B102

多重解像度解析に基づく ENSO 時系列データの圧縮手法

新井 康平 (佐賀大学), 瀬戸 要[○] (日本学術振興会)

A compression method for ENSO time series data based on MRA

Kohei Arai, and Kaname Seto

ABSTRACT

A compression method for earth observation data according to a chaotic behavior based on Wavelet MRA (Multi-Resolution Analysis) is proposed. The proposed method is examined by using the observed time series data of SST (Sea Surface Temperature) and the SOI (Southern Oscillation Index) data. It is found that the RMS (Root Mean Square) error of the proposed method depends on the support length of the mother wavelet.

Keywords: ENSO (El Niño/Southern Oscillation), SST, SOI, MRA

1 まえがき

エル・ニーニョ (ラ・ニーニャ) は赤道付近だけでなく世界の天候に影響を及ぼすものの1つとして注目され^{1)~8)}、数値モデルや支配方程式を用いたエル・ニーニョ現象/ラ・ニーニャ現象の数値的予測・推定を行った報告^{9)~18)}がある。これら^{9)~18)}は、数値モデルや支配方程式を伴う外挿法に基づく予測・推定法による報告である。また、気象庁 (JMA) の定義によるエル・ニーニョ現象/ラ・ニーニャ現象の判定のためには、最低限 10ヵ月分のデータが必要である¹⁾。

本論文では、エル・ニーニョ現象/ラ・ニーニャ現象の早期判定法の確立を目的として、多重解像度解析に基づく圧縮法による特徴抽出を試みる。海面水温 (SST) および南方振動指数 (SOI) の時系列データに提案手法を適用することにより、対象時系列の動的特性抽出を行うに際し基底関数のサポート長の差異による影響を検討したので、報告する。また、基底関数として Daubechies 基底を例に報告する。

2 多重解像度解析

2.1 ウェーブレット変換

与えられたスカラー時系列 $(x_1, x_2, \dots, x_n)^T$ に対する離散ウェーブレット変換は、係数 p_i および係数 q_i により構成される正方行列 C_n を用いて

$$C_n \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \end{bmatrix} \quad (1)$$

により実現される。

与えられたスカラー時系列は、ウェーブレット変換により低周波成分および高周波成分に2分割される。なお、係数 p_i は低周波成分に関するものであり、係数 q_i は高周波成分に関するものである。

2.2 Daubechies 基底

Daubechies 基底のサポート長 sup に関して、

$$(C_n^{[sup]})^T \cdot C_n^{[sup]} = I_n \quad (2)$$

$$\sum_{j=0}^{sup-1} p_j = \sqrt{2} \quad (3)$$

$$q_j = (-1)^j p_{((sup-1)-j)} \quad (4)$$

$$(j = 0, 1, 2, \dots, (sup-1))$$

¹⁾ わが国の気象庁 (JMA) によるエル・ニーニョ現象/ラ・ニーニャ現象の定義は、東部太平洋赤道域の北緯 4 度～南緯 4 度、西経 150 度～西経 90 度の海域をエル・ニーニョ監視海域とし、この監視海域の月平均海面水温の基準値 (1961～1990 年の 30 年平均値) との差の 5 か月移動平均値が 6 か月以上連続して 0.5℃ 以上 (-0.5℃ 以下) になった場合としている (19)～(22)。すなわち、エル・ニーニョ現象/ラ・ニーニャ現象の気象庁による判定のためには、最低限 (2+6+2) ヵ月分のデータが必要である。

$$\sum_{j=0}^{sup-1} j^r q_j = 0 \quad (5)$$

$$(r = 0, 1, 2, \dots, (\frac{sup}{2} - 1))$$

の連立方程式を解くことによりウェーブレット変換を行うための係数 p_i および係数 q_i を決定することができる。なお、サポート長 sup は解析者が与えるパラメータであり、 n は観測データ数である。

2.3 一般化逆行列

行列 C_n は行基本変形を用いて、係数 p_i によって構成される $\frac{n}{2} \times n$ 行列 P_n と係数 q_i によって構成される $\frac{n}{2} \times n$ 行列 Q_n により、

$$C_n = \begin{bmatrix} P_n \\ Q_n \end{bmatrix} \quad (6)$$

とも記述される。さらに、 P_n の Moore-Penrose 型一般化逆行列 P_n^+ は、 $\text{rank } P_n = \frac{n}{2}$ である場合、

$$P_n^+ = P_n^T (P_n P_n^T)^{-1} \quad (7)$$

となる。 $\text{rank } P_n = M$ ($0 < M \leq \frac{n}{2}$) である場合、

$$P_n = \sum_{i=1}^M \kappa_i w_i w_i^T \quad (\kappa_1 \geq \kappa_2 \geq \dots \geq \kappa_M > 0) \quad (8)$$

と特異値分解され、

$$P_n^+ = \sum_{i=1}^M \kappa_i^{-1} v_i w_i^T \quad (9)$$

となる。ただし、 w_i は $\frac{n}{2}$ 次元縦ベクトルであり、 v_i は n 次元縦ベクトルである。

3 提案手法の処理フロー

提案手法の処理フローは、

1. 基底決定
2. サポート長決定
3. 対象時系列に対してウェーブレット分解を行う。
4. ウェーブレット分解後の低周波成分に対して、過去データのうち現在データに最も差の小さいものを選び出す。
5. 選ばれた過去データの低周波成分を用いてウェーブレット再構成を行う。

の手順で行われる。

4 数値実験

4.1 使用データ

使用データは、気象庁からの SST(海面水温) および SOI(南方振動指数) の月毎のデータとする。期間は、1972 年 1 月からの 256 カ月間 (約 21.3 年間) とする。SST および SOI のデータを用いる理由は、それらが互いに連動しており、その影響を考慮するためのものである。

4.1.1 SST

東部太平洋赤道域の北緯 4 度～南緯 4 度、西経 150 度～西経 90 度の海域の月平均海面水温を用いる。Figure 1 より、月平均海面水温のレンジは [23, 29] であり、レンジ幅は 6 であることが判る。

Figure 1: The time series data of SST data.

4.1.2 SOI

SOI は南太平洋上のタヒチとオーストラリアのダーウィンの地上気圧偏差を基に指数化したもので貿易風の強さの目安となるものである。Figure 2 より、南方振動指数のレンジは [-3, 3] であり、レンジ幅は 6 であることが判る。

Figure 2: The time series data of the SOI data.

4.2 実験方法

本実験は、

1. 対象時系列に対してウェーブレット分解を行う。
2. ウェーブレット分解後の低周波成分のみを用いてウェーブレット再構成を行う。
3. ウェーブレット分解前の対象時系列とウェーブレット再構成後の対象時系列との RMS 誤差により復元精度の評価を行う。

の手順で行う。その際、サポート長を変化させた場合の実験を行う。本実験は、選ばれた過去データの低周波成分が現在データの低周波成分と一致した場合に相当する²。本実験の目的は、対象時系列の特性によりサポート長を変化させることの有効性を検討することである。

4.3 実験結果

Figure 3 は SST 時系列に対する復元 RMS 誤差を示し、Figure 4 は SOI 時系列に対する復元 RMS 誤差を示す。Figure 3 および Figure 4 の横軸はサポート長 sup を表し、縦軸は復元 RMS 誤差を表す。

Figure 3: The RMS errors of SST time series data for the support length of the mother wavelet.

Figure 4: The RMS errors of the SOI time series data for the support length of the mother wavelet.

² 選ばれた過去データの低周波成分が現在データの低周波成分と一致するかどうかは、現在データの個数に依存する。本論文では、現在データの個数は、256 である。

5 考察

Figure 3 より SST の時系列の最適サポート長は $sup = 16$ であり、Figure 4 より SOI の時系列の最適サポート長は $sup = 8$ であることが判る。

また、対象時系列の特性によりサポート長を変化させることの有効性を確認することを目的として、

$$P(i, j) = \frac{\overline{\Delta \epsilon(i, j)}}{\sqrt{\overline{U^2(i, j)}}} \quad (10)$$

$$U^2(i, j) = \frac{1}{N-1} \sum_{k=1}^N \left(\alpha^{[k]}(i, j) - \overline{\Delta \epsilon(i, j)} \right)^2$$

$$\alpha^{[k]}(i, j) = \epsilon^{[k]}(j) - \epsilon^{[k]}(i)$$

$$\overline{\Delta \epsilon(i, j)} = \overline{\epsilon(j)} - \overline{\epsilon(i)}$$

を用いて検討する。ただし、 $\epsilon^{[k]}(sup)$ はサポート長 sup の場合の任意時刻 k における自乗誤差の値を表し、 $\overline{\epsilon(sup)}$ はサポート長 sup の場合の $\epsilon^{[k]}(sup)$ の平均値を表す。なお、本論文では、 $N = 256$ である。 $P(i, j)$ の値が大きければ大きいほど、サポート長 sup を変化させることの有効性を確認できる。

SST においては $P(16, 8) = 1.773561$ となり、SOI においては $P(8, 16) = 1.624247$ となる結果が得られた。これらの $P(i, j)$ の値より、有意水準 0.10 (危険率 10 %) 検定を行うと、有意差があると確認できる³。すなわち、対比較検定により、対象時系列の特性によりサポート長 sup を変化させることの有効性を確認できる。

6 あとがき

本論文では、気象庁からの SST(海面水温) および SOI(南方振動指数) の月毎のデータを用いて、多重解像度解析に基づく圧縮法による ENSO 時系列データの特徴抽出を試みた。その結果、有意水準 0.10 (危険率 10 %) 検定において、対象時系列の特性によりサポート長を変化させることの有効性を確認した。

謝辞

本報告は、科学研究費補助金(特別研究員奨励費)による研究成果(又はその一部)の報告である。ここに記して感謝の意を表します。

³ 有意水準 0.05 (危険率 5 %) 検定において有意差があると確認できるためには、本論文の場合、 $P(i, j) > 1.65$ である必要がある。SST の場合のみにおいては有意差があると確認できる。

References

- [1] 長坂 昂一: “エル・ニニョー太平洋の貿易風と東部赤道域の異常高水温,” 船と海上気象, 27, (1), pp. 4-8, (1983).
- [2] 山形 俊男: “気候研究の新しい波—エル・ニニョと南方振動,” 科学, 54, (11), pp. 699-705, (1984).
- [3] 安成 哲三: “ENSO (エル・ニニョ/南方振動) の全球的様相,” 天気, 33, (10), pp. 507-513, (1986).
- [4] T. Yasunari: “Global Structure of the El Niño/Southern Oscillation — Part I,” 気象集誌, 65, (1), pp. 67-80, (1987).
- [5] T. Yasunari: “Global Structure of the El Niño/Southern Oscillation — Part II,” 気象集誌, 65, (1), pp. 81-102, (1987).
- [6] T. Nitta and T. Motoki: “Abrupt Enhancement of Convective Activity and Low-Level Westerly Burst during the Onset Phase of the 1986-87 El Niño,” 気象集誌, 65, (3), pp. 497-506, (1987).
- [7] T. Maruyama and Y. Tsuneoka: “Anomalous Short Duration of the Easterly Wind Phase of the QBO at 50 hPa in 1987 and Its Relationship,” 気象集誌, 66, (4), pp. 629-634, (1988).
- [8] T. Nitta: “Development of a Twin Cyclone and Westerly Bursts during the Initial Phase of the 1986-87 El Niño,” 気象集誌, 67, (4), pp. 677-681, (1989).
- [9] 萩原 武士: “エルニニョ現象解明への取り組み,” プロメテウス, 11, (4), pp. 58-60, (1987).
- [10] 木本 昌秀: “エルニニョと異常気象の予測,” 科学, 65, (6), pp. 389-397, (1995).
- [11] 小柴 厚: “エルニニョ・ラニニャ現象期間の世界の気温と降水量の統計的特徴,” 気象庁研究時報, 49, (5), pp. 143-149, (1998).
- [12] 中村 和信・二階堂 義信・吉川 郁夫・長谷川 直之・石井 正好: “エルニニョ現象の予測に向けて,” 測候時報, 65, pp. S39-85, (1998).
- [13] 和田 浩治・加藤 央之: “エルニニョおよび関連する異常気象の予測に関する研究の現状,” 電力中央研究所報告 研究報告 T 復元 RMS 誤差, 98056, pp. 1-23, (1999).
- [14] 気象庁気候海洋気象部気候情報課: “地球温暖化とエルニニョ現象の監視・予測,” 河川, 57, (12), pp. 19-24, (2001).
- [15] 栗原 和夫: “TAO / TRITON バイデータのエルニニョ現象の監視・予測への利用,” 測候時報, 69, pp. S47-S54, (2002).
- [16] 久保田 雅久: “解説 衛星観測と数値モデルを用いた大気と海洋の相互作用に関する研究,” 天気, 49, (5), pp. 369-384, (2002).
- [17] 松浦 知徳・湯本 道明・飯塚 聡・米谷 恒春: “高解像度大気海洋結合モデルによる台風とエルニニョ南方振動のシミュレーション,” 電気協会雑誌, 912, pp. 36-42, (1999).
- [18] 高藪 (中込) 緑: “熱帯域の大規模気象現象と TRMM 観測——1997-98 エルニニョの終息と Madden-Julian 振動,” 海洋, 31, (6), pp. 383-390, (1999).
- [19] 佐伯 理郎・高橋 永寿: “エルニニョ監視センターの業務について,” 測候時報, 59, (4), pp. 161-170, (1992).
- [20] 安藤 正: “エルニニョ監視センター,” 海の研究, 2, (2), pp. 109-115, (1993).
- [21] 気象庁エルニニョ監視予報センター: “エルニニョ現象の発生状況,” ゆき, 29, pp. 80-85, (1997).
- [22] 藤原 佐知子: “新しくなった「エルニニョ監視速報」について,” 気象, 519, pp. 16736-16739, (2000).

付録

選ばれた過去データの低周波成分が現在データの低周波成分と一致しなかった場合の例を報告する。実験手順は、

1. 対象時系列に対してウェーブレット分解を行う。
2. ウェーブレット分解後の低周波成分に対して平均零、標準偏差 σ の正規乱数を付加する。
3. 正規乱数を付加したウェーブレット分解後の低周波成分のみを用いてウェーブレット再構成を行う。
4. ウェーブレット分解前の対象時系列とウェーブレット再構成後の対象時系列との RMS 誤差により復元精度の評価を行う。

により行う。ここで、 $\beta = \sigma/6$ とする。

Figure 5 は SST 時系列に対する復元 RMS 誤差を示し、Figure 6 は SOI 時系列に対する復元 RMS 誤差を示す。Figure 5 および Figure 6 の横軸はパラメータ β を表し、縦軸は復元 RMS 誤差を表す。Figure 5 および Figure 6 より、各サポート長においてパラメータ β が増加するにしたがい、復元 RMS 誤差は増加することを確認した。

Figure 5: The RMS errors of SST time series data for the parameter β .

Figure 6: The RMS errors of the SOI time series data for the parameter β .