、宮崎が98.8%である。また、欠測の影響を小さくするために、連続9回以下の欠測に対しては線形補間を行い、それ以上の欠測は観測波高をゼ

ロとした。決定論的非線形予測法を用いるためには、まずこの有義波高データのカオス性の有無を判定することが必要となる。本研究では、2.1に述べる相関積分法と2.2に述べるアプローフ指数を用いてデータのカオス性を判定するが、このためには最初に「時間遅れ座標による軌道の再構成」を行う。すなわち、時系列データ $\{x(t)\}$ から次のような m 次元ベクトルを作る。

$$X_1 = (x_1, x_{1+r}, \dots, x_{1+(m-1)r})$$

$$X_2 = (x_2, x_{2+r}, \dots, x_{2+(m-1)r})$$

⋮

$$X_n = (x_n, x_{n+r}, \dots, x_{n+(m-1)r}) \dots \dots \dots \quad (1)$$

ここで、 r は時間遅れの大きさ、 m は軌道再構成を行う空間の次元である。これらのベクトルは、 m 次元空間上の点を表し、その点を結ぶことにより軌道を構成することになる。

2.1 相関積分法

時系列データから再構成した軌道の形状がフラクタルであれば、もとの時系列データはカオスである可能性を有すると判定される。Grassberger・Procaccia（1983）は、再構成した軌道に対して相関積分の計算をすることにより、フラクタル次元を表す尺度の1つである相関次元を求める手法を提案している。相関積分は次式のように定義される。

$$C^m(\epsilon) = \frac{1}{N^2} \sum_{i,j=1}^N H(\epsilon - |X_i - X_j|) \dots \dots \dots \quad (2)$$

ここに、 $H(t)$ はHeaviside関数、 $|X_i - X_j|$ はベクトル X_i 、 X_j 間の距離である。 ϵ の値を変えて相関積分を計算し、その結果が

$$C^m(\epsilon) \propto \epsilon^{\nu(m)} \dots \dots \dots \quad (3)$$

と表されるとき、 $\nu(m)$ は相関指数とよばれる。軌道を再構成する空間の次元 m を上げながら $\nu(m)$ を計算したとき、 $\nu(m)$ がある値に漸近すればその値が相関次元となり、軌道を構成するもとの時系列データはカオスである可能性を有すると判定される。本研究では、式(1)の r の値を10, 20, 30, 40時間の4通りとし、それについて m を5, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 14, 16, 18, 20, 22, 24, 26, 28, 30, 35の17通りとして軌道の再構成を行い、式(2)の相関積分を計算した。さらに、 \log

* 正会員 工修 烏取大学助手 工学部社会開発システム工学科

** 正会員 工博 烏取大学教授 工学部社会開発システム工学科

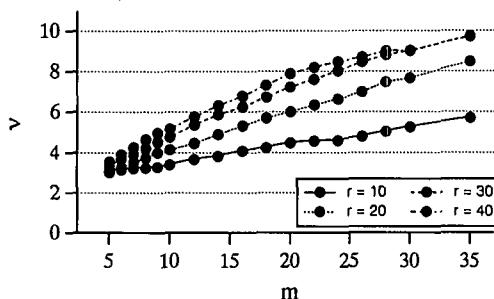


図-1(a) 相関指数の変化(福井)

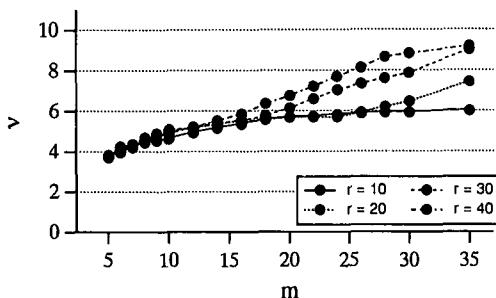


図-1(b) 相関指数の変化(宮崎)

$C^m(\varepsilon)$ と $\log \varepsilon$ との関係を示したグラフの直線部分の傾きから相関指数 $\nu(m)$ を求めた。 m と $\nu(m)$ の関係を示したのが図-1(a), (b) で、(a) が福井、(b) が宮崎でのデータに対する結果である。(a) では明らかな収束は見られないが、 $r=10$ の場合が若干の収束傾向を示している。(b) では、 $r=10$ の場合に相関指数の収束がみられる。したがって、宮崎のデータはカオスである可能性を有すると考えられるが、福井のデータについてはこの結果からは判定できない。

2.2 リアブノフ指標

カオスの特徴の1つとして、初期値鋭敏性（もしくは軌道不安定性）が挙げられるが、これを表す指標となるのがリアブノフ指数である。ここでは、時系列データからリアブノフ指数を求める方法として Sano・Sawada (1985) の方法を用いる。まず m 次元空間に再構成された軌道上的一点を X_t とし、この点を中心にして距離 ε の範囲に入る軌道上の他の点 X_{ki} を M 個 ($i=1, 2, \dots, M$) 探し出す。このとき X_{ki} の X_t に対する変位ベクトル y_i は、次式で与えられる。

$$y_i = X_{ki} - X_t \quad (4)$$

時間 τ 後には、 X_t は $X_{t+\tau}$ に、近傍の各点 X_{ki} は $X_{k(t+\tau)}$ にそれぞれ移動するから、時刻 $t+\tau$ での変位ベクトル z_i は

$$z_i = X_{k(t+\tau)} - X_{t+\tau} \quad (5)$$

となる。ここで距離 ε が十分に小さいとすると、 y_i から

z_i への変化は、行列 A_t を用いて次式のように表すことができる。

$$z_i = A_t y_i \quad (6)$$

ここで、式(6)の A_t は、次式のように表される。

$$A_t V = C \quad (7)$$

ここに、

$$v_{ki} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M y_{ik} y_{ii}, \quad c_{kt} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M z_{ik} y_{ii} \quad (8)$$

y_{ik} : y_i の第 k 成分, z_{ik} : z_i の第 k 成分

この A_t を用いてリアブノフ指数を求めるのであるが、それには m 次元空間に互いに直交する単位ベクトルの組 $u_1(t), \dots, u_m(t)$ を与え、各ベクトルの A_t による変化をみるという方法（たとえば、合原、1993）をとる。すなわち、

$$e_i(t+\tau) = A_t u_i(t) \quad (9)$$

を求め、さらに式(10), (11)で与えられる Gram-Schmidt の直交化により新しい正規直交系 $u_i(t+\tau)$ ($i=1, 2, \dots, m$) へ変換する。

$$\begin{aligned} e'_i(t+\tau) &= e_i(t+\tau) \\ &- \sum_{j=1}^{i-1} \langle e_i(t+\tau), u_j(t+\tau) \rangle u_j(t+\tau) \end{aligned} \quad (10)$$

$$u_i(t+\tau) = \frac{e'_i(t+\tau)}{\|e'_i(t+\tau)\|} \quad (11)$$

ただし、 $\langle \cdot, \cdot \rangle$ は内積を表す。つぎに、「 $A_{t+\tau}$ 」を求めて式

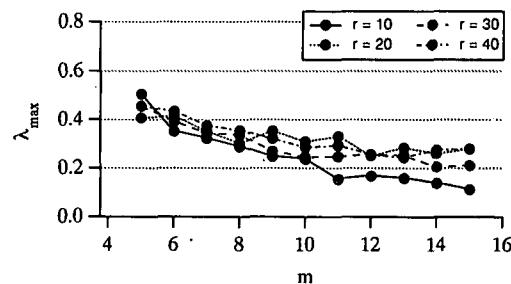


図-2(a) 最大リアブノフ指数(福井)

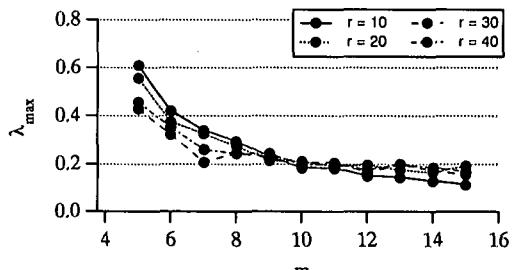


図-2(b) 最大リアブノフ指数(宮崎)

(9) のように $u_i(t+\tau)$ を写像し、式(10)、(11)により
さらに新しい正規直交系へ変換する」という操作を繰り
返すことにより e_i の系列 $\{e_i(t)\}$ を求める。これを用い
てアプロフ指数 λ_i ($i=1, 2, \dots, m$) は以下のように
与えられる。

$$\lambda_i = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{t=0}^{N-1} \log |(e_i(t))| \dots \dots \dots \quad (12)$$

λ のうち、1つでも正値のものがあれば、初期値鋭敏性（軌道不安定性）を表しているとみなされる。図-2(a), (b)に、上記の方法で求めたアプロフ指数のうち最大のもの（最大アプロフ指数）を示す。(a)が福井、(b)が宮崎でのデータに対する結果である。 r を10, 20, 30, 40時間の4通り、 m を5~15の11通り、式(12)の N を200として計算を行った。これらの図から、福井、宮崎の何れの場合も最大アプロフ指数は正值となっており、 m が10以上の範囲では概ね変化が緩やかになっていることがわかる。したがって、この結果からは福井、宮崎の両データともカオスである可能性が示されたと考えられる。

3. 局所ファジィ再構成法

観測データのカオス性に基づく予測法では、まずそのデータが決定論的な非線形力学系より生じたものであると考える。さらに、この力学系の状態変化を支配する法則を時系列データから逆に推定し、これを用いて予測を行なう。本研究では m 次元空間に再構成した軌道を小さな区間に分けて、それぞれの区間ごとに局所的な支配法則を推定する方法を用いる。これには多くの手法が提案されているが、本研究では五百旗頭ら(1995)による局所ファジィ再構成法を用いる。いま、最新の観測データを含む m 次元ベクトルを X_t 、その近傍のベクトルの集合を $\{X_{ki}\}$ とし、 $\{X_{ki}\}$ の時間 τ 後の集合を $\{X_{ki+\tau}\}$ とする。また、 X_t の時間 τ 後のベクトルを $X_{t+\tau}$ とすると、これが予測の対象となる。ここで、 τ が決定論的因果性を失う時間幅以内であれば、 X_t から $X_{t+\tau}$ への状態変化と、 $\{X_{ki}\}$ から $\{X_{ki+\tau}\}$ への状態変化とが近似的に等価であると仮定できる。さらに、 X_t から $X_{t+\tau}$ への変化は、 X_t と $\{X_{ki}\}$ との距離に影響されると考えられ、これをファジィ関数を用いて表現すると式(13)のようになる。

if a_{jk_i} is \bar{y}_{j_i} then $a_{jk_{i+\tau}}$ is $\bar{y}_{j_{i+\tau}}$ (13)

ここに、

$aj_{ki} : \{X_{ki}\}$ の第 j 成分, $aj_{ki+r} : \{X_{ki+r}\}$ の第 j 成分
 $(j=1, 2, \dots, m)$

このようにファジィ関数を用いることにより、状態変化の非線形性を取り込める。さらに、式(1)に示したように、

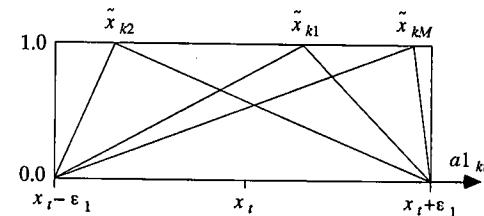


図-3(a) 前件部メンバーシップ関数

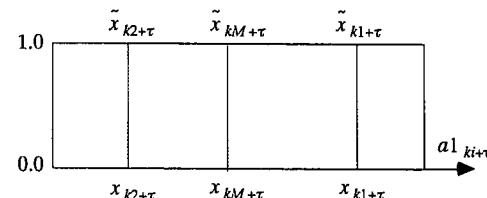


図-3(b) 後件部メンバーシップ関数

$$X_{k1} = (x_{k1}, x_{k1+r}, \dots, x_{k1+(m-1)r})$$

$$X_{k2} = (x_{k2}, x_{k2+r}, \dots, x_{k2+(m-1)r})$$

$$X_{kM} = (x_{kM}, x_{kM+r}, \dots, x_{kM+(m-1)r})$$

と表されるから、たとえば $j=1$ について式 (13) は以下のようになる。

$$\left. \begin{array}{l} \text{if } a_{1k_1} \text{ is } \tilde{x}_{k_1} \text{ then } a_{1k_1+r} \text{ is } \tilde{x}_{k_1+r} \\ \text{if } a_{1k_1} \text{ is } \tilde{x}_{k_2} \text{ then } a_{1k_1+r} \text{ is } \tilde{x}_{k_2+r} \\ \vdots \\ \text{if } a_{1k_t} \text{ is } \tilde{x}_{k_M} \text{ then } a_{1k_M+r} \text{ is } \tilde{x}_{k_M+r} \end{array} \right\} \dots \quad (14)$$

三

$$X_t = (x_t, x_{t+r}, \dots, x_{t+(m-1)r})$$

であるから、式(14)を $X_{t+\tau}$ の第1成分 $x_{t+\tau}$ の予測に用いるには、 a_{1ki} に x_t を代入すればよい。また、 $X_{k1}, X_{k2}, \dots, X_{km}$ は X_t の近傍のベクトルであるから、式(14)の前件部のメンバーシップ関数は図-3(a)のようになる。図中の ε_1 は、 a_{1ki} 軸での近傍を表す範囲である。なお、後件部のメンバーシップ関数は図-3(b)のようなシングルトン表現とする。以上のようなファジィルールとメンバーシップ関数を用い、 X_t の各成分を入力データとしてファジィ推論を行うと、 $X_{t+\tau}$ の各成分は $a_{jki+\tau}$ として求められる。さらに、非ファジィ化の操作(たとえば、菅野、1988)を行うことで $X_{t+\tau}$ の各成分が数値として与えられ、第m成分が最新のデータから時間 τ だけ後の予測値となる。また、本研究では非ファジィ化の方法として、一般に重心法とよばれる方法を用いる。

4. 有義波高の予測結果

3. に示した方法で有義波高の予測を行うには、軌道を

再構成する際の時間遅れ r と、軌道を再構成する空間の次元 m を決定する必要がある。図-1 (b) から、宮崎については r を 10 時間とすればよいことがわかる。福井については、図-1 (a) からの判断は難しいが、 r が 10 時間の場合に若干の収束傾向を見せていていることと、図-2 (a) に示したように最大リアノフ指数が正であることから、この値を用いる。 m については、図-1 (a), (b)において $r=10$ の場合の相関指数が 6 のあたりにあることから、これ以上の値をとる必要がある。また、図-2 (a), (b) に示したように、 m が 10 以上の範囲で最大リアノフ指数の変化が比較的緩やかになっていることもあり、ここでは $m=10$ とする。有義波高の予測は、福井については 1993 年 7, 10 月, 1994 年 1, 4 月、宮崎については 1994 年 1, 4, 7, 10 月を対象として、6 時間後および 12 時間後の予測を行った。また、予測値は 0, 6,

12 および 18 時の 6 時間毎に求めた。予測に用いたデータは、予測を実施する時刻から過去 2 年間の有義波高データである。図-4 に福井 (1993 年 7 月と 1994 年 1 月), 図-5 に宮崎 (1994 年 4 月と 7 月) の 6 時間後および 12 時間後の予測結果を示す。実線が観測値、●付きの点線が予測値である。6 時間後予測の両者の対応は比較的好いが、高波浪の立ち上がりの遅れが見られる。12 時間後予測では、さらに立ち上がりの遅れが目立つようになる。表-1 には予測的中率を示した。これは、後藤ら (1993) にならい次のような基準を用いて求めたものである。

$$\left. \begin{array}{ll} |H_p - H_0| \leq 0.3 (m) & H_0 \leq 1.0 (m) \\ |H_p - H_0| / H_0 \leq 0.3 & H_0 \geq 1.0 (m) \end{array} \right\} \dots\dots\dots (15)$$

ここで、 H_p は観測値、 H_0 は予測値である。式(15)で表される範囲に入る予測値の数の、全予測数に対する割合

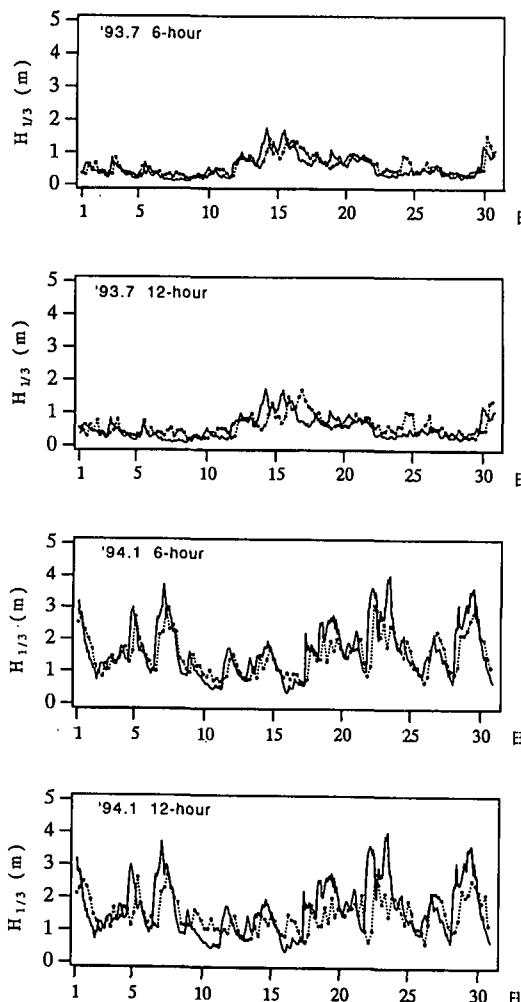


図-4 有義波高の予測結果 (福井)

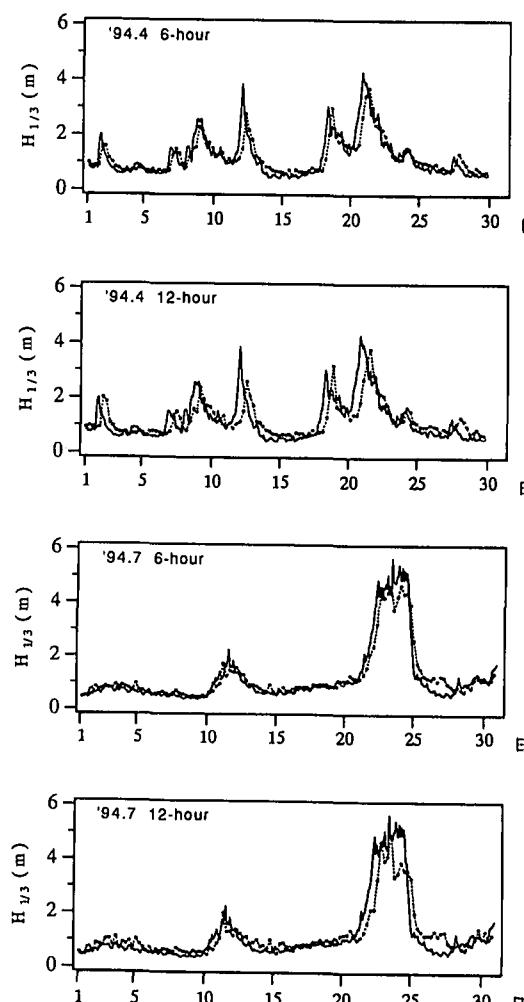


図-5 有義波高の予測結果 (宮崎)

表一1 予測的中率（局所ファジイ再構成法）

	福 井		宮 崎		
	6 時間後	12 時間後	6 時間後	12 時間後	
'93. 7	0.863	0.750	'94. 1	0.847	0.685
10	0.759	0.526	4	0.842	0.692
'94. 1	0.742	0.532	7	0.902	0.772
4	0.842	0.700	10	0.831	0.677

表二2 予測的中率（線形近似した方法）

	福 井		宮 崎		
	6 時間後	12 時間後	6 時間後	12 時間後	
'93. 7	0.815	0.677	'94. 1	0.758	0.613
10	0.669	0.565	4	0.775	0.558
'94. 1	0.613	0.387	7	0.823	0.669
4	0.675	0.533	10	0.750	0.548

を的中率とした。また表二2に、著者ら(1995)が用いた線形近似の方法による予測的中率を示した。表一1と表二2の比較から、局所ファジイ再構成法により的中率が概ね改善されていることがわかる。したがって、予測精度はある程度向上したものと考えられる。

5. おわりに

本研究では、観測データのカオス性に基づく時系列予測法として、状態変化の非線形性を取り込む局所ファジイ再構成法を用い、その有義波高予測への適用性を検討した。線形近似した方法に比べて予測精度の向上が見られたが、高波浪時の立ち上がりの遅れはそのまま残された結果となった。

謝辞：本研究に関して有益なご意見を頂いた、「沿岸環

境要素の評価手法に関する研究 WG」の各位に謝意を表します。また、本研究を行うにあたりご協力頂いた福島正宣君（東和科学、当時学生）に感謝します。

参考文献

- 合原一幸編著 (1993): ニューラルシステムにおけるカオス、東京電機大学出版、361 p.
- 五百旗頭 正・菅家正康・藤本泰成・鈴木新悟 (1995): カオス的時系列の短期予測のための局所ファジイ再構成法、日本ファジイ学会誌、Vol. 7, No. 1, pp. 186-194.
- 運輸省港湾局監修/(財)沿岸開発技術研究センター発行 (1993a): 全国港湾海洋波浪観測資料 (NOWPHAS 1991), 825 p.
- 運輸省港湾局監修/(財)沿岸開発技術研究センター発行 (1993b): 全国港湾海洋波浪観測資料 (NOWPHAS 1992), 836 p.
- 運輸省港湾局監修/(財)沿岸開発技術研究センター発行 (1994): 全国港湾海洋波浪観測資料 (NOWPHAS 1993), 861 p.
- 運輸省港湾局監修/(財)沿岸開発技術研究センター発行 (1995): 全国港湾海洋波浪観測資料 (NOWPHAS 1994), 861 p.
- 太田隆夫・木村 晃 (1995): 観測データのカオス性に基づく波浪予測の適用性、海岸工学論文集、第42巻、pp. 326-330.
- 後藤智明・柴木秀之・青野利夫・片山 忠 (1993): 波浪予測を目的とした物理因子重回帰モデル、土木学会論文集、No. 473/II-24, pp. 45-53.
- 小舟浩治・橋本典明・亀山 豊・久高将信 (1987): 重回帰式を用いた波浪予測手法の適用について、第34回海岸工学講演会論文集、pp. 167-171.
- 菅野道夫 (1988): ファジイ制御、日刊工業新聞社、183 p.
- 須田 黒・湯沢 昭 (1983): 波浪予測に基づく外海シーパースの待ち行列に関する基礎的研究、土木学会論文報告集、第339号、pp. 177-185.
- 山口正隆・土屋義人・小矢田 宏・渡辺 健 (1979): 有限風域場における波浪の数値予知法、第26回海岸工学講演会論文集、pp. 96-100.
- Grassberger, P., I. Procaccia (1983): Characterization of Strange Attractors, Physical Review Letters, Vol. 50, No. 5, pp. 346-349.
- Sano, M., Y. Sawada (1985): Measurement of the Lyapunov Spectrum from a Chaotic Time Series, Physical Review Letters, Vol. 55, No. 10, pp. 1082-1085.