

独立行政法人港湾空港技術研究所

港湾空港技術研究所 報告

REPORT OF
THE PORT AND AIRPORT RESEARCH
INSTITUTE

VOL.44 NO.2 June 2005

NAGASE, YOKOSUKA, JAPAN
INDEPENDENT ADMINISTRATIVE INSTITUTION,
PORT AND AIRPORT RESEARCH INSTITUTE



港湾空港技術研究所報告 (REPORT OF PARI)

第 44 卷 第 2 号 (Vol. 44, No. 2), 2005年6月 (June 2005)

目 次 (CONTENTS)

| | |
|--|---|
| 1. 台風0314号による大韓民国馬山湾の高潮の現地調査と数値計算 | 河合 弘泰・富田 孝史・平石 哲也・安田 誠宏 3 (Field Investigation and Numerical Simulation of Storm Surge in Masan Bay, Korea by Typhoon 0314 Hiroyasu KAWAI, Takashi TOMITA, Tetsuya HIRAISHI, Tomohiro YASUDA) |
| 2. 台風0314号の高潮による大韓民国馬山市街地での浸水に関する数値計算 | 平石 哲也・河合 弘泰・南 靖彦・安田 誠宏 23 (Numerical Simulation on Inundation in Masan City, Korea due to Strom Surge by Typhoon 0314 Tetsuya HIRAISHI, Hiroyasu KAWAI, Yasuhiko MINAMI, Tomohiro YASUDA) |
| 3. 非固定航路で不連続的に観測された流況データからの潮汐成分と残差流成分の分離手法について | 鈴木高二朗・竹田晃・橋本典明 39 (Separation of Tidal and Subtidal Currents from Intermittent Currents Data measured at non-Fixed Routes Kojiro SUZUKI, Akira TAKEDA, Noriaki HASHIMOTO) |
| 4. 管中混合固化処理地盤の強度変動と要因分析 | 北詰昌樹・早野公敏 57 (Strength Scatter and its Causes of Pneumatic Flow Mixing Treated Ground Masaki KITAZUME, Kimitoshi HAYANO) |
| 5. 海水流動の3次元性を考慮した高潮・津波数値シミュレータSTOCの開発と津波解析への適用 | 富田孝史・柿沼太郎 83 (Storm Surge and Tsunami Simulator in Oceans and Coastal Areas (STOC) Takashi TOMITA, Taro KAKINUMA) |
| 6. 構造物の沈下挙動を制御する新型基礎に関する基礎的研究 | 水谷崇亮・菊池喜昭 99 (Fundamental study on a new type foundation which control settlements of a structure Taka-aki MIZUTANI, Yoshiaki KIKUCHI) |
| 7. 飛砂の限界摩擦速度変化特性を考慮した飛砂量推定 | 有働恵子 123 (Sand Transport Rate Estimate Considering Variation in the Threshold Wind Shear Velocity Keiko UDO) |

非固定航路で不連続的に観測された流況データからの 潮汐成分と残差流成分の分離手法について

鈴木高二朗*・竹田 晃**・橋本典明***

要　旨

平成15年12月より東京湾フェリー株式会社所有“かなや丸”に設置されたADCPによって、東京湾口の流向流速データが高密度かつ連続的に得られるようになった。しかしながら、フェリーが東京湾を出入りする船舶をよけて航行するため観測位置が固定していないこと、また、夜間のデータや荒天時のデータが無いことから、通常の調和解析を用いて潮汐成分と残差流成分を分離するのが困難であった。

このような問題を解決するため、調和定数を3次元の多項式関数として取り扱う調和解析手法（3次元調和解析）を用いて解析を行った。その結果、観測データから3次元調和解析で推定された潮汐成分を取り除いて残差流成分を求めたところ、黒潮系暖水の流入状況などが抽出できることが分かった。

しかし、この手法では、残差流成分は、推定された潮汐成分を観測データから差し引くことによってしか得ることができず、観測データのある時点でしか残差流成分の推定値を求められない。そのため、今回のフェリー観測のように日中しかデータを取れない場合には、連続的な残差流成分の推定が困難である。そこで、Akaike (1980)のベイズ型情報量基準を用いて連続的な残差流成分を推定した。推定された残差流成分と同時期に計測された塩分・水温データとを比較したところ、残差流成分の変化と黒潮系暖水等の流入などの現象が一致しており、連続的な残差流成分を推定できることがわかった。また、欠測を含む仮想データを作成し、欠測の影響を調べたところ、1日あたり14時間程度の欠測があっても残差流成分を推定できることがわかった。

キーワード：東京湾フェリー、ADCP、調和解析、残差流、ABIC

* 海洋・水工部主任研究官

** 海洋・水工部海洋開発研究室

*** 海洋・水工部海洋水理・高潮研究室長

〒239-0826 横須賀市長瀬3-1-1 独立行政法人 港湾空港技術研究所
電話：0468-44-5043 Fax：0468-42-7846 e-mail:suzuki_k@pari.go.jp

Separation of Tidal and Subtidal Currents from Intermittent Currents Data measured at non-Fixed Routes

Kojiro SUZUKI*
Akira TAKEDA**
Noriaki HASHIMOTO***

Synopsis

Separation of Tidal and Subtidal Currents in ship-mounted ADCP Data measured at Tokyo Bay mouth is studied. The data is collected using ADCP mounted on "Tokyowan ferry, Kanayamaru". The ferry runs across the Tokyo bay mouth with meandering in order to avoid a lot of ships which move Tokyo bay mouth. To remove this problem, 3-dimensional harmonic analysis is considered. After separated the harmonic component, subtidal currents are well estimated.

However, because the ferry runs during daytime, the subtidal current during the nighttime is not being estimated. In order to estimate the continuous subtidal currents, we apply the "ABIC: Akaike Bayesian Information Criterion". Using ABIC, even the continuous subtidal currents are also well estimated.

Key Words: Tokyo Bay Ferry, ADCP, Harmonic Analysis, Subtidal Currents, ABIC

* Senior Research Engineer of Marine Environment and Engineering Department

** Research Engineer, Ocean Development Division, Marine Environment and Engineering Department

*** Chief of Hydrodynamics Division, Marine Environment and Engineering Department

Independent Administrative Institution, Port and Airport Research Institute, 3-1-1 Nagase, Yokosuka, 239-0826 Japan
Phone : +81-46-844-5082 Fax : +81-46-844-1274 e-mail:suzuki_k@pari.go.jp

目 次

| | |
|------------------------------------|----|
| 要 旨 | 39 |
| 1. はじめに | 43 |
| 1.1 研究の背景と目的 | 43 |
| 1.2 潮汐と残差流成分の分離に関する既往の研究 | 43 |
| 2. 調和解析による潮汐成分の推定 | 45 |
| 2.1 フェリー断面平均流速の調和解析 | 45 |
| 2.2 3次元調和解析 | 47 |
| 3. ABICを用いた連続的な残差流成分の推定 | 51 |
| 3.1 ABICによる残差流成分の推定法 | 51 |
| 3.2 ABICによる残差流成分推定の計算例 | 52 |
| 3.3 ABICを用いた残差流推定における欠測時間の影響 | 54 |
| 4. まとめ | 54 |
| 謝 辞 | 54 |
| 参考文献 | 55 |
| 付録 調和解析に及ぼす観測期間と欠測時間の影響 | 56 |

1. はじめに

1.1 研究の背景と目的

東京湾では現在、羽田空港再拡張事業、東京湾口航路整備事業、あるいは東京湾の環境を蘇らせようとする事業が実施中あるいは計画中であるなど、大規模な事業が推進されている。これらのプロジェクトを適切に推進していくうえで東京湾の環境を的確に予測し、管理していくことが重要である。

そのなかで東京湾口は東京湾の海水と外洋水が出入りする唯一の場所であり、東京湾の海水の動きや水質の変化を知る上で重要な海域である。そのため、東京湾口の環境を調べることが重要となるが、東京湾口では船舶の交通量が多いため、観測船等を用いて連続的な海洋観測を行うのが難しい。

そこで、当研究所では平成15年12月より東京湾フェリー株式会社所有“かなや丸”に図-1.1のように流況・水質・気象を計測する装置を設置し、東京湾口の海洋環境観測を開始した。東京湾フェリーは図-1.2のように湾口を横切って航行しているため、東京湾口を出入りする海水の流況や水質を高密度、かつ連続的に捉えられるようになってきた。

このうち流況は超音波ドップラーフロードプロファイルを捉えることが可能である。

通常、計測された流況データは、調和解析などによって潮汐成分と残差流成分に分離されて評価される。残差流としては、潮汐残差流、密度流、吹送流が考えられ、東京湾口でも外洋水や内湾水の流入出を調べる上で、計測された潮流データを潮汐成分と残差流成分に分離する必要がある。

しかし、東京湾フェリーで観測されたデータを解析する場合、以下の理由により、通常の調和解析では潮汐成分と残差流成分の分離が難しい。

①東京湾を出入りする船舶をよけて通るためフェリーが大きく蛇行して航行する。このため計測地点が毎回異なるとともに、湾口では図-1.2のように海底地形が複雑であるため、計測している場所の水深も大きく変化する。
②フェリーの運行時間がAM6:20～PM7:20までであるため、夜間のデータが欠測となる。

③東京湾口では外洋からの波浪等により船舶が動搖しやすく、観測データにノイズが多くなる場合がある。また、風や波浪が大きい場合にはフェリーが欠航し、日中でも欠測となる場合がある。

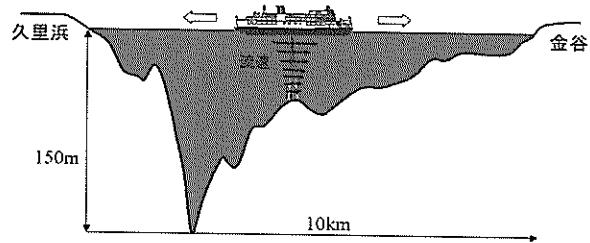


図-1.1 東京湾フェリーによる観測の概要

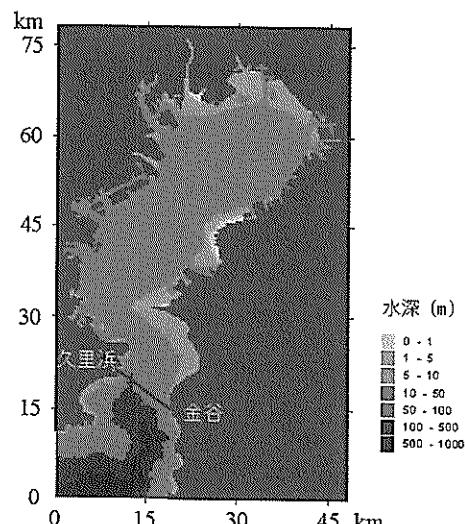


図-1.2 東京湾フェリーの航路と水深図

以上のような問題点を含む、非固定航路で不連続的に観測されたデータから潮汐成分と残差流成分を分離するため、本研究では三次元調和解析とベイズ型情報量基準を用いた潮汐成分と残差流成分の分離手法について検討を行った。

なお、観測に用いた機器の詳細については、鈴木ら(2004)に述べている。

1.2 潮汐と残差流成分の分離に関する既往の研究

(1) 調和解析

固定点で観測された流速データから潮汐成分と残差流成分を分離する場合、通常、調和解析が用いられる。調和解析では流速データは式(1.1)のように余弦関数と正弦関数の和として分離される。

$$u_n = u_0 + \sum_{m=1}^M (a_{2m-1} \cos \omega_m t_n + a_{2m} \sin \omega_m t_n) + \varepsilon_n \quad \cdots (1)$$

ここで、 u_n : 時刻 t_n での観測データ、 M : 分潮数、 a_{2m-1} 、 a_{2m} : 潮汐成分 m の調和定数、 ω_m : 潮汐成分 m の角周波

数, ε_n : 誤差項であり, u_0 は残差流成分である. 通常, 調和定数 a_{2m-1} , a_{2m} は, 最小自乗法により求められる.

一方, 船舶で流速を測定する場合, 図-1.3 のように広範囲な観測が可能となるが, 計測されたある 1 地点について見ると時系列なデータとはなっておらず, 調和定数を求めるのが困難である. そこで Candela ら(1992)は調和定数を式(2)のような多項式関数で近似することで, 移動する船舶で測定した ADCP データから潮汐と残差流成分を推定する手法を提案している.

$$a_m(x, y) = \sum_{j=0}^{DP} \sum_{k=0}^j \alpha_{j-k, k} x^{j-k} y^k \quad \cdots (2)$$

ここで, x, y : 平面の位置座標, $\alpha_{j-k, k}$: 多項式の係数, DP : 多項式の次数である.

このような手法を用いることで, ある 1 地点については連続的な時系列とはなっていなくても, 調和定数が推定可能となる. 上記の手法を適用した例としては, 万田ら(2000)の東シナ海の観測があげられる.

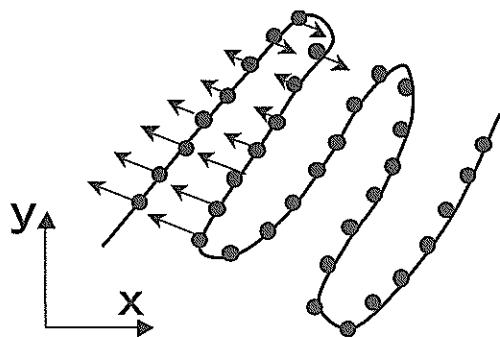


図-1.3 船舶による観測の模式図

(2) 杉山ら(1995)の方法

残差流成分の推定手法として, 調和解析以外の方法として杉山ら(1995)の方法がある. ここでは, 船舶が航行する断面での断面平均流速 $X(t)$ を説明変数として各測点における潮汐成分を推定し, 観測データから差し引くことで残差流成分を推定している. 計算の手順は以下のとおりである.

時刻 t での断面平均流速 $X(t)$ は, 観測断面を通過して流入出する流量 $S \cdot dh(t)/dt$ を断面積 A で割って求める.

$$X(t) = S \cdot A^{-1} \cdot dh(t)/dt \quad \cdots (3)$$

ここで, S は観測断面と陸岸で囲まれる海域の面積であり, $h(t)$ はこの海域の予報潮位である.

次に, 測点 i における潮汐成分を $B_i \cdot X(t)$ と仮定し, 係数 B_i を以下の回帰式(4)から求める.

$$\hat{u}_i(t) = B_{0i} + B_i \cdot X(t) + \varepsilon(t) \quad \cdots (4)$$

ここで, B_{0i} は残差成分, $\varepsilon(t)$ は誤差であり, $\hat{u}_i(t)$ は式

(5) で表される測点 i で計測された鉛直平均の流速データ, u_{ij} は測点 i の深さ j 地点における実測流速である.

$$\hat{u}_i(t) = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M u_{i,j} / M \quad \cdots (5)$$

最後に残差流は以下の式(6)で表される.

$$ur_{i,j} = \overline{u_{i,j}(t)} - B_i \cdot \overline{X(t)} \quad \cdots (6)$$

ここで, $ur_{i,j}$ は測点 i , 深さ j 地点での残差流であり, 上付きのバーは時間平均を意味する.

潮汐は長波であるから, このように潮汐成分が水深方向に変化しないと考えても大きな差は生じないと考えられるが, 湾口のような複雑な場所では適用できない可能性がある.

(3) 連続的な残差流成分の推定

(1),(2)で述べた手法によって, 潮汐成分は時系列で連続的な成分として推定することが可能である. しかし, こうした手法では, 残差流成分は観測データから推定された潮汐成分を差し引くことによってしか得ることができず, 観測データのある時点でしか残差流の推定値は求められない. したがって, 今回のフェリー観測のように, 日中だけなど限られた時間しかデータを取れない場合には, 連続的な残差流の推定が困難である.

Akaike(1980)のベイズ型情報量基準を用いると, このような欠測を含むデータから残差流成分のような連続的なトレンド成分を推定できる可能性がある. 石黒ら(1984)はベイズ型情報量基準を地球潮汐の推定に適用し, 欠測を含む観測データから地球潮汐成分とドリフト成分をうまく抽出している. こうしたベイズ型情報量基準を用いた方法は, 橋本(1987)によって波浪の方向スペクトルの推定にも適用され, 方向スペクトル推定の強力なツールとなっている.

今回の流向流速データからも, ベイズ型情報量基準を用いることで, 連続的な潮汐成分や残差流成分を推定できる可能性がある.

以上のことから本報告では, まず, 2 章で調和解析による潮汐成分の分離について述べる. 特にフェリーが蛇行するという問題を解決するために Candela ら(1992)の方法を拡張した 3 次元的な調和解析手法について検討する. 次に 3 章でベイズ型情報量基準を用いた連続的な残差流成分の推定手法について検討する.

2. 調和解析による潮汐成分の推定

2.1 フェリー断面平均流速の調和解析

本報告では、各種推定手法の比較を行うため 2003 年 12 月 23 日～2004 年 1 月 21 日までの約 1 ヶ月のデータを用いて解析を行うこととした。ここではまずデータの特徴を調べるために、1 航海あたりの断面平均流速の時系列について調べる。1 航海あたりの断面平均流速は港から港までの 1 航海で得られた全てのデータの平均であり、パーセントグッドが 70% 以上のデータを選び、かつ 1m/s 以上の流速はエラーであるとして除いている。

図-2.1(a) は南北方向、(b) は東西方向の平均流速の時系列波形であり、(c)、(d) は久里浜港と金谷港を結ぶ図-2.2 に示すようなフェリーの航路に対して垂直な方向と平行な方向に座標変換した流速データの時系列である。なお、フェリーは金谷行きではより南側を、久里浜行きではより北側を航行するため、図-2.2 に示す航路は実際の航路とは一致しないが、久里浜と金谷を結ぶ直線上を航行する場合が多いことから、ここでは、以降、この航路を“標準航路”と呼ぶことにする。また、これ以後、 x, y, z 軸を図-2.2 のように定義して解析を行う。 x 軸は東経 139.7234°、北緯 35.221° の久里浜側の地点と東経 139.8159°、北緯 35.1712° の金谷側の地点を結んだ線であり、久里浜側の地点を原点とし、金谷に向かう方向

が正である。これらの地点間の距離は約 10km である。また、 y 軸は x 軸に直角であり湾奥に向かう方向が正である。 z 軸は水深方向であり下向きが正である。

図-2.1 中、実線はそれぞれのデータに対して主要 4 分潮の調和解析で推定された潮汐成分である。流れはフェリーの標準航路に対してほぼ垂直に流れる傾向にあり、標準航路に対して平行方向の流れ(d)は流速の変化が小さくなっている。また、標準航路に垂直な流れ(c)は、調和解析による推定潮汐成分とよく一致している。

図-2.3 は、1 航海あたりの久里浜側(a)と金谷側(b)の断面平均流速の時系列データであり、原点から 5km までの部分 ($0 \leq x \leq 5$ km) を久里浜側、5km から 10km まで ($5 < x \leq 10$ km) を金谷側としてそれぞれの断面平均流速を求めている。実線はとともに 1 航海あたりの全断面

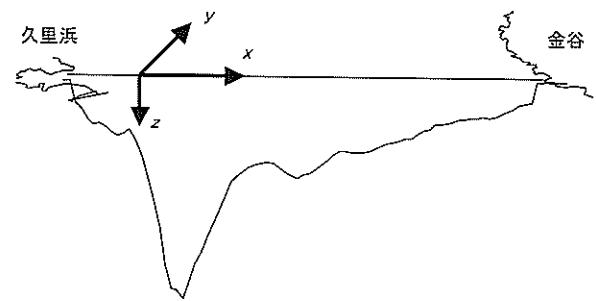


図-2.2 解析を行う際の標準航路と座標系

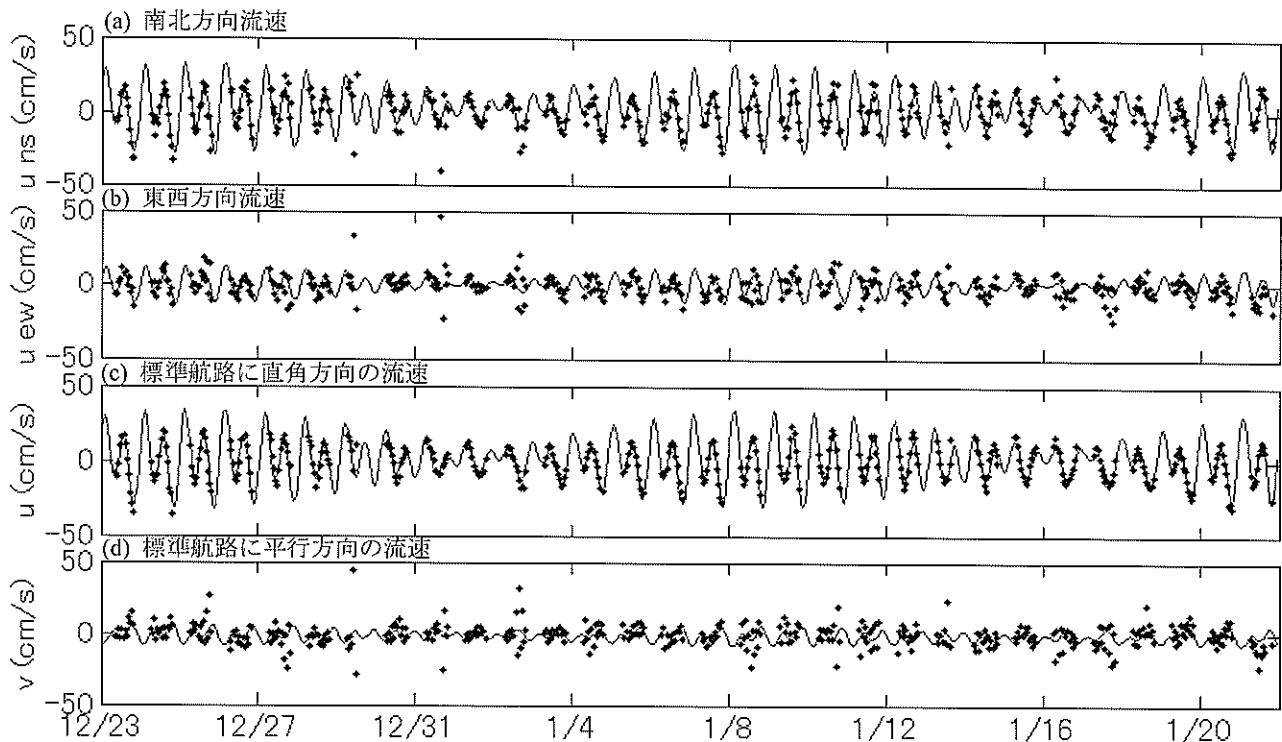


図-2.1 1 航海あたりの断面平均流速の時系列 (2003 年 12 月 23 日～2004 年 1 月 21 日)

(a)南北方向流速、(b)東西方向流速、(c)標準航路に直角方向の流速、(d)標準航路に平行方向の流速

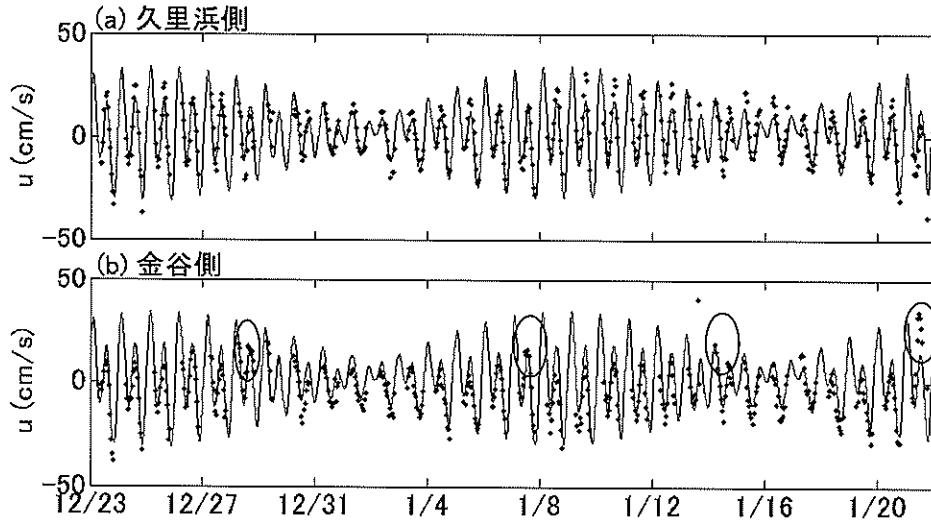


図-2.3 1航海あたりの久里浜側(a)と金谷側(b)の断面平均流速の時系列 実線はともに1航海あたりの全断面平均流速から調和解析で推定した潮汐成分(2003年12月23日～2004年1月21日)

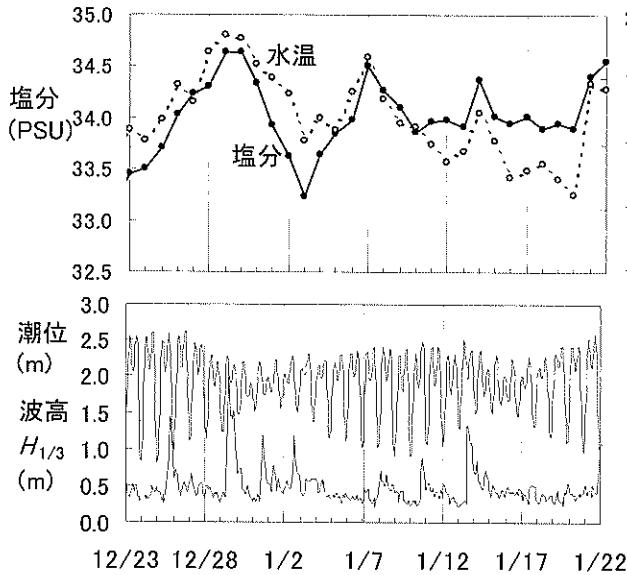


図-2.4 フェリーで観測された1日あたりの塩分水温の平均値と久里浜港内の潮位およびアシカ島の有義波高

($0 \leq x \leq 10 \text{ km}$)の平均流速から調和解析で求めた推定潮汐成分である。

金谷側(図-2.3(a))の流速は全断面の推定流速よりやや流出側(マイナス側)に偏っているが、12月27日、1月7日、14日、21日は東京湾へ流入する側(プラス側)に偏っている。特に1月21日の流入流速が大きい。

図-2.4は塩分水温の時系列であり、1日あたりの全データの平均値を結んでいる。上記4日間は塩分、水温とともに高くなっているが、黒潮系暖水が東京湾口部に入り込んだ時に相当する。

一方、久里浜側(図-2.3(b))はその4日間を除くと

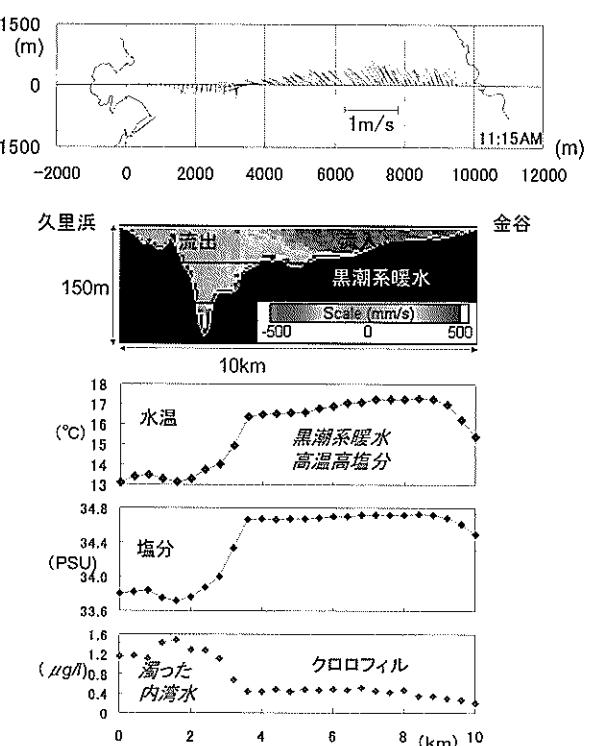


図-2.5 黒潮系暖水の流入(2004年1月21日)

全体的に東京湾へ流入する側(プラス側)に偏っている。

図-2.5は1月21日に見られた黒潮系暖水の流入状況である。久里浜港から約3.6kmの位置にフロンティアがあり、この地点を境に表層流速は久里浜側で東京湾から流出、金谷側で流入する向きになっている。この地点を境に、久里浜と金谷で塩分は約0.9PSU、水温は約4°Cも異なっており、こうした黒潮系暖水の流入が久里浜側と金谷側で流れの偏りをもたらしているものと考えられる。

2.2 3次元調和解析

(1) 3次元調和解析の概要と計算ケース

東京湾フェリーは湾口を航行する船舶をよけるため一定の航路からはずれて蛇行して航行する場合が多い。その結果観測データが3次元的に散らばっている。こうした3次元的なデータの散らばりを考慮するため、ここでは調和定数を式(7)に示すような3次元の多項式関数におきかえて調和解析を行うこととした。この方法は調和定数を2次元の多項式関数として考えて調和解析を行ったCandelaら(1992)の方法を3次元に拡張したものであり、以降、3次元調和解析と呼ぶことにする。

$$u(x, y, z, t) = u_0(x, y, z) + a_1(x, y, z)\cos\omega_1 t + a_2(x, y, z)\sin\omega_1 t + a_3(x, y, z)\cos\omega_2 t + a_4(x, y, z)\sin\omega_2 t + a_5(x, y, z)\cos\omega_3 t + a_6(x, y, z)\sin\omega_3 t + a_7(x, y, z)\cos\omega_4 t + a_8(x, y, z)\sin\omega_4 t \quad \cdots(7)$$

式(7)中、 $u_0, a_1, a_2, a_3, a_4, a_5, a_6, a_7, a_8$ は、 x, y, z の多項式で表される関数である。

調和解析はS2,M2,K1,O1の4分潮で試しており、角周波数 $\omega_1, \omega_2, \omega_3, \omega_4$ の周期はそれぞれ12.000000hr, 12.420601hr, 23.934469hr, 25.819341hrである。

$a_1 \sim a_8$ までの関数の形を決めるため以下の4つのケースを比較した。関数が①次多項式で、 $x^3, y^3, z^3, x^2y, x^2z, y^2x, y^2z, z^2x, z^2y, xyz, x^2, y^2, z^2, xy, yz, xz, x, y, z, 1$ の多項式からなるケース、②2次多項式で、 $x^2, y^2, z^2, xy, yz, xz, x, y, z, 1$ の多項式からなるケース、③2次多項式で、 $x^2, xz, x, z, 1$ の多項式からなるケース、④2次多項式で、 $xz, x, z, 1$ の多項式からなるケースである。③、④のケースは、フェリーの蛇行があまり調和定数に影響がなく、航路に垂直な方向(y 方向)には調和定数があまり変化しないと考えたケースである。

(2) 最小自乗法の計算手順

多項式の各係数 α は式(8)の $J(\alpha)$ を最小にするように最小自乗法によって求めた。また、 \mathbf{B} ベクトルはADCPで得られた全てのデータを時系列で並べたものである。

$$J(\alpha) = \|[\mathbf{A}\alpha - \mathbf{B}]\|^2 \quad \cdots(8)$$

ここで、 $\mathbf{A}, \alpha, \mathbf{B}$ は式(9),(10),(11)で表される。

$$\alpha^T = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \alpha_3 \ \dots \ \alpha_{180}] \quad \cdots(9)$$

$$\mathbf{B}^T = [u_1 \ u_2 \ u_3 \ \dots \ u_N] \quad \cdots(10)$$

$\mathbf{A} =$

$$\begin{bmatrix} x_1^3 & y_1^3 & z_1^3 & x_1^2 y_1 & \dots & 1 & x_1^3 \cos\omega_1 t_1 & y_1^3 \cos\omega_1 t_1 & \dots & \cos\omega_1 t_1 & \dots & x_1^3 \sin\omega_1 t_1 & y_1^3 \sin\omega_1 t_1 & \dots & \sin\omega_1 t_1 \\ x_2^3 & y_2^3 & z_2^3 & x_2^2 y_2 & \dots & 1 & x_2^3 \cos\omega_1 t_2 & y_2^3 \cos\omega_1 t_2 & \dots & \cos\omega_1 t_2 & \dots & x_2^3 \sin\omega_1 t_2 & y_2^3 \sin\omega_1 t_2 & \dots & \sin\omega_1 t_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ x_N^3 & y_N^3 & z_N^3 & x_N^2 y_N & \dots & 1 & x_N^3 \cos\omega_1 t_N & y_N^3 \cos\omega_1 t_N & \dots & \cos\omega_1 t_N & \dots & x_N^3 \sin\omega_1 t_N & y_N^3 \sin\omega_1 t_N & \dots & \sin\omega_1 t_N \end{bmatrix} \quad \cdots(11)$$

最小自乗法は橋本(1987)にならない以下のように行った。ここで、 N は観測データの数、 MA はベクトル α の変数の数であり、ケース①の場合、 $MA=180$ である。

今、 \mathbf{A} 行列と \mathbf{B} ベクトルを以下のようにまとめる。

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} \mathbf{A} & \mathbf{B} \end{bmatrix} \Leftrightarrow \begin{array}{c} N \\ MA \\ 1 \end{array} \quad \cdots(12)$$

この行列をQR分解し、行列 \mathbf{Q}, \mathbf{R} を得る。

$$[\mathbf{Q}, \mathbf{R}] = qr(\mathbf{Z}) \quad \cdots(13)$$

$$\mathbf{U} = \mathbf{Q}^T \quad \cdots(14)$$

として、 \mathbf{U} に \mathbf{Z} をかけると

$$\mathbf{UZ} = \begin{bmatrix} S_{11} & \dots & \dots & S_{1,MA} & S_{1,MA+1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & S_{MA,MA} & S_{MA,MA+1} \\ & & & \dots & S_{MA+1,MA+1} \\ \mathbf{0} & & & & \end{bmatrix} \quad \cdots(15)$$

を得る。このとき、

$$\|\mathbf{U}\mathbf{A}\alpha - \mathbf{UB}\|^2$$

$$= \left\| \begin{bmatrix} S_{11} & \dots & S_{1,MA} \\ \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{0} & & S_{MA,MA} \end{bmatrix} [\alpha] - \begin{bmatrix} S_{1,MA+1} \\ \dots \\ S_{MA,MA+1} \end{bmatrix} \right\|^2 + S_{MA+1,MA+1}^2 \quad \cdots(16)$$

であり、右辺第2項は α と無関係な定数であることから、最小自乗推定値 α は以下の式の解として求められる。

$$\begin{bmatrix} S_{11} & \dots & S_{1,MA} \\ \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{0} & & S_{MA,MA} \end{bmatrix} [\alpha] = \begin{bmatrix} S_{1,MA+1} \\ \dots \\ S_{MA,MA+1} \end{bmatrix} \quad \cdots(17)$$

また、残差分散は以下の式で与えられる。

$$\hat{\sigma}^2 = S_{MA+1,MA+1}^2 / N \quad \cdots(18)$$

(3) 大量なデータの分割処理

3次元空間に散らばったADCPの大量なデータを処理する場合、行列 \mathbf{A} が大きくなり計算ができない。そのため、北川(1993)にしたがって観測データを5日間程度に分割して計算を行った。具体的にはまず、5日間程度に分けてQR分解を行い、求まった上三角行列 $\mathbf{U}_1 \mathbf{Z}_1$ の下方のゼ

口行列部分を除く。次に、新たな Z_2 を上三角行列に足し合わせた式(19)に示す行列を作成し、再度、QR分解を行う。観測期間が長い場合には、こうした処理を繰り返すことで最小自乗法を行った。

$$\begin{bmatrix} \mathbf{U}_1 \mathbf{Z}_1 \\ \mathbf{Z}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11} & \dots & \dots & S_{1,MA} & S_{1,MA+1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & S_{MA,MA} & S_{MA,MA+1} & S_{MA+1,MA+1} \\ \mathbf{Z}_2 & & & & \end{bmatrix} \quad \cdots(19)$$

①～④の各計算ケースの優劣は坂本ら(1983)に従って、AIC(赤池情報量基準)を用いて比較した。各モデルはベクトル α の変数の数と σ^2 の $MA+1$ 個の自由パラメーターをもつので、AICは以下の式で表される。

$$AIC = N \ln 2\pi + N \ln \hat{\sigma}^2 + N + 2 * (MA + 1) \quad \cdots(20)$$

(4) 計算結果

計算の対象としたのは2004年1月3日～1月21日のADCPのデータで、流速は1m/s未満の流速データを対象とし、サイドロープの影響で測定不能域となる式(21)で表される海底面から水深の約6%の部分にあたる流速データも除いている。ここで、 D :測定可能水深、 D_B :船底直下の水深、 θ :ADCPのビーム角である。

$$D = D_B \cos \theta \quad \cdots(21)$$

表-1はそれぞれのケースで得られたAICである。AICが小さい方がモデルとして最適であることから、ケース①の3次多項式を用いた場合が最も良いことが分かる。

表-1 AICの計算結果

| ケース | AIC(赤池情報基準) | 残差分散 σ^2 |
|-----|-------------|-----------------|
| 1 | 9.4679e+005 | 142.7843 |
| 2 | 9.4837e+005 | 144.4617 |
| 3 | 9.6566e+005 | 163.8213 |
| 4 | 9.6878e+005 | 167.5773 |

図-2.8(次頁)は、2004年1月7日の断面流速分布であり、実測流速(a)、調和解析によって推定した潮汐成分の流速分布(b)、実測流速から調和解析によって推定した潮汐成分の流速分布を差し引いて得た残差流成分(c)である。1月7日は、図-2.5に示されるような黒潮系暖水が流入している日であり、金谷側から黒潮系暖水が流入していた。推定された残差流成分(c)を見るとその状態がう

まく抽出されているのが分かる。特に、PM13:30, PM15:00頃について見ると、実測値からは黒潮系暖水が金谷側から流入する状況がよく分からぬが、(c)ではその状況が表れていることが分かる。

図-2.9は、2004年1月21日の断面流速分布である。1月21日は、1月7日よりも黒潮系暖水の流入量が大きい。この場合も1月7日同様、推定された残差流成分(c)を見るとその状況が抽出されているのが分かる。

図-2.10(a)～(c)は、2004年1月7日～1月21日までの南北方向の全データを時系列に並べたものである。(a)は生データ、(b)は3次元調和解析による推定潮汐成分、(c)は(a)から(b)を差し引いた残差分である。(c)では(a)で見られるような周期的な潮汐成分が取り除かれ、土20cm/s程度のランダムな変動のみが残っている。

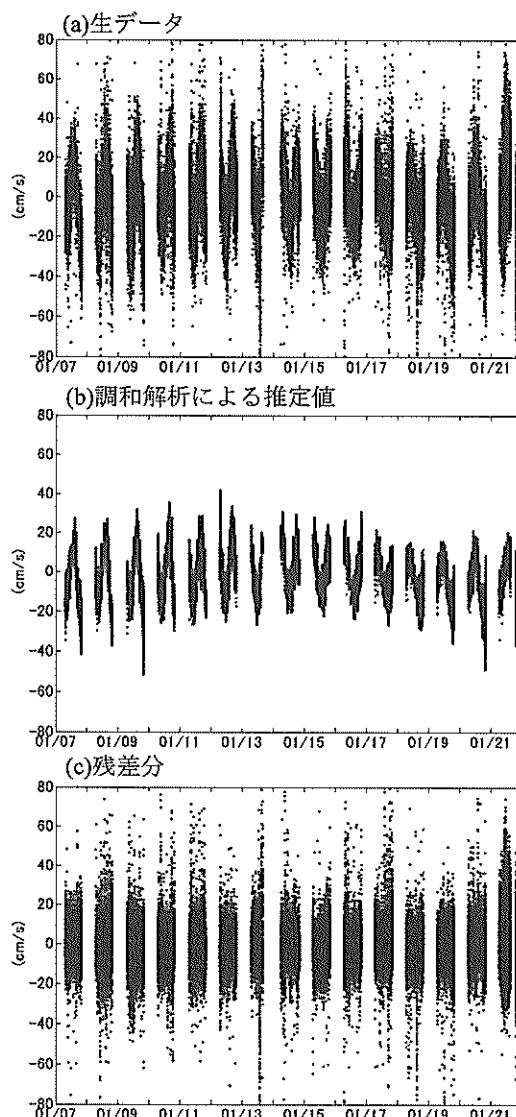


図-2.10 2004年1月7日～1月21日の南北方向の全流速生データ(a)と調和解析による推定値(b)、残差成分(c)

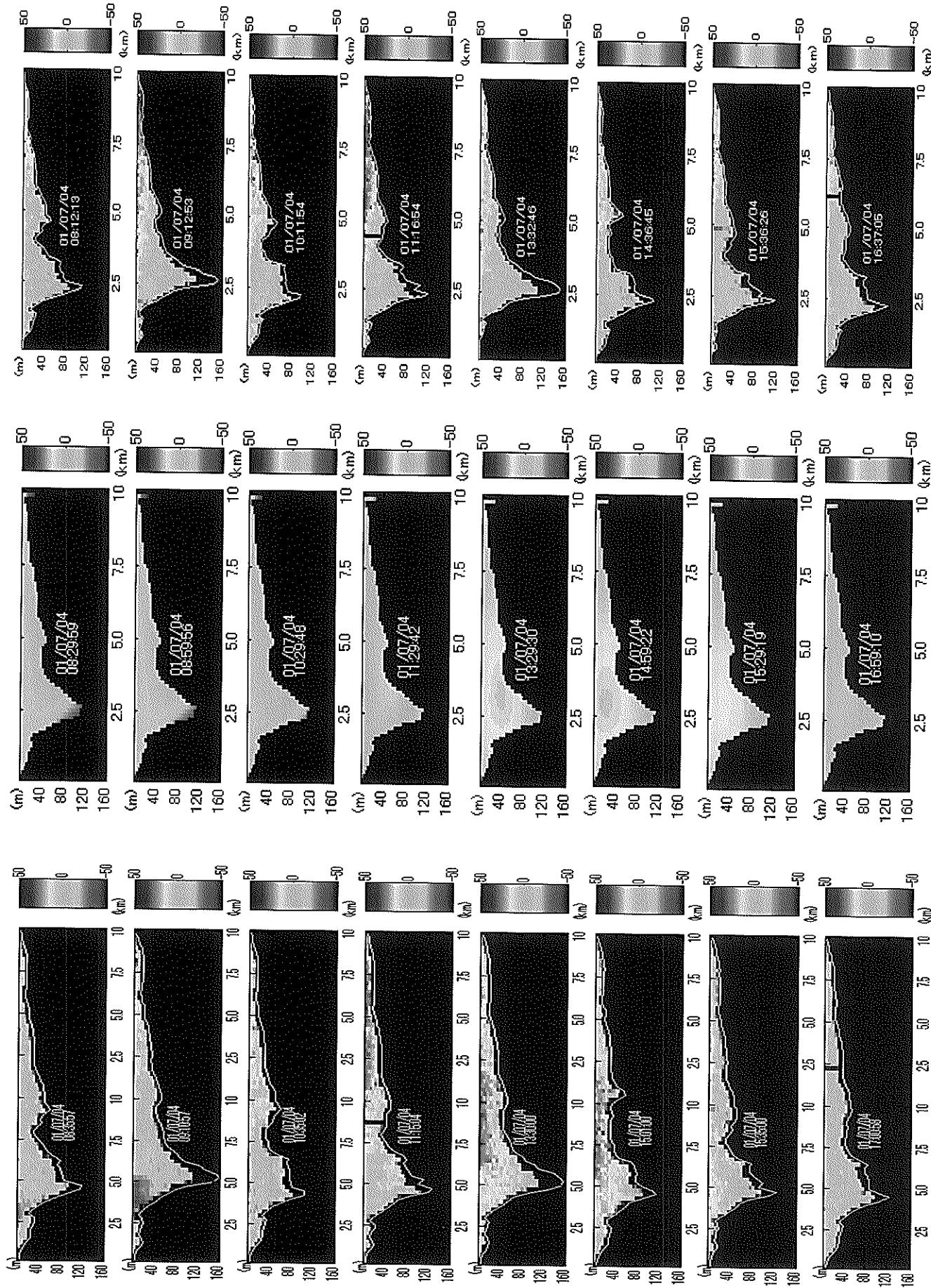
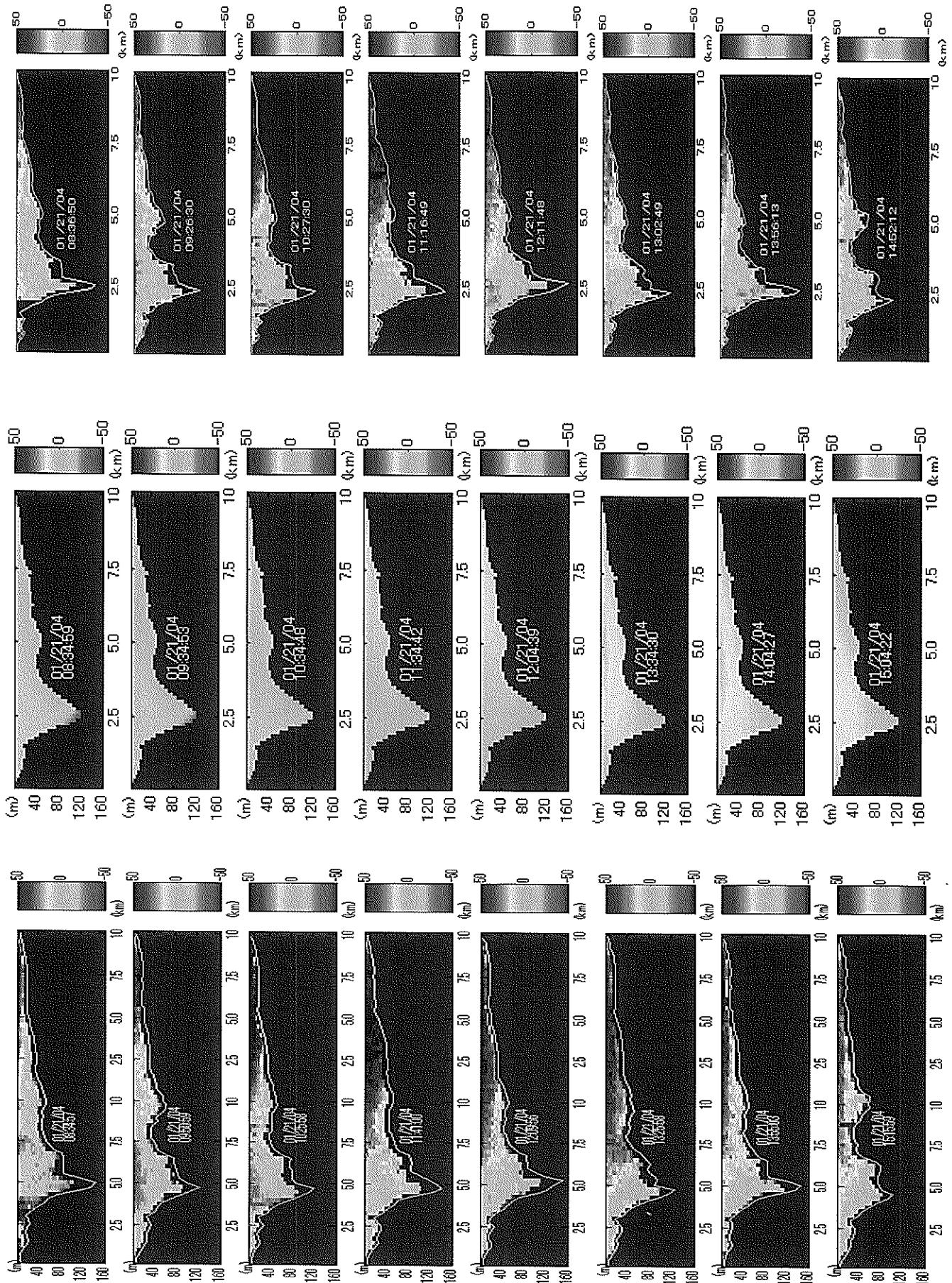


図-2.8(a) 実測の断面流速分布

図-2.8(b) 調和解析によって推定した断面流速分布

図-2.8(c) 推定された恒流成分 図(b)―図(a)



3. ABIC を用いた連続的な残差流成分の推定

3.1 ABIC による残差流成分の推定法

2 章の方法では、残差流成分は推定された潮汐成分を観測データから差し引くことで得られるだけであり、観測データのある時点でしか推定値を求められない。

そこでここでは、残差流成分も連続的なデータであるとして考える。 d_n を時刻 n の残差流成分とし、観測期間中全ての時刻の d_n が未知数であるとすると、ある地点での時刻 n の流速 u_n は潮汐成分と残差流成分、および誤差 ε_n の和として式 (22) のように表される。

$$u_n = \sum_{m=1}^M (a_{2m-1} \cos \omega_m t_n + a_{2m} \sin \omega_m t_n) + d_n + \varepsilon_n \quad \cdots(22)$$

石黒ら (1982) は観測データから地球潮汐とトレンド成分を分離する際、観測値ごとのトレンド成分 d_n の値を全て未知数として、潮汐成分とトレンド成分を分離するという手法を用いている。本報告では潮汐成分以外のトレンド成分を残差流成分として考え、残差流成分 d_n の値を全て未知数とおいて考えた。

(1) 最小自乗法 (超パラメーター v が与えられた条件での調和定数 a_{2m-1} , a_{2m} と残差流成分 d_n の推定)

計算ではまず、調和定数 a_{2m-1} , a_{2m} と残差流成分 d_n を次式の評価関数 $J(a, d)$ を最小化する値として最小自乗計算によって求める。その際、あらかじめ v の値を仮定して与えておく。 v は残差成分の滑らかさを規定する係数であり、 $J(a, d)$ の最小化によって調和定数 a_n を求めるには、あらかじめ v を決めておく必要がある。 v は超パラメーターであり、 v の値が大きくなれば、残差成分の自由度が小さくなつてなめらかな直線に近い形となり、逆に v を小さく取ればドリフトの形の自由度が大きくなる。

$$\begin{aligned} J(a, d) &= \sum_{n=1}^N \left\{ u_n - \sum_{m=1}^M (a_{2m-1} \cos \omega_m t_n + a_{2m} \sin \omega_m t_n) \right. \\ &\quad \left. - d_n \right\}^2 + v^2 \sum_{k=1}^K (d_k - 2d_{k-1} + d_{k-2})^2 \end{aligned} \quad \cdots(23)$$

最小自乗計算は上式を以下のように書き換えて行う。

$$J(a, d) = \left\| \begin{bmatrix} CS & I \\ 0 & vD \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a \\ d \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} B \end{bmatrix} \right\|^2 \quad \cdots(24)$$

ここで、 K は残差流成分の未知数の数であり、 a, d, B, CS, D, I は、以下のように表される。

$$a^T = [a_1 \ a_2 \ \dots \ a_{2M}] \quad \cdots(25)$$

$$d^T = [d_1 \ d_2 \ \dots \ d_K] \quad \cdots(26)$$

$$B^T = [y_1 \ y_2 \ \dots \ y_{N-1} \ y_N] \quad \cdots(27)$$

$$CS =$$

$$\begin{bmatrix} \cos \omega_1 t_1 & \sin \omega_1 t_1 & \dots & \sin \omega_M t_1 \\ \cos \omega_1 t_2 & \sin \omega_1 t_2 & \dots & \sin \omega_M t_2 \\ \cos \omega_1 t_3 & \sin \omega_1 t_3 & \dots & \sin \omega_M t_3 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \cos \omega_1 t_{N-1} & \sin \omega_1 t_{N-1} & \dots & \sin \omega_M t_{N-1} \\ \cos \omega_1 t_N & \sin \omega_1 t_N & \dots & \sin \omega_M t_N \end{bmatrix} \quad \text{2M} \quad \cdots(28)$$

$$D =$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & & 0 \\ -2 & 1 & 0 & 0 & & 0 \\ 1 & -2 & 1 & 0 & & \\ 0 & 1 & -2 & 1 & & \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \cdots(29) \\ 0 & & & & 1 & -2 & 1 & 0 \\ & & & & 1 & -2 & 1 & \end{bmatrix} \quad K$$

$$I =$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & & \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \cdots(30) \\ 0 & & & & 1 & 0 \\ & & & & 0 & 1 \\ & & & & & \end{bmatrix} \quad K$$

2.3 と同様に

$$Z = \begin{bmatrix} CS & I & B \\ 0 & vD & 0 \end{bmatrix} \quad \cdots(31)$$

として、この行列を QR 分解し、行列 Q, R を得る。

$$[Q, R] = qr(Z) \quad \cdots(32)$$

$$U = Q^T \quad \cdots(33)$$

として、 U に Z をかける。

UZ =

$$\begin{bmatrix} S_{11} & \dots & \dots & S_{1,2M+K} & S_{1,2M+K+1} \\ \dots & & & & \dots \\ \dots & & & & \dots \\ S_{2M+K,2M+K} & & S_{2M+K,2M+K+1} & & \\ S_{2M+K+1,2M+K+1} & & & & \\ \mathbf{0} & & & & \end{bmatrix} \quad \cdots(34)$$

$$\begin{aligned} & \left\| [\mathbf{U}] \begin{bmatrix} \mathbf{CS} & \mathbf{I} \\ \mathbf{0} & u\mathbf{D} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{a} \\ \mathbf{d} \end{bmatrix} - [\mathbf{U}] \mathbf{B} \right\|^2 \\ &= \left\| \begin{bmatrix} S_{11} & \dots & S_{1,2M+K} \\ \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{0} & & S_{2M+K,2M+K} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{a} \\ \mathbf{d} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} S_{1,2M+K+1} \\ \dots \\ S_{2M+K,2M+K+1} \end{bmatrix} \right\|^2 \\ &+ S_{2M+K+1,2M+K+1}^2 \end{aligned} \quad \cdots(35)$$

となり、潮汐成分 \mathbf{a} と残差流成分 \mathbf{d} の最小自乗推定値は以下の式の解として求められる。

$$\begin{bmatrix} S_{11} & \dots & S_{1,2M+K} \\ \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{0} & & S_{2M+K,2M+K} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_{2M} \\ d_1 \\ d_2 \\ \vdots \\ d_K \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{1,2M+K+1} \\ \dots \\ S_{2M+K,2M+K+1} \end{bmatrix} \quad \cdots(36)$$

また、残差分散は次式で与えられる。

$$\hat{\sigma}^2 = S_{2M+K+1,2M+K+1}^2 / N \quad \cdots(37)$$

(2) ABIC 最小化による超パラメータ v の決定

超パラメータ v の値は、ABIC の最小化によって求める。今回の場合の ABIC は以下のようにして求められる。

式 (22) の不規則成分 ε_n の分布が、平均値が 0、分散が σ^2 の正規分布であると仮定し、 a_n, d_n が与えられた際の観測値の分布は、密度関数

$$\begin{aligned} & L(d_1, d_2, \dots, d_N, a_1, a_2, \dots, a_M; \sigma^2) \\ &= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2} \right)^{N/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{n=1}^N (u_n \right. \\ &\quad \left. - \sum_{m=1}^M (a_{2m-1} \cos \omega_m t_n + a_{2m} \sin \omega_m t_n) - d_n)^2 \right\} \end{aligned} \quad \cdots(38)$$

で与えられる。残差成分 d_n には、次式で与えられる密度関数を持つ事前分布を仮定する。

$$\begin{aligned} P(d_1, d_2, \dots, d_N; v^2, \sigma^2) &= \left(\frac{v^2}{2\pi\sigma^2} \right)^{K/2} \\ &\exp \left\{ -\frac{v^2}{2\sigma^2} \sum_{k=1}^K (d_k - 2d_{k-1} + d_{k-2})^2 \right\} \end{aligned} \quad \cdots(39)$$

この 2 つの密度関数の積のパラメータ \mathbf{d} に関する積分が最大化されるように超パラメータ v を選択する。あるいは、自然対数をとり、

$$ABIC = -2 \ln \{ \int LP d\mathbf{d} \} \quad \cdots(40)$$

として、ABIC が最小化されるような超パラメータ v を選択する。最終的に ABIC は以下のようにになる。

$$ABIC = N \ln 2\pi + N + N \ln \hat{\sigma}^2 - K \ln u^2 + \sum_{i=1}^{2M+K} S_{i,i}^2 \quad \cdots(41)$$

3.2 ABIC による残差流成分推定の計算例

ここでは簡単のため航路が蛇行していないと考え、図-3.1 のように $y=0$ とし、標準航路のある地点のデータを取り扱うものとした。

計算に用いたのは図-3.1 で示される ADCP の計測範囲のうち、金谷側の海表面に近い場所の流速の時系列データである。また、同データの作成にあたっては高波浪時のデータを除くとともに、毎正時の 1 時間毎のデータとするためデータの補間を行っている。

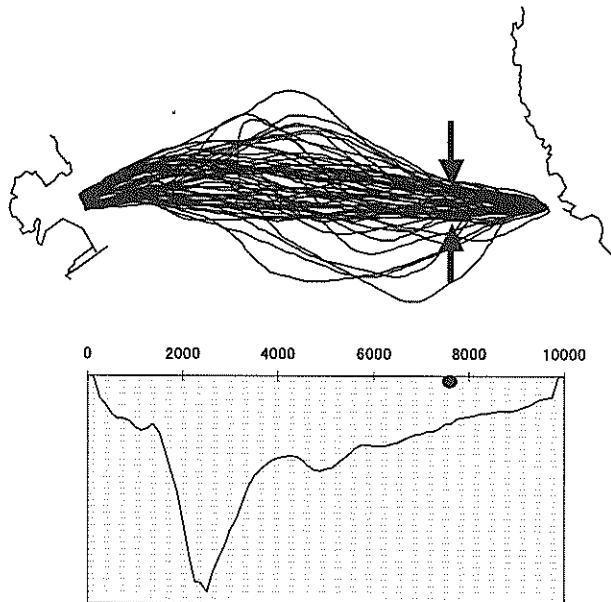


図-3.1 解析に用いた ADCP データの取得位置

解析対象とした 2003 年 12 月 23 日 0 時～2004 年 1 月 21 日 23 時のうち、推定する変数の個数は、残差流成分 d_n の個数が 720 個、調和定数 a_n は 13 分潮を用いており 26 個である。一方、欠測時間を除いた時系列データ u_n の個数は 408 個（観測期間の 56.7%）である。

図-3.2 は、超パラメータと ABIC であり、超パラメタ ν が約 27 のとき、ABIC が最小値を取っている。

図-3.3 は、実測流速と推定された潮汐成分、および残差流成分である。残差流成分は潮汐成分と比較するとゆつたりとした波形である。これは、図-2.4 の塩分水温と比較すると黒潮系暖水の流入流出の時期に対応している。

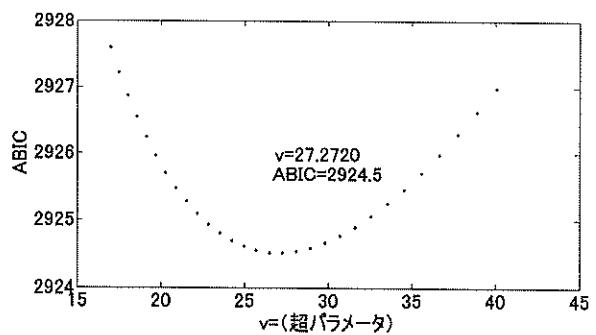


図-3.2 超パラメタ ν と ABIC

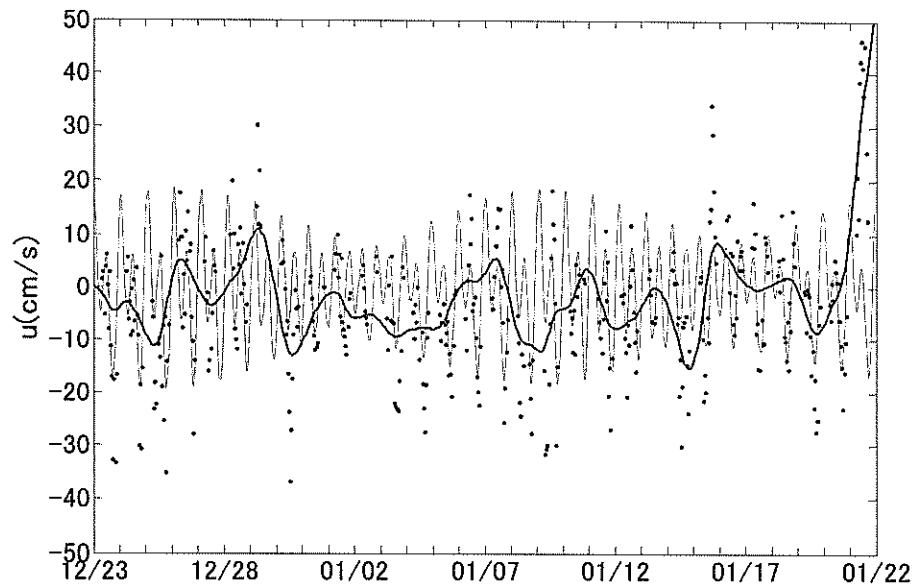


図-3.3 ABIC 最小化によって推定された潮汐成分と残差成分

(図中、細線が潮汐成分、太線が残差流、点が実測値である)

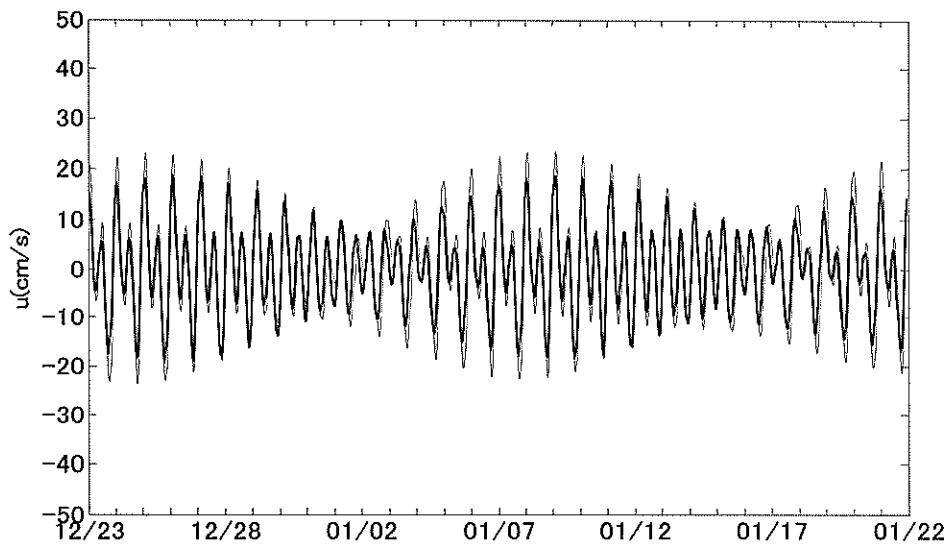


図-3.4 ABIC 最小化によって得られた推定証跡成分次元調和解析による同時期の推定潮汐成分との比較 (太線が ABIC、細線が 3 次元調和解析)

図-3.4は2.3の3次元調和解析によって推定された同観測期間の潮汐成分とABIC最小化によって求めた潮汐成分との比較である。3次元調和解析では4分潮しか取り扱っていないこととABIC最小化による分離ではフェリーの蛇行を無視していることから比較結果が異なっていてもおかしくない。にもかかわらず、振幅や位相がよく一致しており、その差 ϵ_{rms}/u_{rms} は約0.001である。ここで、 ϵ_{rms} はABICと3次元調和解析による推定値の差、 u_{rms} は3次元調和解析によって得られた流速の推定値であり、ともに二乗平均平方根である。

3.3 ABICを用いた残差流推定における欠測時間の影響

残差流推定における欠測時間の影響を調べるために、仮想データを作成して、欠測時間の影響を調べた。

仮想データは図-3.3で得られた潮汐成分と残差流成分、およびランダムノイズを足しあわせて作成し、欠測時間が無い場合と欠測時間が1日あたり6, 12, 14時間ある場合を試した。図-3.5はその結果であり、欠測時間が無い場合には良い結果が得られている。一方、14時間の欠測時間がある場合でも、欠測が無い場合と比較して残差流成分にあまり差がないことが分かる。

4.まとめ

東京湾フェリーに設置したADCPによって計測された流速データから潮汐成分と残差流成分を分離することを目的として検討を行った。

1) 3次元調和解析

調和定数を3次元の多項式関数として調和解析を行った。この方法は調和定数を2次元の多項式関数として考えて調和解析を行ったCandelaら(1992)の方法を3次元に拡張したもので、フェリーが蛇行して航行することを考慮したものである。

これを用いてフェリーの観測データに対して調和解析を行い、観測データから推定された潮汐成分を取り除いて残差流成分を求めたところ、黒潮系暖水の流入状況などがうまく抽出できることが分かった。

2) ABICによる連続的な残差流の推定

残差流成分も連続的なデータであるとし、観測期間中全ての時刻の残差流成分を未知数として、Akaike(1980)のベイズ型情報量基準を用いて連続的な残差流成分を推定した。推定された残差流成分と同時期に計測された塩分・水温データとを比較したところ、残差流成分の変化と黒潮系暖水の流入などの現象が一致しており、残差流成分をうまく推定できていることがわかった。また、欠

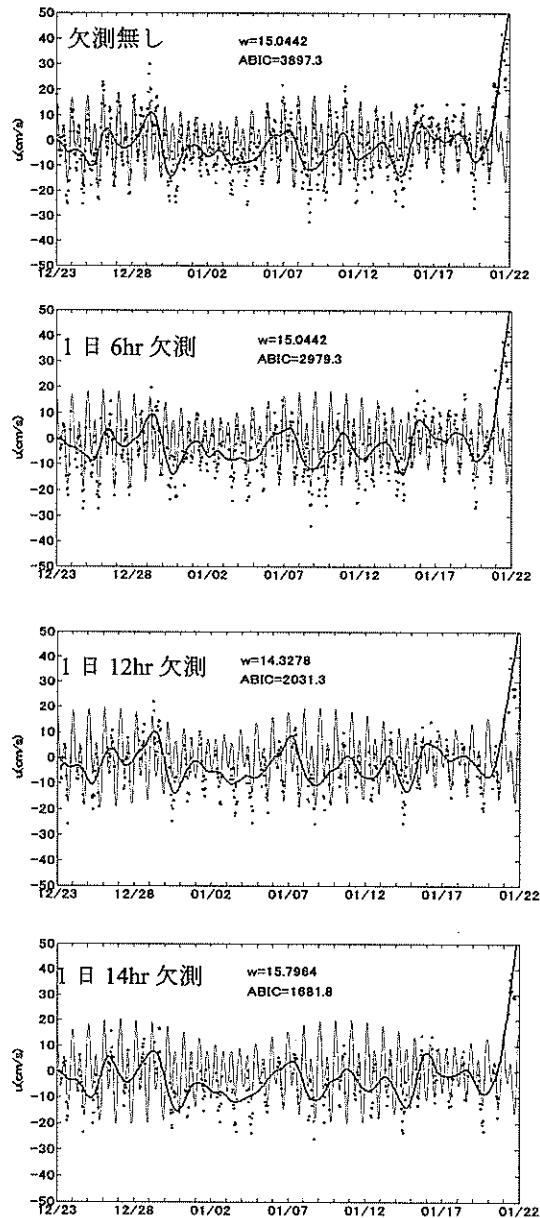


図-3.5 欠測時間の違いによる推定残差流成分違い
(細線が潮汐成分、太線が残差流、点が実測値)

測を含む仮想データを作成し、欠測の影響を調べたところ、1日あたり14時間程度の欠測があっても残差流成分を推定できることがわかった。

謝 辞

本研究を行うにあたって、東京湾フェリー株式会社の樋口部長、黒川部長代理他海務部の方々、“かなや丸”的船長、機関長はじめ多くの船員の方々から多大なるご協力をいただいている。また、久里浜港内の潮位、アシカ島の波高データは当所海象情報研究室からいただき、いています。ここに、深甚なる感謝の意を表します。

(2005年2月10日受付)

参考文献

- 石黒真木夫・佐藤忠弘・田村良明・大江昌嗣 (1984) : 潮汐データ解析ープログラム BAY-TAP の紹介ー, 統計数理研究所彙報, Vol.32, pp.71-85.
- 北川源四郎 (1993) : FORTRAN77 時系列解析プログラミング, 岩波書店, 390p.
- 坂元慶行・石黒真木夫・北川源四郎 (1983) : 情報量統計学, 共立出版, 236p.
- 杉山陽一・藤原建紀・中辻啓示・福井真吾 (1995) : ADCPによる伊勢湾の流動構造調査, 海岸工学論文集, 第42巻, pp.1096-1100.
- 鈴木高二朗・加藤英夫 (2004) : フェリーによる東京湾口の流況計測, 港空研資料 No.1075, 11p.
- 鈴木高二朗・加藤英夫・桑江朝比呂 (2004) : 東京湾口を横断するフェリーによる冬季海水流動と水質の長期連続観測, 海岸工学論文集, 第51巻, pp.891-895.
- 橋本典明 (1987) : ベイズ型モデルを用いた方向スペクトルの推定, 港研報告, 第26巻, 第2号, pp.97-125.
- 万田敦昌・磯辺篤彦・松野健・柳哲雄・韓仁盛・神尾光一郎・西田英明・久野俊行・森井康宏・山脇信博・吉村浩・兼原壽生・青島隆(2000) : 東シナ海黒潮前線におけるADCP観測結果とこれに適用した潮流分離手法について,九州大学総合理工学研究科報告,21 p.343-348,2000
- Julio Candela, Robert C. Beardsley, and Richard Limeburner (1992) : Separation of Tidal and Subtidal Currents in Ship-Mounted Acoustic Doppler Current Profiler Observations, Journal of Geophysical Research, Vol.97, No.C1, pp.769-788.
- Hirotugu Akaike (1980) : Likelihood and Bayes procedure, Bayesian Statistics, University press, Valencia, Spain, pp.143-166.

主要記号一覧表

- d** : 残差流成分の未知数ベクトル
D : 何らかの作用行列
DP : 多項式の次数
I : 単位行列
M : 分潮数
MA : ベクトル α の変数の数
N : 観測のデータ数
Q, R : QR 分解によって得られた行列
 u_0 : 残差流成分
 u_n : 時刻 t_n での観測データ
U : 行列 **Q** の転置行列
 v : 超パラメータ
 x, y, z : 位置座標
Z : QR 分解を実施するために構成された行列
 $\alpha_{j,k,k}$: 多項式の係数
A : 3次元調和解析での多項式の係数ベクトル
 ϵ_n : 誤差項
 θ : ADCP のビーム角
 σ^2 : 分散
 $\hat{\sigma}^2$: 分散の最小自乗法による推定値
 ω_m : 潮汐成分 m の角周波数

付録 調和解析に及ぼす観測期間と欠測時間の影響

調和解析に及ぼす欠測時間の影響を調べるために、平成16年10月1日～10月31日の久里浜港の潮位データから調和定数を求め、その定数を元に図-2.1のように欠測時間を設けた時系列データを作成した。時系列データは主要8分潮をもとに作成し、ホワイトノイズを加えて作成している。

図-2.2は、観測期間と推定誤差の関係である。観測期間が増えるにつれて推定誤差は徐々に縮小されており、9日程度の観測で推定誤差がある程度定常に達するのが分かる。

図-2.3は、1日あたりの欠測時間と推定誤差の関係であり、観測期間は5, 10, 15, 20, 30日について計算している。観測期間が5日だけの場合には1日あたりの欠測時間が長くなるにつれて徐々に推定誤差が大きくなり、1日あたりの欠測時間が9時間を超えると急激に推定誤差が大きくなるのが分かる。しかし、観測期間が30日に

なると1日あたりの欠測時間が14時間でも推定誤差は小さくなっている。今回のフェリー観測では夜間を除き、1時間おきにデータが得られると考えると、ある程度推定精度を保たれるものと考えられる。

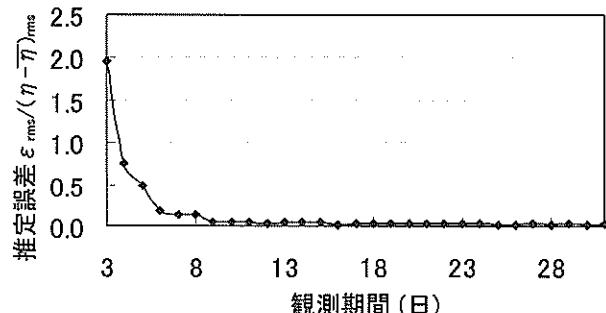


図-2.2 観測期間と推定誤差の関係

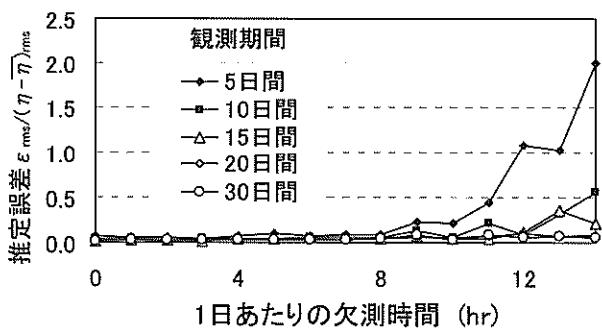


図-2.3 1日あたりの欠測時間と推定誤差の関係

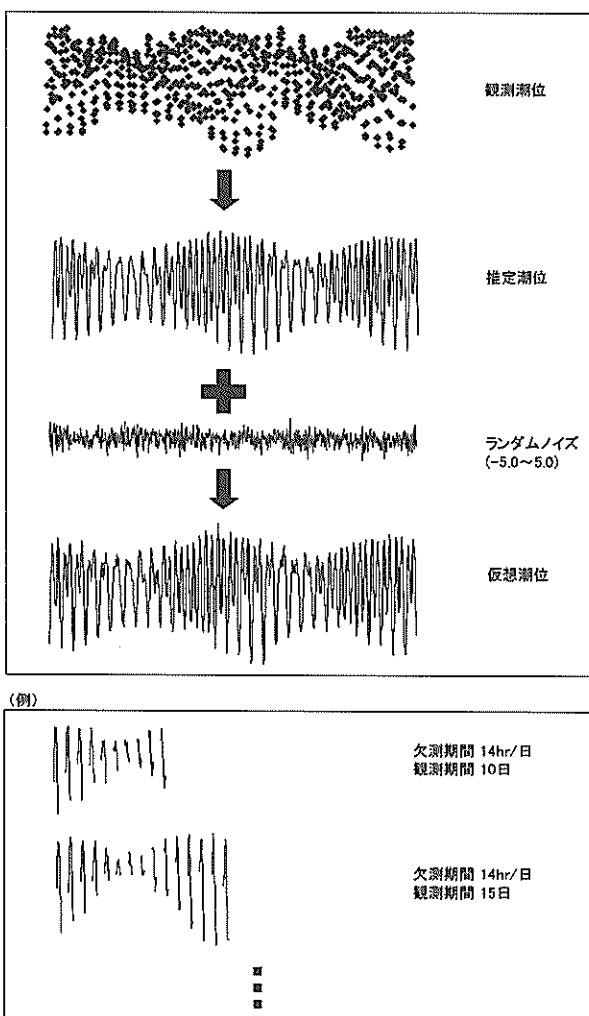


図-2.1 仮想データの作成