

福島県沿岸水温の解析—IV.

早乙女忠弘

Analysis of Sea Temperature off the Coast of Fukushima Prefecture — IV.

Tadahiro SOHTOME

まえがき

本県が属する東北海域は、親潮系冷水、黒潮系暖水及び暖水塊等が複雑に入り混じり、空間的にも時間的にも海況変動の大きな海域である。このような海況変動は、来遊する様々な浮魚類の漁場形成や沿岸域の生物生産に大きな影響を与える。そのため、定期的な海洋観測は必要不可欠であり、その結果はイワシ・サバなどの浮魚に関する漁況予報や漁海況速報などに活用されている。また、これら観測データをより有効に活用するため、東北区水産研究所と東北ブロック各県の試験研究機関の間で共同解析を行っている。本県では、定地水温と沿岸定線100m深水温を用いた相関解析およびラグ相関解析¹⁾、クラスター分析、主成分分析を用いた季節変動特性・経年変動特性の解析^{2), 3)}が行われ、変動特性に関する基礎的知見が蓄積されてきた。

今回は、これまでに明らかにした変動特性の経年的周期性を調べるため、前回行った主成分分析の結果を用いたスペクトル解析 (i) の結果について報告する。また、漁海況予報に必要な実用的な予測手法の開発として、過去の事例を元に予測を行うための手法としてクラスター分析を用いた類似年の抽出 (ii)、主成分の時間変動 (主成分スコア) の自己回帰予測を用いた沿岸水温の予測 (iii) を行ったので報告する。

i. 主成分スコアのスペクトル解析

材料および方法

データセットは次のように作成した。1962年～2000年の海洋観測100m深水温平年偏差を作成し、欠測期間が2ヵ月以内についてのみ観測点ごとに線形内挿で補完し、データ取得率が80%未満となる定点を除いた。残された定点 (S3～5、T4、5、U5、図1) について主成分分析を行い、第1主成分および第2主成分のスコアのうち、無欠測の1973年3月～1989年5月(194ヵ月)分を抽出した。この時系列データから自己相関関数を導き、この関数をフーリエ変換してパワースペクトルを求めた。この方法によって明確な結果が見出せない場合

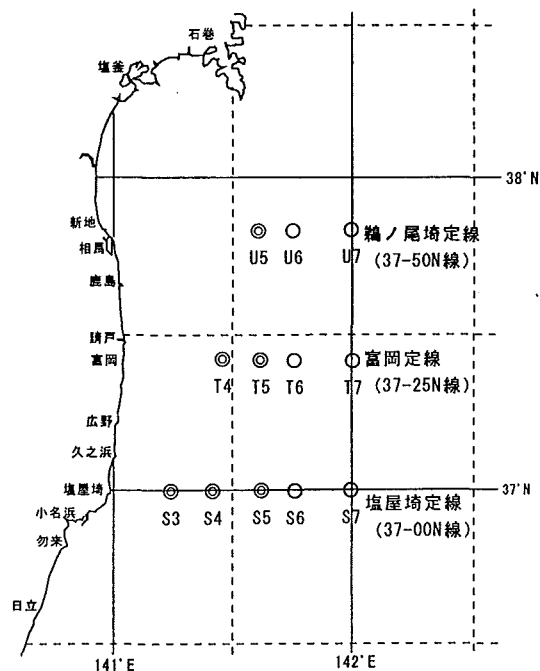


図1 スペクトル解析に用いた定点 (◎点)

は、解析に用いる時系列データセットの期間を延長してスペクトルの分解能を上げるために、欠測期間をDWLS (Distance Weighted Least Squares) 法を用いて内挿したその結果、抽出期間は1973年3月～2000年6月 (327ヵ月) 分となり、このデータセットを用いて解析を行った。

結 果

自己相関解析結果を図2に示す。第1主成分 (寄与率69.4%) については、相関はラグ=5まで95%有意水準を上回り、ラグ=19まで正の偏差であった。また、周期性はラグ=35、110付近にみられた。第2主成分 (寄与率12.1%) については、相関はラグ=1まで95%有意水準を上回っており、ラグ=4まで正の偏差であったが、周期性については読み取りが困難であった。

また、この自己相関関数から求めたパワースペクトルの結果を図3に示す。第1主成分は、パワースペクトルのピークが周波数0.00781 (周期128ヵ月)、0.02734 (36.5ヵ月)、0.06641 (15ヵ月)、0.07422 (13.4ヵ月)、0.125 (8ヵ月) 付近にみられた。第2主成分は、顕著なピークを確認できなかった。

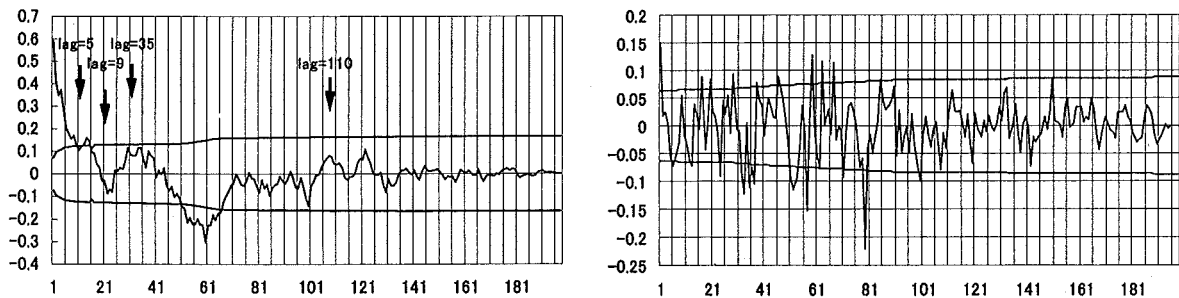


図2 第1、第2主成分スコアを用いた自己相関解析結果

縦軸：ラグ相関値、横軸：ラグ (月数)、左図：第1主成分、右図：第2主成分

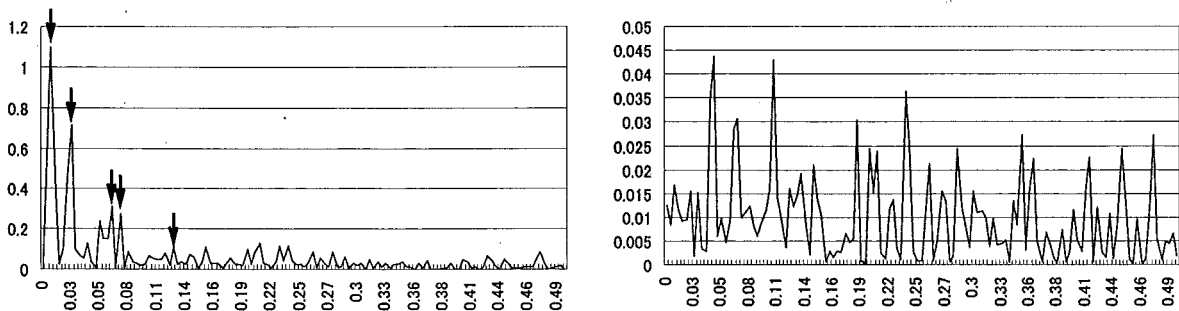


図3 第1、第2主成分スコアの自己相関関数から求めたパワースペクトル (矢印はピーク)

縦軸：パワースペクトル、横軸：周波数、左図：第1主成分、右図：第2主成分

第2主成分については、自己相関解析、パワースペクトルのいずれも明確な結果が得られなかったため、DWLS法により欠測期間を内挿して解析に用いる期間を延長し、再解析を行った。その結果は図4のとおりであった。自己相関解析の結果、相関はラグ=2まで95%有意水準を上回っており、ラグ=4まで正の偏差であった。また、周期性はラグ=17、40付近にみられたが、明瞭ではなかった。また、この自己相関関数から求めたパワースペクトルについては、周波数0.00586 (周期170ヵ月)、0.02344 (40.2ヵ月)、0.10547 (9.5ヵ月)、0.23633 (4.2ヵ月) 付近でピークらしきものが見られたが、明瞭ではなかった。

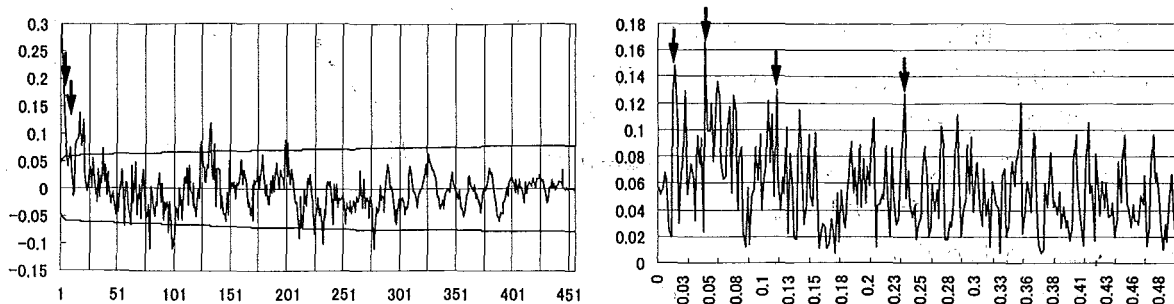


図4 内挿した第2主成分スコアを用いた自己相関解析結果及びパワースペクトル(矢印はピーク)

左図 自己相関解析結果 縦軸：ラグ相関値、横軸：ラグ(月数)

右図 パワースペクトル 縦軸：パワースペクトル、横軸：周波数

考 察

第1主成分については、自己相関解析の結果から、偏差の大きさが5ヵ月程度持続する可能性が高いこと、19ヵ月間は偏差の符号が変わらない可能性が高いことがうかがえた。また、パワースペクトルからは約10.6年、約3年に明瞭なピークがみられた。以上のことから、第1主成分は比較的長周期の変動であることが考えられた。前回の解析³⁾では、第1主成分は約70%の変動について説明が可能であり、事例解析およびコンボジット解析から、第1主成分の変動要因は東北海域全体における広範囲なスケールでの黒潮系水、親潮系水の変動により引き起こされるためと推測された。今回の結果は、第1主成分が前回の解析結果で得られた黒潮系水、親潮系水の変動であることを裏付けるものと考えられた。

第2主成分については、最長の無欠測期間である1973年3月～1989年5月(194ヵ月)分を用いたところ、自己相関解析、パワースペクトルは共にデータを読み取ることができなかった。欠測期間を内挿して1973年3月～2000年6月(327ヵ月)分として再度解析を行った結果、自己相関解析からは、偏差の大きさが2ヵ月程度持続する可能性が高いこと、4ヵ月間は偏差の符号が変わらない可能性が高いことがうかがえ、これらのことから、第2主成分は比較的短周期の変動であることが考えられた。しかし、今回の解析結果からは、その変動要因を考察することは困難であった。明瞭な結果が出なかった理由としては、前回の解析で示唆されたように、第2主成分の変動要因には断続的に波及する冷水域や暖水塊の関与が挙げられる。また、周期の異なる現象は空間分布が似るために一つの主成分にまとめられてしまい、いろいろな周期の変動が混在している可能性もある。これらを明らかにするには、さらに広い海域のデータを用いることや、異なる周期をフィルターを用いて分離し、再度主成分分析を行って各々の周期毎に変動要因を特定する必要がある。

ii. クラスタ分析を用いた類似年の抽出

材料および方法

本解析では、欠測が少ない1975年～2002年の100m深水温の平年偏差を用いた。データセットは、まず、月毎に年別データを作成し、2ヵ月以内の欠測期間は線形内挿で補完した後、データ取得率80%未満の測点を排除し、そのうえで欠測点が1点でもある年を排除した。この結果、用いた定点は、S3～S7、T4～T7、U5、U7の計11点となった(図5)。

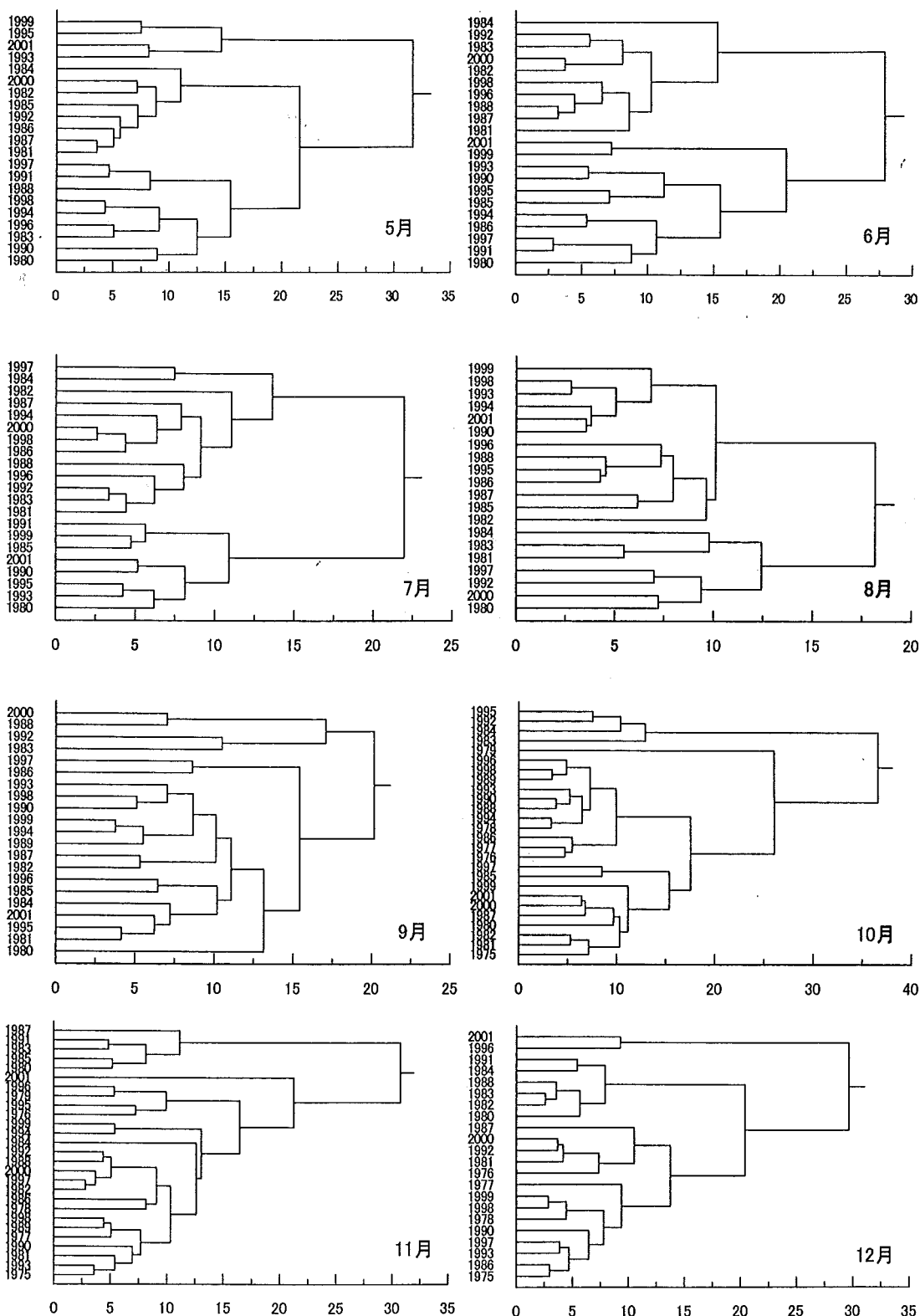


図6 月別の年別データを用いたクラスター分析によるデンドログラム (続き)

月の的中率は、最大値と最小値は共にばらつきが大きくなった。

次に、類似年間で実際の海況を比較した結果を示す。当月同士の比較では、水温値が1~2℃程度異なっている場合が多いものの、水温分布は良く適合していた。図7に5月についての類似年の比較例を示したが、県北部沖に親潮系冷水が存在し、その沿岸側に暖水が分布している点が良く

適合した。当月類似年を翌月の場合で比較した例では、的中率が低下するにつれて海況パターンも大きく異なっていた。図8は、4月時点での類似年を5月について比較した結果であるが、比較的中率が高かった1981年と1985年の比較でも水塊配置が異なっていた。

表1 デンドログラムから抽出した類似年の的中率

| | | 1月 | 2月 | 3月 | 4月 | 5月 | 6月 | 7月 | 8月 | 9月 | 10月 | 11月 | 12月 | 平均 |
|----|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 当月 | N | 9 | 11 | 10 | 5 | 3 | 5 | 8 | 7 | 3 | 4 | 7 | 11 | 6.92 |
| | avg | 0.98 | 0.92 | 0.96 | 0.98 | 1.00 | 0.89 | 0.90 | 0.87 | 0.82 | 0.93 | 0.96 | 0.96 | 0.93 |
| | max | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.91 | 1.00 | 1.00 | 0.91 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.98 |
| | min | 0.91 | 0.64 | 0.91 | 0.91 | 1.00 | 0.82 | 0.82 | 0.82 | 0.73 | 0.82 | 0.91 | 0.82 | 0.84 |
| 翌月 | N | 10 | 9 | 11 | 5 | 4 | 3 | 5 | 8 | 7 | 3 | 4 | 6 | 6.25 |
| | avg | 0.45 | 0.58 | 0.88 | 0.64 | 0.55 | 0.76 | 0.67 | 0.65 | 0.61 | 0.58 | 0.77 | 0.77 | 0.66 |
| | max | 0.82 | 0.91 | 1.00 | 1.00 | 0.91 | 1.00 | 0.73 | 1.00 | 0.82 | 0.82 | 0.91 | 1.00 | 0.91 |
| | min | 0.00 | 0.00 | 0.73 | 0.00 | 0.27 | 0.45 | 0.64 | 0.27 | 0.36 | 0.36 | 0.64 | 0.45 | 0.35 |

(avg、max、minは、それぞれ抽出した年の組み合わせごとの的中率の全体平均、最大値、最小値を示す。表中のNは類似年として抽出された年の組み合わせの個数)

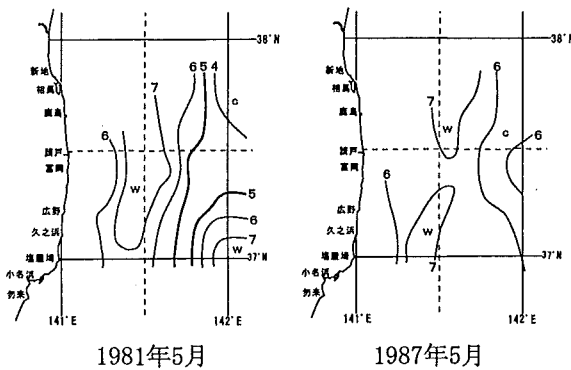


図7 当月の類似年同士の比較 (例)

比較した類似年の的中率は1.00であった。

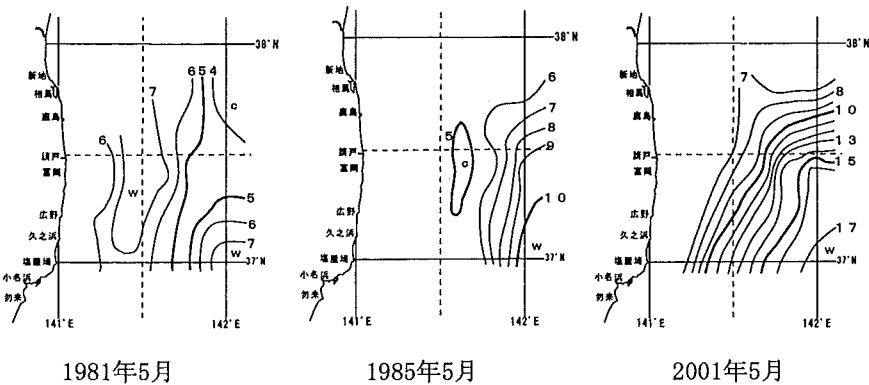


図8 翌月の類似年同士の比較 (例)

比較した類似年の的中率は、1981年と1985年が0.91、1985年と2001年が0.27であった。

考 察

今回行った類似年の抽出には、クラスター分析を用いるために水温偏差の空間分布をもとに分類したため、水塊の配置が反映されていることが期待された。また、類似年の判定に当たっては、比較年間のユークリッド距離が5以下で、水温平年偏差の差が平年偏差の標準偏差値以内であることを基準としたが、実際に類似年同士の海況を比較した結果、適当な方法と考えられた。

一方、類似年を用いた予測手法としては、次の点が実用化に不向きと思われた。まず、類似年を検索した場合、抽出可能な類似年の組合せ数が少ないことである。今回の結果では、多い月で11組あったが、少ない月ではわずか3組にとどまり、類似年抽出ができない可能性も高い。次に、翌月比較での的中率は低く、予測に用いるには精度に問題がある。この予測手法は、海況の持続性を利用したものであるが、今回の解析結果からは、本県沿岸の海況は持続性が低いことが示唆された。なお、偏差の持続性に関しては、スペクトル解析の結果、第1主成分で5ヵ月、第2主成分で2ヵ月程度の持続性は示唆された。しかし、持続性を利用できなかった理由としては、持続性が確認された第1、第2主成分とも、比較的長周期であったことが挙げられる。東北海区全体の解析⁴⁾でも、2000年の類似年から翌月の予測がなされたが、今回の解析と同様に欠測の存在によって類似年そのものを抽出できない例が多く、抽出できても類似性が確保された例は極めて少数であった。その原因として、東北海域が非常に海況変化に富んだ海域で、水塊配置の再現性が乏しいことが挙げられる。ただし、東北海域における類似年同士の比較では、水塊配置の近似性がある程度反映していることが確かめられた。

このような経緯から、今回試みた解析手法は、現状の類似年を抽出するために活用するのが望ましいと思われた。

iii. 100m深水温の主成分スコアを用いた自己回帰予測

材料および方法

データセットには、福島県沿岸定線における1981年～2001年の100m深水温の平年偏差を用い、類似年解析と同様に月毎の年別データを作成した。その際、データ取得率80%未満の測点および欠測が1点でもある年は排除した。

予測には、まず、ユークリッド距離を用いた最長距離法によるクラスター分析を行い、いくつ

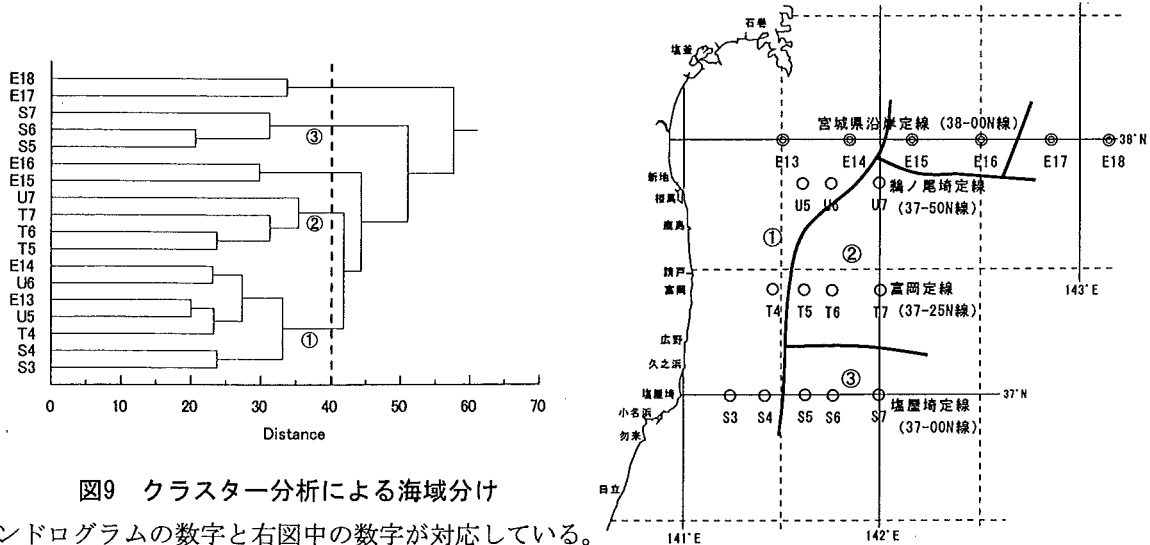


図9 クラスター分析による海域分け

デンドログラムの数字と右図中の数字が対応している。

かの測点毎に海域に分類した。海域分類を行ったのは、変動が類似した海域に分けることで予報対象を明確化できること、欠測点数が少ない測点でも観測された点だけで海域内の平均を求めて解析できる理由からである。しかし、福島県沿岸定線データだけでは欠測が多く、海域内で平均してもなお欠測月が出てしまうため、宮城県沿岸定線38° 00' N線データを加えて再度クラスター分析による海域分けを行い、データセットを作成した。この結果、用いた定点は、S3～S7、T4～T7、U5～U7、宮城県沿岸定線のE13～18の計18点となった（図9、ただしE17とE18は除く）。

次に、分類した各海域内の定点すべての平均値について、共分散行列を用いた主成分分析を行い、主成分スコア（固有ベクトル）を求めた。このスコアに3ヵ月移動平均をかけ、自己回帰予測を行った。自己回帰モデルによるフィッティングの際に必要な自己回帰次数は、赤池情報量基準（AIC）により最小になる次数とした。このようにして得られた3ヵ月先までの予測スコアを水温値に変換し、各海域ごとの予測水温値を導いた。予測水温値への変換は、{水温平年偏差値 + (第1主成分スコア予測値 × 第1主成分のクラスター毎での振幅)} で算出した。この予測手法の評価には、予測水温値と実測水温値のRMS（Root Mean Square：平均二乗）誤差を算出した。

結 果

クラスター分析によって本県沿岸は、福島～宮城の沿岸側（グループ①）、福島中北部の沖側（グループ②）、福島南部の沖側（グループ③）、宮城の沖側（2海域）の5海域に分類された（図10、11）。

主成分分析には、グループ①～③の各海域内平均データを用いたが、各主成分の寄与率は第1主成分が81.0%、第2主成分が14.5%、第3主成分が4.4%で、寄与率の落ち方から第1主成分までが有効と考えられた。第1主成分は符号がすべてプラスで、県南部沖合（グループ③）を中心とした全体変動を示した。また、スコアの時系列変動は、1984年、1992年頃に低めのピークが、1999年頃に高めのピークを示し、1990年代以降は1～2年毎の周期的な変動がみられた。第2主成分は、県中北部沖合をプラスとした県南部沖合とのシーソー変動を示した。また、スコアの時系列

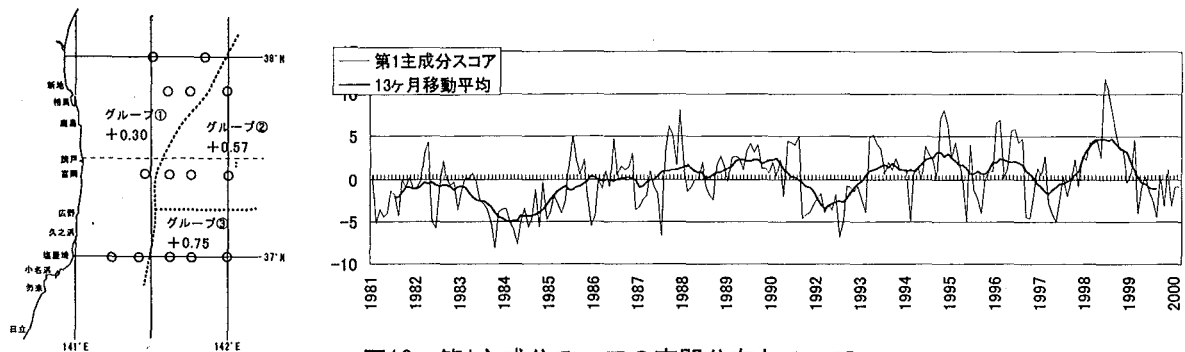


図10 第1主成分スコアの空間分布とスコア

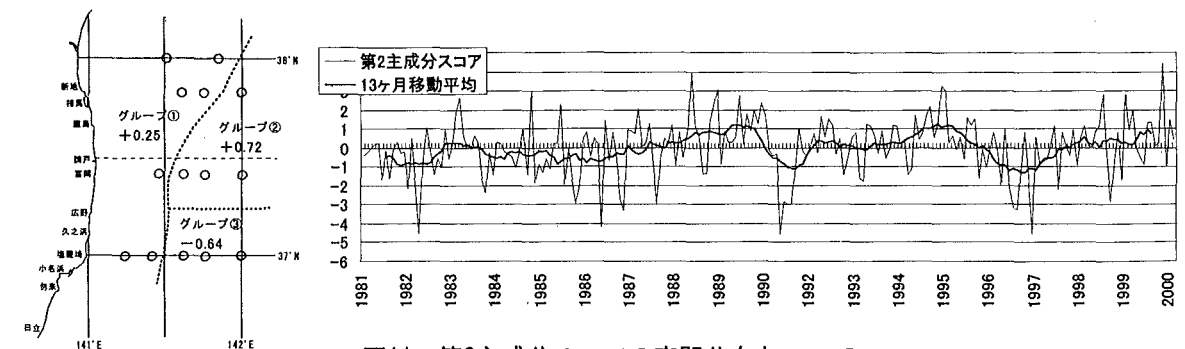


図11 第2主成分スコアの空間分布とスコア

変動は、1991年、1997年頃に低めのピークが、1989年、1995年頃には高めのピークがみられ、第1主成分よりは変動幅が小さい3年程度の比較的周期の長い変動がみられた。

表2 用いた自己回帰係数

| 次数 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 |
|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 係数 | +1.41 | -0.33 | -0.91 | +1.18 | -0.35 | -0.61 | +0.91 | -0.40 | -0.52 | +0.84 | -0.33 | -0.31 | +0.46 | -0.10 | -0.24 | +0.16 |

主成分分析の寄与率からは第1主成分までが有効と考えられたことから、以降の解析は第1主成分のみを用いて行った。自己回帰モデルの次数決定には赤池情報量基準 (AIC) を用いた。AICは、時系列データに自己回帰モデルを適用する際、AICが最小となる次数が最適であると判断される基準である。まず、生スコアデータを用いてAICを計算したところ、最小AICの際の次数=2と自己回帰には不適當な値となりうまく決定できなかった。そのため、生スコアに3ヵ月移動平均をかけて再計算したところ、最小AICの際の次数=16と適當な値となり、その時の自己回帰係数は表2のとおりとなった。

従って、これらの情報をもとに予測期間を3ヵ月、自己回帰次数を16として自己回帰予測を行った。第1主成分スコアの3ヵ月移動平均と予測スコアを比較すると、変動の大きかった4月～5月、

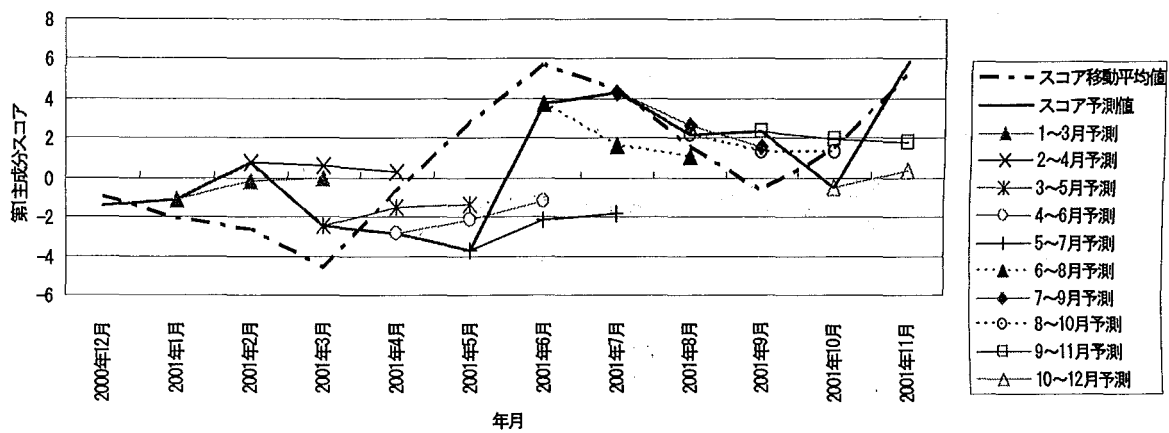


図12 第1主成分スコアの3ヶ月移動平均と自己回帰予測によって求めた予測値の比較

表3 自己回帰予測による水温予測値と実測水温値のRMS誤差

| 用いた最終月 | 1ヵ月先 | 2ヵ月先 | 3ヵ月先 |
|----------|------|------|------|
| 2000年12月 | 0.21 | 2.85 | 1.67 |
| 2001年1月 | 3.17 | 1.86 | 3.71 |
| 2001年2月 | 0.91 | 3.07 | 4.61 |
| 2001年3月 | 2.60 | 4.88 | 4.99 |
| 2001年4月 | 6.45 | 6.33 | 2.07 |
| 2001年5月 | 3.25 | 0.89 | 1.79 |
| 2001年6月 | 0.41 | 1.37 | 1.23 |
| 2001年7月 | 1.48 | 1.15 | 3.03 |
| 2001年8月 | 1.46 | 3.24 | 5.15 |
| 2001年9月 | 2.40 | 5.64 | 5.84 |
| 2001年10月 | 3.82 | 4.98 | |
| 平均 | 2.29 | 3.20 | 3.41 |

■ : 3℃以上
 ■ : 4℃以上

(縦軸の年月のデータを元に1～3ヵ月先の年月の第1主成分スコア予測値を求め、水温値に換算し実測水温値とのRMS誤差を求めた。)

11月～12月で実測値と予測値が離れているが、変化の傾向は概ね一致していた（図12）。予測スコアから算出した予測水温値と実測水温値とのRMS誤差を表3に示す。1ヵ月先の予測ではRMS誤差=0.21～5.43（平均2.29）、2ヵ月先ではRMS誤差=0.89～5.64（平均3.20）、3ヵ月先ではRMS誤差=1.23～5.84（平均3.41）となった。全体的な傾向としては、予測期間が長くなるほどRMS誤差が増大した。また、2001年5月、10月を予測した際のRMS誤差は大きかったが、それ以外の月では誤差が極端に大きくなることはなく、3℃以上のRMS誤差がみられた月を除いた平均のRMS誤差は、1ヵ月先で1.35、2ヵ月先で1.62、3ヵ月先で1.69となった。

考 察

今回の主成分分析には、本県沿岸を3海域に区分してその海域内の平均でデータセットを作成した。以前の同様の分析²⁾には、測点毎のデータが用いられたが、第1主成分については今回の結果と概ね一致したものの、第2主成分については大きく異なる結果となった。この違いは、海域内で平均することで細かい変動が平滑化されたためと思われる。このように、主成分スコアの自己回帰予測スコアを用いた水温予測手法は、RMS誤差の平均が各月でかなりばらつきがみられたことから、水温値での短期予測精度はそれほど高くはないと判断された。さらに、黒潮系暖水の強勢や親潮系冷水の南下といった急激な変動がみられた2001年5月、10月については、予測結果に2～3℃近い誤差が生じ、短期的な変動を把握することは困難であった。海域内で平均したデータであることから細かい変動が反映されなかったこと、変動周期の大きい黒潮系水-親潮系水が変動主要因である第1主成分スコアのみを用いたことなどが理由に考えられた。しかし、RMS誤差も全体を平均すれば比較的小さく（1～3ヵ月先で1.0～1.4℃程度）、主成分スコアの自己回帰予測スコア値による水温予測も概ね変動傾向をつかむことはできた。このように100m深水温の主成分スコアを用いた自己回帰予測による水温予測は、変動傾向を把握する方法としては有効と考えられた。

IV. 本県における海況予測の可能性と今後の課題

本研究では、水温偏差の持続性を利用した類似年抽出による海況予測と水温変動の周期性を利用した自己回帰による水温予測を行ったが、その結果、類似年抽出よりも自己回帰による水温予測の方が妥当な方法と考えられた。

一方、補足的に持続性を利用した水温予測の可能性を確認する目的で、シフトモデルによる予測も試みた。シフトモデルは、当月の水温偏差を翌月以降にも適用して水温値を予測する方法であるが、この方法で算出した水温予測値のRMS誤差を表4に示す。自己回帰を用いた水温予測値（表3）と比較して、低水温が継続した2月～4月までは比較的良好な予測値が得られたものの、変動が大きかった5月以降では大きな誤差が生じた。海況の持続性が

表4 シフトモデルによる予測水温値と実測水温値のRMS誤差

| 用いた月 | 1ヶ月先 | 2ヶ月先 | 3ヶ月先 |
|----------|------|------|------|
| 2000年12月 | 0.69 | 1.66 | 2.65 |
| 2001年1月 | 0.83 | 1.14 | 2.30 |
| 2001年2月 | 2.44 | 1.75 | 2.10 |
| 2001年3月 | 1.10 | 1.63 | 1.07 |
| 2001年4月 | 2.16 | 1.19 | 3.28 |
| 2001年5月 | 7.83 | 5.84 | 6.66 |
| 2001年6月 | 1.63 | 7.95 | 6.17 |
| 2001年7月 | 3.13 | 3.15 | 4.85 |
| 2001年8月 | 1.59 | 2.77 | 2.15 |
| 2001年9月 | 2.69 | 2.14 | 5.01 |
| 2001年10月 | 2.76 | 2.06 | 4.04 |
| 平均 | 2.42 | 3.11 | 3.66 |

高い季節には適用できる可能性もあるが、本県海域では全般に、持続性よりも周期性を予測根拠とした手法の方が有効と判断できる。ただし、今回は長周期成分の第1主成分スコアを用いたこと、測点を海域内で平均したデータを用いたことで短期的な変動が平滑化され、予測値そのもの

の精度は高くなかった。短期的な変動を考慮するには、本県海域だけでなく周辺の海域も含めた範囲で短期的な変動要因である暖水舌や冷水域などの水塊構造の挙動を把握する必要がある。さらに、これにADCP（多層式音響ドップラー潮流計）の観測データを重ね合わせて水塊の流況パターン化を行い、予測根拠として利用することが有効と思われる。

今後は、自己回帰予測による水温予測と短期的な変動要因の把握を組み合わせ、さらに、持続性を利用した予測についても季節を限定し、より実用的な予測手法の開発を検討する必要がある。

謝 辞

本研究全般についてご指導いただいた伊藤進一博士をはじめとする独立行政法人東北区水産研究所の海洋動態研究室の皆様には謝意を表します。また、貴重な海洋観測データを提供いただいた宮城県水産研究開発センターの永木利幸氏に厚く御礼申し上げます。なお本研究の一部は、水産庁の補助事業である「地域レベルでの漁況海況情報提供事業」および「海洋構造変動パターン解析技術開発試験事業」に関連して実施されたものである。

要 約

1. 本県沿岸6定点の水温の主成分分析結果についてスペクトル解析を行ったが、第1主成分スコアには約5ヵ月の持続性と10.6年の長周期成分が認められ、第2主成分スコアには約2ヵ月の持続性が認められたが、周期性は不明瞭であった。
2. クラスタ分析を用いた類似年抽出法は、本県沿岸のような水塊配置の再現性が乏しい海域にあっては、現状の海況を把握するための利用に限られることが分かった。
3. 100m深水温の主成分スコアを用いた自己回帰予測は、水温値そのものの予測には誤差が大きく不適當であったものの、変動傾向を予測する手法としては有効と考えられた。
4. 本県沿岸の海況予測には、水温偏差の持続性よりも周期性を利用した方が有効と思われ、予測精度の向上を図るにはより短期的な変動要因を加味する必要があると考えられた。

文 献

- 1) 松本育夫：福島県沿岸の水温データ解析－Ⅰ、福島水試研報、8、59-67（1999）。
- 2) 吉田哲也：福島県沿岸の水温データ解析－Ⅱ、福島水試研報、9、1-6（2000）。
- 3) 吉田哲也：福島県沿岸の水温データ解析－Ⅲ、福島水試研報、10、63-71（2001）。
- 4) 伊藤進一他：東北海区における沿岸定線100m深水温解析結果について、平成12年度東北ブロック水産海洋連絡会報、31、52-70（2001）。