

国土技術政策総合研究所資料

TECHNICAL NOTE of
National Institute for Land and Infrastructure Management

No.1332

December 2025

潮位偏差に対する再現確率統計量の空間分布推定のための 極値統計解析手法

成田裕也・本多和彦

Extreme value Analysis for estimation of the spatial distribution
of return levels of storm surge heights

NARITA Yuuya, HONDA Kazuhiko

国土交通省 国土技術政策総合研究所

National Institute for Land and Infrastructure Management
Ministry of Land, Infrastructure, Transport and Tourism, Japan

潮位偏差に対する再現確率統計量の空間分布推定のための 極値統計解析手法

成田裕也*・本多和彦**

要 旨

近年の気候変動の影響により、日本付近の台風の強度は強まり、日本の南海上で猛烈な台風の存在頻度が増加すると予測されている。これに伴い、現在及び将来の気候条件下において発生する潮位偏差を極値統計解析により、確率的に評価する必要性が高まっている。

潮位偏差に対する極値統計解析においては、気象擾乱の移動経路、移動速度等の偶然的不確実性により、極値の抽出地点によって統計的変動性の影響を強く受けるため、再現確率統計量の空間分布を推定することが重要である。実務における潮位偏差に対する極値統計解析手法としては、波浪データに対して一般的である、合田の分布関数への当てはめによる手法が適用されることが多い。この手法では、候補とする分布関数の形状母数の値が数種類に固定されているため、地点毎に最適な分布関数を選定した場合、全地点で同種の分布関数（形状母数）が最適であるとは限らず、隣り合う地点で選定される分布関数（形状母数）が異なることで、再現確率統計量の空間分布が不連続となる場合がある。

本研究では、潮位偏差に対する再現確率統計量の空間分布を精度良く推定するための極値統計解析手法を提案した。また、三大湾を対象とした高潮推算結果を用いて極値統計解析を行い、一般的手法（合田法）による解析結果と比較することで、本研究の手法の有効性を検証した。

キーワード：潮位偏差，極値統計解析，再現確率統計量，L-モーメント法

*前港湾・沿岸海洋研究部 港湾・沿岸防災研究室 交流研究員（現パシフィックコンサルタンツ株式会社）
**港湾・沿岸海洋研究部 港湾・沿岸防災研究室 室長
〒239-0826 横須賀市長瀬3-1-1 国土交通省国土技術政策総合研究所
電話：046-844-5019 Fax：046-842-9265 e-mail：ysk.nil-46pr@gxb.mlit.go.jp

Extreme value Analysis for estimation of the spatial distribution of return levels of storm surge heights

NARITA Yuuya*

HONDA Kazuhiko**

Synopsis

Due to the impact of recent climate change, several researchers have projected increased typhoon intensity in the Japan area, and indicate high potential for increased occurrence frequency of intense typhoons over the southern seas of Japan. Consequently, the needs to probabilistically evaluate storm surge heights under current and future climate conditions is growing.

The aleatory uncertainty of tracks, moving velocities and atmospheric pressure distributions of meteorological disturbances, such as typhoons, causes spatially statistical variability in the extreme value analysis of storm surge deviations. Therefore, it is important to evaluate properly the spatial distribution of return levels of storm surge deviations. For the extreme value analysis of storm surge heights, the method proposed by Goda, which fits distribution functions, is generally used. In this method, the shape parameters of the candidate distribution functions are fixed to several values. When selecting the best-fitting distribution function for each location, the same type of distribution function (the same value of shape parameter) may not necessarily be selected as the best fitting for all locations, resulting in discontinuities in the spatial distribution of return levels of storm surge heights.

In this study, we proposed an extreme value analysis method to accurately estimate the spatial distribution of return levels of storm surge heights. Furthermore, we conducted extreme value analysis using storm surge simulation results for the three major bays in Japan and verified the effectiveness of this method by comparing the analysis results with those obtained by the conventional method proposed by Goda.

Key Words : storm surge, extreme value analysis, return level, L-moments method

* Ex-Visiting Researcher, Port and Coastal Disaster Prevention Division, Port, Coastal and Marine Department (Pacific Consultants Co., Ltd.)

**Head of Port and Coastal Disaster Prevention Division, Port, Coastal and Marine Department
National Institute for Land and Infrastructure Management
Ministry of Land, Infrastructure, Transport and Tourism
3-1-1 Nagase, Yokosuka, 239-0826 Japan
Phone : +81-46-844-5019 Fax : +81-46-842-9265 e-mail: ysk.nil-46pr@gxb.mlit.go.jp

目 次

1. まえがき	1
1.1 研究の背景・目的	1
1.2 既往研究	2
1.3 構成	3
2. 極値統計解析手法	3
2.1 一般的手法	3
2.2 本研究の手法	8
3. 使用データ	12
4. 一般的手法による極値統計解析結果	13
4.1 分布関数の選定結果および閾値の設定	13
4.2 再現確率統計量の推定結果	17
4.3 適合性の評価	20
4.4 変動性の評価	26
5. 本研究の手法による極値統計解析結果	30
5.1 閾値および分布関数の選定結果	30
5.2 再現確率統計量の推定結果	36
5.3 適合性の評価	39
5.4 変動性の評価	44
6. 一般的手法と本研究の手法との比較	46
6.1 適合性の評価結果の比較	46
6.2 変動性の評価結果の比較	50
7. まとめ	48
7.1 主要な結論	48
7.2 今後の課題および留意点	48
謝辞	49
参考文献	49
付録 A 代表地点における分布関数の当てはめ結果（合田法）	56
付録 B 代表地点における再現確率統計量の 95%信頼区間の推定結果（合田法）	67
付録 C 代表地点における分布関数の当てはめ結果（本研究の手法）	78
付録 D 代表地点における再現確率統計量の 95%信頼区間の推定結果（本研究の手法）	89

1. まえがき

1.1 研究の背景・目的

港湾、海岸における高潮対策施設等に対する設計高潮位を定める方法としては、以下の4つの方法がある¹⁾。

- ① 既往最高潮位
- ② 朔望平均満潮面に既往最大潮位偏差、あるいはモデル高潮により推算された潮位偏差を加算した潮位
- ③ 既往の異常高潮位の生起確率曲線を求め、ある再現期間の間にそれより高い潮位の発生回数が1以下であるような潮位
- ④ 異常高潮位の生起確率と各潮位に対する背後地の被害額及び高潮対策施設の建設費を勘案して経済的に決定した潮位

これらの方法のうち、①及び②が広く採用されている。③のように設計高潮位及びそれに含まれる潮位偏差に対して確率評価を行った例は少ない。

しかし、近年の気候変動の影響により、日本付近の台風の強度は強まり、日本の南海上で猛烈な台風の存在頻度が増加すると予測されている²⁾。これに伴い、現在及び将来の気候条件下において発生する潮位偏差を確率的に評価する必要性が高まっている。

例えば、既往検討⁴⁾では、2018年までの潮位観測データ（年最高潮位及び年最大潮位偏差）を用いて極値統計解析を行い、直轄海岸における設計外力の確率評価を行っている。その結果、設計高潮位に含まれる潮位偏差の再現期間は、仙台湾南部海岸や駿河海岸で500年以上、高知海岸で50～100年程度と推定されている。新潟海岸では10～50年程度と低くなっているが、これは設計高潮位が既往最高潮位から設定されているためと考えられる。しかし、観測データでは数十年程度までの標本しか得られず、100年以上の再現期間に対する推定値の信頼性は低い。そこで近年では、確率台風モデルや大規模アンサンブル気候予測データを用いて、数百年から数千年分の標本を得る方法もある。

確率台風モデルとは、過去の台風の確率分布と同じ分布を満たすように、様々な台風をモンテカルロシミュレーションによって模擬的に発生させるものである。これを用いた例の一つとして、河合⁵⁾は、1000年分の台風を模擬的に発生させ、潮位偏差の確率評価を行っている。その結果、設計高潮位に含まれる潮位偏差の再現期間は、名古屋と大阪では100年程度、東京では1000年程度と推定されている。ここで、東京の再現期間が大きいのは、設計高潮位に含まれる潮位偏差が、伊勢湾台風級のモデル台風による潮位偏差に余裕分を加えた値を設定して

いるためと考えられる。

また、近年は大規模アンサンブル気候予測データとして、地球温暖化対策に資するアンサンブル気候予測データベース（database for Policy Decision making for Future climate change:d4PDF）⁶⁾が開発されており、初期値に様々な摂動を与えた多数の数値実験例（アンサンブル）を活用することで、過去及び将来（全球平均気温が工業化以前と比べ2°C上昇した条件）の気候条件に対する実験データが提供されている。これを用いた例として、本多ら⁷⁾は、過去1000年分及び、将来549年分（海面水温変化のモデル毎）の台風トラックデータを用いて、高潮・波浪解析を実施し、潮位偏差、波高の確率評価を行っている。しかし、このような大規模標本を用いた場合でも、湾内の一部の沿岸において、高潮偏差が大きくなる傾向が確認されており、台風経路の傾向が影響している可能性が示唆されている。

上記で示されるように、潮位偏差の確率評価に当たっては、台風等の気象擾乱の移動経路、移動速度等は、その偶然的不確実性により、無限の組合せが考えられるため、極値の抽出地点によって、統計的変動性の影響を強く受ける。従来潮位偏差に対する極値統計解析は、主に観測所等の限られた地点を対象にすることが多いが、潮位偏差は同じ海域であっても場所によって異なり、観測所の位置がその海域で最大の潮位偏差が生じる場所であるとは限らない。従って、極値の抽出地点による変動性の影響を踏まえると、再現確率統計量の空間分布を推定することが重要である。

ここで、実務における潮位偏差に対する極値統計解析手法としては、波浪データに対して一般的である合田⁸⁾の分布関数への当てはめによる手法（以下、合田法とする）が適用されることが多い。合田法で、地点毎に最適となる分布関数を選定した場合、再現確率統計量の空間分布が不連続となる場合がある。この原因は、候補とする分布関数の形状母数の値が数種類に固定されていることで、地点毎の標本のわずかな違いで、最適として選定される分布関数（や形状母数）が異なり、隣り合う地点で再現確率統計量の推定値にずれが生じるためである。また、潮位偏差で重要視される再現期間が大きい場合ほど、この確率統計量のずれは生じやすい。これは、合田法における分布関数の選定が、データ全体の適合度で判定され、データが少ない潮位偏差の大きい部分（再現期間の大きい部分）の適合性が悪い場合でも、データが多い潮位偏差の小さい部分の適合性が良ければ、分布全体としては適合性が良いと判断されるためである。従って、潮位偏差を対象として再現確率統計量の空

間分布を推定するには、潮位偏差の大きい部分での適合性を高めるため、新たな極値統計解析手法を検討する必要があると考えられる。

そこで、本研究では、潮位偏差に対する再現確率統計量の空間分布を推定するための極値統計解析手法を提案することを目的とする。また、一般的手法（合田法）との比較を行うことで、本研究の手法の有効性を検証する。

1.2 既往研究

合田法に関する既往研究としては、様々な数値シミュレーションに基づき、プロットイングポジション公式や再現確率統計量の推定値の信頼区間の検討^{9) 10)}、分布関数の適合性指標の検討¹¹⁾、棄却基準に関する研究¹²⁾等が行われてきた。この手法は、合田¹³⁾にまとめられ、港湾・海岸・海洋構造物の設計実務における実用的手法として、現行の「港湾の施設の技術上の基準・同解説」¹⁾、「海岸保全施設の技術上の基準・同解説」²⁾にも記載されている。この手法は、波浪データの解析を主な対象としたものであるが、潮位偏差データに対しても適用されることが多い。しかし、潮位偏差を対象とした場合に、候補とする分布関数（グンベル分布、極値Ⅱ型分布、ワイブル分布）や固定する形状母数値の適用性や、標本の抽出における足切り値の設定方法等について、具体的には検討した例は少ない。

分布関数の形状母数に関する既往研究としては、山口¹⁴⁾が、合田法を適用した際、ワイブル分布の形状母数値を $k = 0.75$ から $k = 2.0$ の間としているため、 $k > 2.0$ および $k < 0.75$ をとるべき資料の適合度および、再現期待値の推定精度に問題を有することを指摘し、Yamaguchi¹⁵⁾において、形状母数の範囲を拡大したモデルを提案している。潮位偏差の台風時極値資料に対して、合田法の棄却基準では、全ての分布関数が棄却される地点があったが、このモデルを適用した結果、形状母数の範囲の拡大により、少なくとも1つの分布関数が棄却されない地点が増える結果を示している。また、形状母数が $k = 2.0$ より大きい値、あるいは $k = 0.75$ より小さい値が最適分布として評価される地点が多く、より適合性の高い結果が得られることを示している。

合田法以外の極値統計解析手法に関する既往研究としては、合田^{16) 17) 18) 19) 20) 21)}が、波浪に対する極値統計解析において、母数推定手法として、L-モーメント法²²⁾の適用性を検討している。この研究では、形状母数を固定せず、標本へ適合する形状母数を推定している。ただし、この研究の主目的は、適合性を良くすることではな

く、地域頻度解析を行って、地域に共通する分布関数（および形状母数）を適用することで、地点毎の変動性を抑えることである。ここで、候補とする分布関数として、合田法で対象とする一般化極値分布（グンベル分布と極値Ⅱ型分布が含まれる）とワイブル分布に加え、一般化パレート分布を扱っている。また、河合²³⁾は、年最大高潮偏差の観測データを対象に、L-モーメント法を用いた地域頻度解析を実施しており、34の観測地点を5地域に区分し、地域ごとに共通した分布関数及び形状母数を設定している。本研究では、これらを参考として、形状母数を固定せず、母数推定手法として、L-モーメント法を用いるとともに、一般化パレート分布を分布関数の候補に加えている。

閾値の設定に関する既往研究としては、合田・久高¹⁶⁾が、極値抽出の閾値によって適合度が変化することから、特に波高の上位（大きい側）のデータに対する適合度に着目し、TUD（Twenty-Up Deviation）という適合性指標を提案し、その値が最小となる閾値を設定している。TUDは、極値データの順序統計量と、それと同じ非超過確率に対する分布関数による推定値との相対偏差を用いて、上位20個のデータの二乗平均偏差として定義される。しかし、上位20個とする理論的根拠は無いとされている。これに対して、本多⁷⁾は、再現確率統計量の空間分布を推定するに当たって、地点毎に極値の幅が異なることから、上位20個のデータではなく、50年確率値以上のデータとした、TRD（Top Return Period Deviation）という指標を提案している。本研究においては、閾値の設定に当たって、このTRDを用いた。

再現確率統計量の空間分布推定に関する既往研究としては、河合⁹⁾が、九州から関東に至る太平洋沿岸を対象に、合田法により推定した確率潮位偏差の空間分布を示している。また、畑田・猪野²⁴⁾は、前述のYamaguchi¹⁵⁾の形状母数を拡張したモデルにより、確率潮位偏差の空間分布を推定している。しかし、前者は1.8km格子、後者は1km格子の高潮推算結果を用いているため、空間分布の不連続性は目立たない結果となっている。本研究では、より詳細な200m格子の高潮推算結果を用いている。

本研究は、比較的大きな再現期間の極値に対する分布関数の適合性を高めるため、標本を抽出する際の閾値の設定方法を提案した点と、再現確率統計量のより詳細な空間分布推定に着目した点が先行研究と異なる特徴である。なお、本稿は、成田・本多²⁵⁾の内容に更なる検討や補足説明を追加したものである。そのため、本研究を引用する際には、成田・本多も参考文献に挙げられたい。

1.3 構成

本稿の構成としては、まず、第2章において、極値統計解析の一般的な手法（合田法）および、本研究で提案した手法の手順、内容を説明する。次に、第3章において、極値統計解析に使用した極値データの内容について記述する。第4章および第5章においては、各手法による極値統計解析結果を示した上で、第6章に各手法による結果の比較を示す。最後に、第7章において、本研究で得られた結論と、本研究の手法を適用する際の留意点や今後の課題について記述する。

2. 極値統計解析手法

2.1 一般的な手法

(1) 極値統計解析の流れ

本研究では、一般的な極値統計解析手法である合田法と、本研究の手法との比較を行うため、まず、合田法の手順と内容について、ここで述べる。合田法による極値統計解析の流れを図-2.1に示すとともに、各手順の詳細を後述する。

(2) 候補とする分布関数の列挙

極値統計解析は、得られた資料に対して、特定の確率分布を当てはめ、その分布関数を用いて、所定の再現期間に対する確率統計量を推定するのが一般的である。波高や潮位偏差の極値が属する母集団の分布関数は不明であるため、いくつかの分布関数の候補を挙げ、その中から、標本が最も良く適合する分布関数を選択する。

合田法においては、分布関数の候補として、以下の3種類（形状母数の種類を含めると9種類）を提案している。それぞれの分布関数について、以下に述べる。

a) グンベル分布（極値 I 型分布）

グンベル分布は極値 I 型分布または、二重指数分布とも呼ばれ、その累積分布関数および確率密度関数、累積分布関数の逆関数は次式で表される。

$$F(x) = \exp \left[-\exp \left(-\frac{x-B}{A} \right) \right] \quad (2.1)$$

$$f(x) = \frac{1}{A} \exp \left[-\frac{x-B}{A} - \exp \left(-\frac{x-B}{A} \right) \right] \quad (2.2)$$

$$x = F^{-1} = B - A \ln \{ 1 - \ln [F(x)] \} \quad (2.3)$$

ここに、 x は潮位偏差等の極値を表す確率変数、 $F(x)$ は分布関数、 $f(x)$ は確率密度関数、 A は尺度母数、 B は位置母数である。極値 I 型分布は母数が2個であるため、2母数

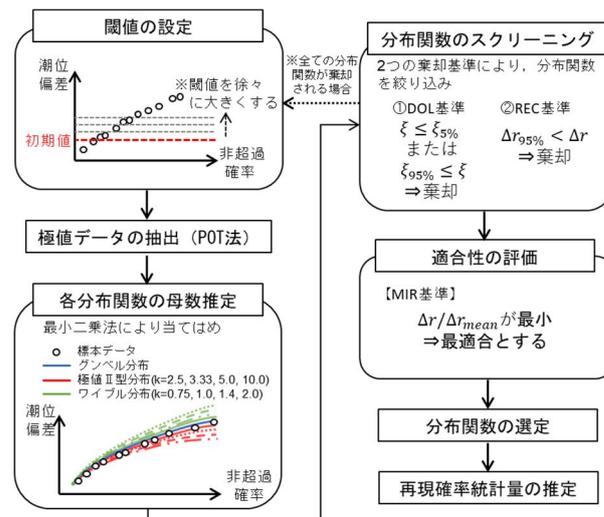


図-2.1 極値統計解析の流れ（合田法）

型分布関数と称される。

b) 極値 II 型分布（形状母数 $k = 2.5, 3.33, 5.0, 10.0$ ）

極値 II 型分布はフレッシュ分布とも呼ばれ、累積分布関数および確率密度関数、累積分布関数の逆関数は次式で表される。

$$F(x) = \exp \left[-\left(1 + \frac{x-B}{kA} \right)^{-k} \right] \quad (2.4)$$

$$f(x) = \frac{1}{A} \left(1 + \frac{x-B}{kA} \right)^{-(1+k)} \times \exp \left[-\left(1 + \frac{x-B}{kA} \right)^{-k} \right] \quad (2.5)$$

$$x = F^{-1} = B - kA \left[1 - \{ -\ln F(x) \}^{-1/k} \right] \quad (2.6)$$

ここに、 k は尺度母数である。極値 II 型分布は母数が3個であるため、3母数型分布関数と称されるが、合田法においては、形状母数が4種類（ $k = 2.5, 3.33, 5.0, 10.0$ ）に固定され、2母数型分布関数として扱われている。形状母数を固定する理由は、3母数型分布関数の方が標本の分布関数への適合性は良いが、標本中のデータがわずかに変わっただけでも母数推定値が大きく変わることがあり、母数推定値が変動しやすいためである。実務上は、標本の蓄積に応じて設計外力の見直しを行う場合に、推定値が大きく変動することで、施設設計に大幅な変更が生じることを避ける意味がある。

c) ワイブル分布（形状母数 $k = 0.75, 1.0, 1.4, 2.0$ ）

ワイブル分布は、Weibull²⁶⁾が材料の破壊強度の統計的解析の際、分布式として提案したもので、波浪の極値統計解析によく用いられる。ワイブル分布の累積分布関数および確率密度関数、累積分布関数の逆関数は次式で表

される。

$$F(x) = 1 - \exp \left[- \left(\frac{x-B}{A} \right)^k \right] \quad (2.7)$$

$$f(x) = \frac{k}{A} \left(\frac{x-B}{A} \right)^{k-1} \exp \left[- \left(\frac{x-B}{A} \right)^k \right] \quad (2.8)$$

$$x = F^{-1} = B + A \left[\{-\ln(1 - F(x))\}^{1/k} \right] \quad (2.9)$$

ワイブル分布は極値Ⅱ型分布と同様に、3母数型分布関数であるが、合田法においては、形状母数が4種類 ($k = 0.75, 1.0, 1.4, 2.0$) に固定され、2母数型分布関数として扱われている。

(3) 閾値の設定

標本とする極値データの抽出に当たっては、統計期間中に発生した異常現象の全てを取り上げるのではなく、ある大きさ以上の値のデータのみを対象とし、比較的小さい値のデータは除外するのが一般的である。

閾値（足切り値）の設定方法としては、波浪データの場合、年最大波高の最小値を、閾値とする場合が多い²⁷⁾。また、後述する棄却基準により、全ての分布関数が棄却される場合、初期値から一定間隔（本研究では0.01m間隔とした）で閾値を大きくして上位の極値データのみで再解析を行い、棄却されない分布関数が1つ以上得られるまで繰り返す方法が取られる。閾値を大きくしても全ての分布関数が棄却される場合には、足切りを行わず、MIR基準が最小となる分布関数を選定する²⁷⁾。

本研究においては、潮位偏差を対象とするため、波浪とは異なり、年によって顕著な高潮が発生しない場合がある。その場合、年最大潮位偏差の最小値が非常に小さい値となり、ほとんどのデータが足切りされないことが起こり得るため、平山ら²⁹⁾を参考に、閾値の初期値として、0.35mを設定した。

(4) 標本の抽出

極値データの抽出方法として、対象資料を1年や1ヶ月等の一定の時間間隔の区分（ブロック）に分け、ブロック毎に最大値を抽出する方法と、閾値を超過する独立なピーク値（Peaks Over Threshold : POT）を取り出すPOT法³⁰⁾がある。合田法においては、どちらの方法を適用することもできるが、波浪や潮位偏差に対しては、POT法が用いられることが多い。

本研究においては、ブロック最大値資料よりも多くのサンプルが得られるため、POT法を用いることとし、台風期間毎の潮位偏差のピーク値を標本として抽出した。

(5) 非超過確率の割り当て

標本への分布関数の当てはめを行う際には、極値データに対して、非超過確率を割り当てる必要がある。まず、個々の極値データを昇順（小さい順）に並べ替える。最小値を1番目として、昇順に番号を付したデータを順序統計量と呼び、小さい方から*i*番目のデータを x_i と表す。この順序統計量に対して、どのような確率を割り当てるかはプロットングポジション公式によって定められ、その式の一般形は、次式によって表される。

$$F_i = \frac{i - \alpha}{N_T + \beta} \quad (2.10)$$

ここに、 F_i は非超過確率、 i は極値データを昇順で並べた時の順位、 N_T は極値データの総数（足切り処理を行っていない、対象期間中に発生した全ての極値の個数）である。また、 α および β はモデル定数であり、既往研究により、様々なモデル公式が提案されている。合田法においては、表-2.1に示す通り、分布関数毎に異なる値を用いる。極値Ⅰ型分布のモデル定数は、Gringorten³¹⁾が導いた実験式であり、合田⁹⁾が種々の実験式を比較し、再現確率統計量の推定値の偏り（平均値の真値からの誤差）と、その分散が小さいものを選定したものである。

ワイブル分布のモデル定数は、Petruaskas and Aagaard³²⁾が導いた実験式に対して、合田⁹⁾が数値実験を行ったところ、やや負の偏りが生じるため、修正したものである。また、極値Ⅱ型分布のモデル定数は、数値実験により、再現確率統計量の推定値の偏りが小さくなるよう、合田・小野澤¹⁰⁾が提案した式である。

(6) 分布関数の母数推定

標本への分布関数の当てはめとは、分布関数の母数（パラメータ）を推定することを意味する。母数の推定手法としては、積率法や最尤法等の様々な手法があるが、合田法においては、比較的計算が容易な最小二乗法が用いられる。最小二乗法の手順としては、まず、それぞれの順序統計量 x_i に割り当てた非超過確率 F_i に対して、分布関数毎に定まる基準化変数 y_i を次式により求める。

$$\text{グンベル分布} : y_i = -\ln(-\ln F_i) \quad (2.11)$$

$$\text{極値Ⅱ型分布} : y_i = k [(-\ln F_i)^{-1/k} - 1] \quad (2.12)$$

$$\text{ワイブル分布} : y_i = [-\ln(1 - F_i)]^{1/k} \quad (2.13)$$

順序統計量 x_i と基準化変数 y_i が直線回帰式で表されるとして、次式に最小二乗法を適用して、定数 A, B を求める。

表-2.1 プロットイングポジション公式の定数¹³⁾

分布関数	α	β
グンベル分布	0.44	0.12
極値II型分布	$0.44 - 0.41/k$	$0.12 - 0.11/k$
ワイブル分布	$0.60 - 0.50/\sqrt{k}$	$0.20 + 0.23/\sqrt{k}$

$$x_i = Ay_i + B \quad (2.14)$$

上式より得られる定数A, Bをそれぞれ, 分布関数の尺度母数, 位置母数の推定値とする.

(7) 分布関数のスクリーニング

合田法においては, 母集団以外の分布関数を当てはめてしまう危険性をできる限り減らすため, DOL (Deviation of OutLier) 基準およびREC (REsidue of Correlation coefficient) 基準という2種類の棄却基準により, 不適合と考えられる分布関数を棄却し, 候補とする分布関数のスクリーニング (絞り込み) を行う.

a) DOL基準

DOL基準とは, 当てはめる分布関数に対して, 標本の最大値が過小あるいは過大であるかどうかを判断する

ための基準である. まず, 標本の最大値 x_{N_T} と平均値 \bar{x} との差を標準偏差 s で除して無次元化した最大値偏差 ξ を次式の通り, 定める.

$$\xi = (x_{N_T} - \bar{x})/s \quad (2.15)$$

この最大値偏差 ξ は, 母集団の分布関数によって異なる値を取り, 合田¹²⁾がその5%非超過確率値および95%非超過確率値について, 以下の実験式を当てはめている.

$$\xi_p = a + b \ln N + c (\ln N)^2 \quad : P= 5\%, 95\% \quad (2.16)$$

ここに, ξ_p は最大値偏差の5%および95%非超過確率値, N は足切り処理後の極値の個数である. a, b, c は数値実験に基づき, 表-2.2, 表-2.3に示す通り, 分布関数毎に設定された係数である. なお, 表中の v はデータ採択率 (= N/N_T) である. これらの値を用いて, 標本から得られる最大値偏差 ξ に対して, $\xi < \xi_{5\%}$ あるいは $\xi_{95\%} < \xi$ であれば, 標本がその分布関数で表される母集団に属する確率が5%未満であると判断し, 不適合として棄却する.

表-2.2 最大値偏差の5%非超過確率値 $\xi_{5\%}$ の係数¹³⁾

分布関数	係数a	係数b	係数c
グンベル分布	$0.257 + 0.133v^2$	$0.452 - 0.118v^2$	0.032
極値II型分布 ($k = 2.5$)	$1.481 - 0.126v^{1/4}$	$-0.331 - 0.031v^2$	0.192
同上 ($k = 3.33$)	1.025	$-0.077 - 0.050v^2$	0.143
同上 ($k = 5.0$)	$0.700 + 0.060v^2$	$0.139 - 0.076v^2$	0.100
同上 ($k = 10.0$)	$0.424 + 0.088v^2$	$0.329 - 0.094v^2$	0.061
ワイブル分布 ($k = 0.75$)	$0.534 - 0.162v$	$0.277 + 0.095v$	0.065
同上 ($k = 1.0$)	0.308	0.423	0.037
同上 ($k = 1.4$)	$0.192 + 0.126v^{3/2}$	$0.501 - 0.081v^{3/2}$	0.018
同上 ($k = 2.0$)	$0.050 + 0.182v^{3/2}$	$0.592 - 0.139v^{3/2}$	0

表-2.3 最大値偏差の95%非超過確率値 $\xi_{95\%}$ の係数¹³⁾

分布関数	係数a	係数b	係数c
グンベル分布	$0.579 + 0.468v$	$1.496 - 0.227v^2$	-0.038
極値II型分布 ($k = 2.5$)	$4.653 - 1.076v^{1/2}$	$-2.047 + 0.307v^{1/2}$	0.635
同上 ($k = 3.33$)	$3.217 - 0.216v^{1/4}$	$-0.903 + 0.294v^{1/4}$	0.427
同上 ($k = 5.0$)	$0.599 - 0.038v^2$	$0.518 - 0.045v^2$	0.210
同上 ($k = 10.0$)	$-0.371 + 0.171v^2$	$1.283 - 0.133v^2$	0.045
ワイブル分布 ($k = 0.75$)	$-0.256 - 0.632v^2$	$1.269 + 0.254v^2$	0.037
同上 ($k = 1.0$)	-0.682	1.600	-0.045
同上 ($k = 1.4$)	$-0.548 + 0.452v^{1/2}$	$1.521 - 0.184v$	-0.065
同上 ($k = 2.0$)	$-0.322 + 0.641v^{1/2}$	$1.414 - 0.326v$	-0.069

このうち、 $\xi_{5\%}$ によるものは下向きDOL基準と呼ばれ、最大値と2番目に大きな値との差が異常に小さい場合に棄却される。一方、 $\xi_{95\%}$ によるものは上向きDOL基準と呼ばれ、最大値が他の極値に比べて異常に大きい場合に棄却される。

b) REC基準

REC基準とは、分布関数の適合度を用いて、棄却すべきかどうかを判断するための基準である。まず、順序統計量 x_i と基準化変量 y_i との間の相関係数 r を用いて、1からの残差 Δr を次式により算定する。

$$\Delta r = 1 - r \tag{2.17}$$

この相関係数残差 Δr は、母集団の分布関数によって分布特性が異なり、合田ら¹⁰⁾¹¹⁾がその5%非超過確率値および95%非超過確率値について、以下の実験式を当てはめている。

$$\Delta r_{95\%} = \exp[a + b \ln N + c (\ln N)^2] \tag{2.18}$$

ここに、 $\Delta r_{95\%}$ は相関係数残差の95%非超過確率値である。係数 a 、 b 、 c は数値実験に基づき、表-2.4に示す通り、データ採択率 ν の関数として、分布関数毎に設定されている。これらの値を用いて、標本から得られる相関係数残差 Δr に対して、 $\Delta r_{95\%} < \Delta r$ であれば、その分布関数を不適合として棄却する。

c) 分布関数のスクリーニング

DOL基準およびREC基準のどちらでも棄却されない分布関数が一つ以上あれば、分布関数の選定に進めるが、全ての分布関数が何れかの基準により棄却される場合は、棄却されない分布関数が得られるまで、閾値を大き

くして、より上位の極値のみで再検討を行う。ただし、極値の個数が10個程度以下になるまで、棄却されない分布関数が得られない場合には、閾値は初期値のまま、スクリーニング処理は行わず、後述のMIR基準により最適となる分布関数を選定する。

(8) 分布関数の選定

前述の2種類の棄却基準により棄却されなかった分布関数の中から、最適となる分布関数を選定する基準として、MIR (Minimum Ratio of residual correlation coefficient) 基準¹¹⁾を用いる。MIR基準は、標本から得られる相関係数残差 Δr と、各分布関数に対する相関係数残差の平均値 Δr_{mean} を算出し、これらの比 $\Delta r / \Delta r_{mean}$ により、各分布関数の適合性を評価する。ここで、適合性の評価指標として Δr の絶対値を用いる場合もあるが、裾の広がり狭い分布関数ほど相関係数残差 Δr が小さい値となる傾向があり、分布関数間の比較の指標として適切でない。そこで、 Δr_{mean} との比をとると、分布関数間の差が減少するため、 $\Delta r / \Delta r_{mean}$ を用いている。

各分布関数に対する相関係数残差の平均値 Δr_{mean} は、合田ら¹⁰⁾¹¹⁾が、以下の実験式を当てはめている。

$$\Delta r_{mean} = \exp[a + b \ln N + c (\ln N)^2] \tag{2.19}$$

ここに、係数 a 、 b 、 c は数値実験に基づき、表-2.5に示す通り、データ採択率 ν の関数として、分布関数毎に設定されている。この値を用いて、 $\Delta r / \Delta r_{mean}$ が最小となる分布関数を最適と判断する。

表-2.4 相関係数残差の95%非超過確率値 $\Delta r_{95\%}$ の係数¹³⁾

分布関数	係数 a	係数 b	係数 c
グンベル分布	-1.444	$-0.2733 - 0.0414\nu^{5/2}$	-0.045
極値II型分布 ($k = 2.5$)	$-1.122 - 0.037\nu$	$-0.3298 + 0.0105\nu^{1/4}$	0.016
同上 ($k = 3.33$)	$-1.306 - 0.105\nu^{3/2}$	$-0.3001 + 0.0404\nu^{1/2}$	0
同上 ($k = 5.0$)	$-1.463 - 0.107\nu^{3/2}$	$-0.2716 + 0.0517\nu^{1/4}$	-0.018
同上 ($k = 10.0$)	$-1.490 - 0.073\nu$	$-0.2299 - 0.0099\nu^{5/2}$	-0.034
ワイブル分布 ($k = 0.75$)	$-1.473 - 0.049\nu^2$	$-0.2181 + 0.0505\nu^2$	-0.041
同上 ($k = 1.0$)	-1.433	-0.2679	-0.044
同上 ($k = 1.4$)	-1.312	$-0.3356 - 0.0449\nu$	-0.045
同上 ($k = 2.0$)	$-1.188 + 0.073\nu^{1/2}$	$-0.4401 - 0.0846\nu^{3/2}$	-0.039

表-2.5 相関係数残差の平均値 Δr_{mean} の係数¹³⁾

分布関数	係数 a	係数 b	係数 c
グンベル分布	$-2.364 + 0.054v^{5/2}$	$-0.2665 - 0.0457v^{5/2}$	-0.044
極値Ⅱ型分布 ($k = 2.5$)	$-2.470 + 0.015v^{3/2}$	$-0.1530 - 0.0052v^{5/2}$	0
同上 ($k = 3.33$)	$-2.462 - 0.009v^2$	$-0.1933 - 0.0037v^{5/2}$	-0.007
同上 ($k = 5.0$)	-2.463	$-0.2110 - 0.0131v^{5/2}$	-0.019
同上 ($k = 10.0$)	$-2.437 + 0.028v^{5/2}$	$-0.2280 - 0.0300v^{5/2}$	-0.033
ワイブル分布 ($k = 0.75$)	$-2.435 - 0.168v^{1/2}$	$-0.2083 + 0.1074v^{1/2}$	-0.047
同上 ($k=1.0$)	-2.355	-0.2612	-0.043
同上 ($k=1.4$)	$-2.277 - 0.056v^{1/2}$	$-0.3169 - 0.0499v$	-0.044
同上 ($k=2.0$)	$-2.160 + 0.113v$	$-0.3788 - 0.0979v$	-0.041

(9) 再現確率統計量の推定

最適として選定した分布関数を用いて、任意の再現期間 R (年) に対する非超過確率 F は次式で与えられる。

$$F = 1 - \frac{1}{\lambda R} \tag{2.20}$$

ここに、 λ は極値データを発生させた気象擾乱の年平均発生個数である。ここで得られた非超過確率を、最適として選定した分布関数の逆関数 F^{-1} を用いて、再現確率統計量 x が得られる。

(10) 信頼区間の推定

極値統計解析で得られる再現確率統計量等の推定値は、標本毎に大きく変動し、標本が属する母集団の分布関数から得られる真値よりも大きな値あるいは、小さな値が推定される可能性がある。この推定幅を見積もる方法として、信頼区間がよく用いられる。信頼区間とは、同一の母集団から抽出した標本から推定した統計量が、ある割合で (90%や95%とされる場合が多い)、その区間内に収まる範囲を表す。例えば、母集団からランダムに同数の標本を抽出し、再現確率統計量を推定する試行を複数回繰り返したと想定したときに、全回数のうち95%程度の割合で、母集団の真値が含まれる区間を、95%信頼区間という。

本研究においては、極値統計解析結果の変動性を、95%信頼区間を用いて評価する。再現確率統計量の分布が正規分布であると仮定すると、その推定値の95%信頼区間は、次式で表される。

$$\begin{pmatrix} x_R^U \\ x_R^L \end{pmatrix} = \hat{x}_R \pm 1.96 \sigma[x_R] \tag{2.21}$$

ここに、 x_R^U および x_R^L は 95%信頼区間の上限値と下限値、 \hat{x}_R は標本から推定される再現期間 R に対する確率統計量、 $\sigma[x_R]$ は再現期間 R に対する確率統計量の標準偏差である。

極値統計解析に使用する実際のデータとしては、ほとんどの場合、1組の標本しか得られないため、複数の標本をサンプリングし、上式の標準偏差 $\sigma[x_R]$ を得ることは難しい。そこで、合田¹³⁾は再現確率統計量の推定値 \hat{x}_R を無次元化した補助統計量 z を導入し、 z の標準偏差 σ_z に対して、次式の実験式を提案している。

$$z = (\hat{x}_R - x_R) / \sigma_x \tag{2.22}$$

$$\sigma_z = [1.0 + a(y_R - c + \alpha \ln v)^2]^{1/2} / \sqrt{N} \tag{2.23}$$

グンベル分布およびワイブル分布：
 $a = a_1 \exp[a_2 N^{-1.3} + \kappa(-\ln v)^{1/2}]$ (2.24)

極値Ⅱ型分布：
 $a = a_1 \exp\{a_2 [\ln(N v^{0.5} / N_0)]^2 - \kappa [\ln(v/v_0)]^2\}$ (2.25)

ここに、 x_R は母集団分布における再現期間 R に対する確率統計量の真値、 σ_x は標本の不偏標準偏差である。また、 $a, c, \alpha, a_1, a_2, \kappa$ および v_0 は数値実験に基づき、表-2.6 に示す通り、分布関数毎に設定された係数であり、 $N = 10 \sim 200, v = 0.25, 0.5, 1.0$ の数値実験結果に基づくものであり、 $v \approx 0.25$ 以上の範囲で適用することが望ましいとされている。これらの式を用いて、 $\sigma[x_R]$ は次式で表される。

$$\sigma[x_R] = \sigma_z \cdot \sigma_x \tag{2.26}$$

なお、上記の実験式を用いて、信頼区間を推定することができるが、実務上は標本から推定される再現確率統計量をそのまま設計値として用いることが多い。本研究に

表-2.6 分布関数の再現確率統計量の標準偏差の係数¹³⁾

分布関数	係数 a_1	係数 a_2	係数 N_0	係数 κ	係数 v_0	係数 c	係数 α
グンベル分布	0.64	9.0	—	0.93	—	0	1.33
極値II型分布 ($k = 2.5$)	1.27	0.12	23	0.24	1.34	0.3	2.3
同上 ($k = 3.33$)	1.23	0.09	25	0.36	0.66	0.2	1.9
同上 ($k = 5.0$)	1.34	0.07	35	0.41	0.45	0.1	1.6
同上 ($k = 10.0$)	1.48	0.06	60	0.47	0.34	0	1.4
ワイブル分布 ($k = 0.75$)	1.65	11.4	—	-0.63	—	0	1.15
同上 ($k = 1.0$)	1.92	11.4	—	0	—	0.3	0.90
同上 ($k = 1.4$)	2.05	11.4	—	0.69	—	0.4	0.72
同上 ($k = 2.0$)	2.24	11.4	—	1.34	—	0.5	0.54

おける信頼区間は、合田法と本研究の手法との違いを変動性の観点で比較するために、目安として推定したものであり、極値統計解析における分布関数の選定等に直接関係するものではないことに留意されたい。

2.2 本研究の手法

(1) 極極値統計解析の流れ

本研究の手法による極値統計解析の流れを図-2.2に示す。合田法との違いとしては、まず、1点目は、候補とする分布関数として、一般化パレート分布を追加している点である。2点目は、母数推定手法として、L-モーメント法を用いて、形状母数を固定せずに、標本に適合する母数を推定している点である。3点目は、閾値の設定方法として、ある再現期間に対応する確率潮位偏差を設定している点である。4点目は、分布関数の選定において、評価指標として相関係数残差を用いている点である。5点目は、各地点で最適となる分布関数を選定するのでなく、領域全体で共通した分布関数を選定している点である。各手順の詳細については、後述の通りである。

(2) 候補とする分布関数の列挙

本研究の手法では、分布関数の候補として、以下の3種類を取り上げる。各分布関数について、以下に述べる。

a) 一般化極値分布

一般化極値分布 (Generalized Extreme Value Distribution, 以下, GEV分布とする)は、極値I型分布(グンベル分布)、極値II型分布、極値III型分布を一つの形に表したもので、その累積分布関数、確率密度関数および確率統計量は次式で表される。

$$F(x) = \begin{cases} \exp\left[-\left\{1 - \xi \frac{x-B}{A}\right\}^{1/\xi}\right] & (\xi \neq 0) \\ \exp\left[-\exp\left\{-\frac{x-B}{A}\right\}\right] & (\xi = 0) \end{cases} \quad (2.27)$$

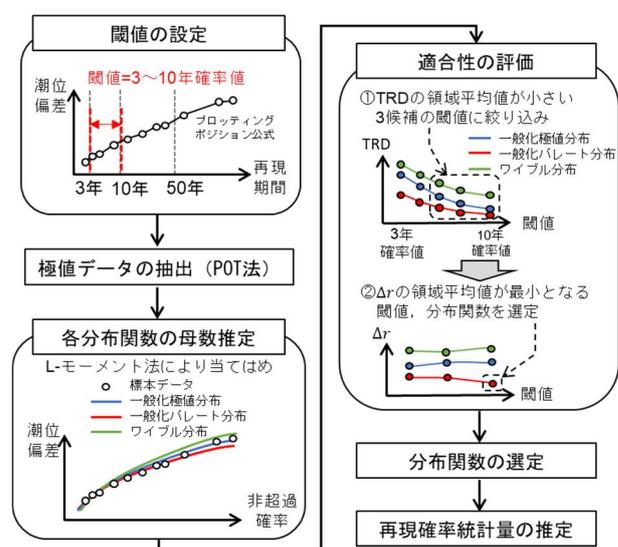


図-2.2 極値統計解析の流れ (本研究の手法)

$$f(x) = \frac{1}{A} \left(1 + \frac{x-B}{kA}\right)^{1/\xi-1} \times \exp\left[-\left(1 + \frac{x-B}{kA}\right)^{1/\xi}\right] \quad (\xi \neq 0) \quad (2.28)$$

$$x = \begin{cases} B + A\{1 - (-\ln[F(x)])\}^\xi / \xi & (\xi \neq 0) \\ B - A \ln\{-\ln[F(x)]\} & (\xi = 0) \end{cases} \quad (2.29)$$

ここに、 ξ は形状母数であり、 $\xi = 0$ のときは極値I型分布、 $\xi < 0$ のときは極値II型分布、 $\xi > 0$ のときは極値III型分布となる。なお、合田法で扱われている極値II型分布は、上式の形状母数を $\xi = -1/k$ と変換したものに等しい。本研究の手法では、合田法とは異なり、形状母数を固定せず、3母数型分布関数として扱う。なお、極値理論(極値統計量に関する漸近理論)において、年最大値等のブロック最大値資料は、データが全て同一の確率分布に従

い、互いに独立であることを前提として、サンプルサイズが十分に大きい場合、一般化極値分布に収束することが知られている。

b) ワイブル分布

ワイブル分布については、前述と同様である。ただし、本研究の手法では、形状母数 k は固定せず、3母数型分布関数として扱い、標本へ適合する形状母数を推定する。

c) 一般化パレート分布

一般化パレート分布 (Generalized Pareto Distribution, 以下、GPA分布とする) の累積分布関数および確率密度関数は以下の式で表される。

$$F(x) = \begin{cases} 1 - \left\{1 - k \frac{x-B}{A}\right\}^{1/k} & (k \neq 0) \\ 1 - \exp\left[-\frac{x-B}{A}\right] & (k = 0) \end{cases} \quad (2.30)$$

$$f(x) = \frac{1}{A} \left\{1 - k \frac{x-B}{A}\right\}^{1/k-1} \quad (2.31)$$

$$x = \begin{cases} B + A\{1 - [1 - F(x)]^k\}/k & (k \neq 0) \\ B - A \ln[1 - F(x)] & (k = 0) \end{cases} \quad (2.32)$$

一般化パレート分布は、データが全て同一の確率分布に従い、互いに独立であることを前提として、十分大きな閾値を超過するデータ (閾値超過データ) が漸近的に従う分布であり、Pickands³³⁾により導出されたものである。本研究においては、POT法により抽出した標本を用いるため、理論的に適したモデルといえる。

(3) 閾値の設定

合田法では、2種類の棄却基準により、棄却されない分布関数が得られるまで、閾値を大きくする方法を取るが、本研究の手法では、棄却基準によるスクリーニングを行わないため、別の方法を用いる。

本研究における閾値 (足切り値) の設定方法としては、海域全体で統一した基準で閾値を設定するため、地点毎の再現期間 T 年に対する確率統計量を閾値として設定する。なお、ここで設定する再現確率統計量は、後述するプロットングポジション公式および式(2.20)を用いて、線形補間により算出する。本研究では再現期間 R を3年から10年の間で、2年間隔程度 (3, 5, 7, 8, 10年) に設定し、この中から適切な値を選定することとする。ここで、下限を3年とした理由としては、標本の大きさによって1年、2年の再現確率値が算出できない場合があるためである。また、上限を10年とした理由としては、計画高潮

位に含まれる潮位偏差の再現期間が10年程度となる海岸があることから、再現期間10年までの確率統計量の推定値が外挿とならないようにするためである。

これらの設定した各閾値に対して、分布関数の当てはめを行い、最適となる閾値及び分布関数を選定する。選定方法については、後述する。

(4) 標本の抽出

極値データの抽出方法としては、合田法の場合と同様に、POT法を用いることとし、台風期間毎の潮位偏差のピーク値を標本として抽出した。

(5) 非超過確率の割り当て

順序統計量に対する、非超過確率の割り当てについては、プロットングポジション公式を用いる。ここで、モデル定数 α , β については、合田¹⁹⁾が提案した $\alpha = 0.45$, $\beta = 0$ を用いる。これは、母数推定手法としてL-モーメント法を用いる場合に、再現確率統計量の推定値の偏りが小さくなるよう、数値実験により設定されたものである。

(6) 分布関数の母数推定

母数の推定手法としては、Hosking²¹⁾により提案されたL-モーメント法 (L積率法) を用いる。L-モーメント法は、確率重み付き積率法 (PWM法) を発展させたものであり、積率法よりも外れ値やデータの偏り、変動に対してロバスト (頑健) であると言われている。頭文字のLは、順序統計量の線形結合 (Linear combinations of order statistics) を意味する。

分布関数から求められる非超過確率 $P = F(x)$ に対する確率統計量 $x(P) = F^{-1}(x)$ を用いて、確率重み付き積率 β_r は、次式で定義される。

$$\beta_r = \int_0^1 x(P) P^r dP \quad (2.33)$$

1~3次のL-momentsは、この積率 β_r を用いて、次式のよう定義される。

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (2.34)$$

$$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (2.35)$$

$$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (2.36)$$

1次のL-moment λ_1 は、母集団分布の平均値を表し、2次のL-moment λ_2 は、母集団分布のばらつきを表す。また、3次のL-moment λ_3 は、母集団分布の歪み (分布の左右への

偏り)の度合いを表すものである。これらのL-momentsの定義や意味の詳細については、Hosking²¹⁾や大西・水野³⁴⁾の解説が参考となる。

上記のL-momentsから、L-moment比が次式で定義される。

$$\tau = \lambda_2/\lambda_1 \quad (2.37)$$

$$\tau_3 = \lambda_3/\lambda_2 \quad (2.38)$$

上記の τ , τ_3 はそれぞれ、L-CV (Coefficient of L-variation), L-skewnessと呼ばれる。

これらのL-moments, L-moments比は母集団に関するものであり、母集団から抽出された一部の標本から、これらの値を推定する場合には、まず順序統計量 x_i を用いて、 r 次平均量 b_r を次式により求める。

$$b_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (2.39)$$

$$b_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=2}^n \frac{(i-1)}{(n-1)} x_i \quad (2.40)$$

$$b_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=3}^n \frac{(i-1)(i-2)}{(n-1)(n-2)} x_i \quad (2.41)$$

この r 次平均量 b_r は、確率重み付き積率 β_r の不偏推定量であり、標本L-moments (L-momentsの不偏推定量) l_r は、次式で表される。

$$l_1 = b_0 \quad (2.42)$$

$$l_2 = 2b_1 - b_0 \quad (2.43)$$

$$l_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 \quad (2.44)$$

また、標本L-moments比 (L-moments比の不偏推定量)は、次式で表される。

$$t = l_2/l_1 \quad (2.45)$$

$$t_3 = l_3/l_2 \quad (2.46)$$

Hosking²¹⁾により、各種の分布関数に対するL-momentsの理論値と母数推定式が導かれており、Hosking and Wallis³⁵⁾の解説書や、合田ら^{16) 18) 19) 20)}にもまとめられている。ただし、ワイブル分布については、Hoskingにより検討されていないため、合田・久高¹⁶⁾が新たに導いたものである。各分布関数の母数推定式は次式の通りである。

一般化極値分布：

$$A = \frac{\lambda_2 \xi}{(1-2^{-\xi})\Gamma(1+\xi)} \quad (2.47)$$

$$B = \lambda_1 - A\{1 - \Gamma(1+\xi)\}/\xi \quad (2.48)$$

$$k \approx 7.8590c + 2.9554c^2 \quad (2.49)$$

$$c = \frac{2}{3+t_3} - \frac{\log 2}{\log 3} \quad (2.50)$$

ワイブル分布：

$$A = \frac{\lambda_2}{(1-2^{-1/k})\Gamma(1+1/k)} \quad (2.51)$$

$$B = \lambda_1 - A\Gamma(1+1/k) \quad (2.52)$$

$$k = 285.3l_3^6 - 658.6l_3^5 + 622.8l_3^4 - 317.2l_3^3 + 98.52l_3^2 - 21.256l_3 + 3.5160 \quad (2.53)$$

一般化パレート分布：

$$A = (1+k)(2+k)l_2 \quad (2.54)$$

$$B = l_1 - (2+k)l_2 \quad (2.55)$$

$$k = (1-3t_3)/(1+t_3) \quad (2.56)$$

ここに、 Γ はガンマ関数である。なお、L-モーメント法の計算には、Hoskingが開発したFortranプログラム³⁶⁾が公開されており、本研究においてはこれを使用した。

(7) 閾値および分布関数の選定

本研究の手法では、MIR基準に用いられるような、各分布関数に対する相関係数残差の平均値 Δr_{mean} が算出されていないため、順序統計量と、それと同じ非超過確率に対する分布関数による推定値との相関係数の1からの残差 Δr が最小となる分布関数を最適と判断する。この方法は、合田・久高¹⁶⁾やChoudhuryら³⁷⁾が用いており、「最小残差法」や、「Probability Plot Correlation Method (PPC)」とも呼ばれる。なお、合田法においては、順序統計量と基準化変量との相関係数を用いているが、どちらを用いても良い (相関係数は同じ値となる)。

ここで、 Δr を適合性指標として用いる場合、再現期間が小さい部分の方が、発生頻度が多い (データ数が多い) ため、比較的、再現期間が大きい (データが少ない) 部分の適合性が悪くても、データ全体としては適合性が良いと判断される可能性がある。そのため、本研究で対象とする潮位偏差のように、比較的大きな再現期間に着目する場合には、 Δr だけで適合性を評価するのは不十分と考えられる。

そこで、本研究においては分布関数の適合性を評価する指標として、相関係数残差 Δr に加え、本多ら⁷⁾が提案したTRD (Top Return Period Deviation) を用いる。TRDは次式で表される。

$$TRD = \sqrt{\frac{1}{n_{TRD}} \sum_{m=1}^{n_{TRD}} E_m^2} \quad (2.57)$$

$$E_m = \left(\frac{x_{pred,m} - x_{obs,m}}{x_{obs,m}} \right) \times 100 \quad (2.58)$$

ここに、 $x_{obs,m}$ は極値データを大きい順に並べたときの上から第 m 番目の順序統計量、 $x_{pred,m}$ は第 m 番目の確率統計量、 n_{TRD} は X 年確率値以上の極値データの個数である。本研究においては、 $X = 50$ 年とする。なお、 n_{TRD} を算出するための50年確率値は式(2.10)、式(2.20)を用いて求める。 Δr が標本の極値データ全体に対する適合性を表すのに対して、TRDは比較的、再現期間の大きい側(本研究では50年以上)に相当する極値データに対する適合性を表す指標であり、数値が小さいほど適合性が良いと判断される。

本研究においては、閾値を大きく設定するほど、比較的、再現期間が大きい側の極値の割合が多くなるため、TRDへ及ぼす影響が大きいと考えられる。そこで、閾値および分布関数の選定方法としては、以下の通りとする。

まず、設定した閾値(3年確率値から10年確率値)毎に、各分布関数を当てはめたときのTRDの領域平均値を算出し、分布関数毎に、TRDが小さい順に3つの閾値候補に絞り込む。なお、地点毎に最適となる閾値を選定するのではなく、領域全体で統一した閾値(T 年確率値)を選定することとする。

その後、3つの閾値候補に対して、相関係数の残差 Δr の領域平均値が最も小さくなる閾値および分布関数を選定する。なお、再現確率統計量が不連続となることを避けるため、地点毎に最適となる分布関数を選定するのではなく、領域全体で統一した分布関数を選定することとする。

なお、閾値の選定方法として、一般的によく用いられる方法には、標本平均超過閾数³⁰⁾を用いて、その値が一定勾配あるいは、一定値を取る範囲の下限値を選定する方法もあるが、どの範囲を一定とするかの判断に、明確な基準がなく、人によって値が変わり得る。一方で、本研究の手法では、TRDと Δr を判断基準として、閾値を選定することができる。

(8) 再現確率統計量の推定

合田法と同様に、式(2.20)を用いて、再現確率統計量 x (R 年確率潮位偏差)が得られる。

(9) 信頼区間の推定

本研究の手法においても、実験式に基づき、再現確率統計量の推定値の95%信頼区間を評価する。合田¹⁹⁾は再現確率統計量 x_R の変動係数 $CV[x_R]$ を次式の通り、定義している。

$$CV[x_R] = \frac{\sigma[x_R]}{\mu[x_R]} = (ay_R^2 - by_R + c)(\gamma_{50} - 1)^{0.7} / \sqrt{N} \quad (2.59)$$

ここに、 $\sigma[x_R]$ 、 $\mu[x_R]$ はそれぞれ、再現確率統計量 x_R の標準偏差、平均値であり、 γ_{50} は裾長さ(= x_{50}/x_{10})である。また、 y_R は基準化変量であり、次式で表される。

一般化極値分布：

$$y_R = \{1 - [-\ln(1 - 1/\lambda R)]^\xi\} / \xi \quad (2.60)$$

ワイブル分布：

$$y_R = \{\ln(\lambda R)\}^{1/k} \quad (2.61)$$

一般化パレート分布：

$$y_R = [1 - 1/(\lambda R)^k] / k \quad (2.62)$$

また、 a 、 b 、 c は数値実験に基づく係数であり、次式の通り、分布関数毎に形状母数の関数として表される。

一般化極値分布：

$$a = 2.7037\xi^3 + 2.4351\xi^2 + 0.7325\xi + 0.0830 \quad (2.63)$$

$$b = 10.953\xi^3 + 10.509\xi^2 + 3.1359\xi + 0.0372 \quad (2.64)$$

$$c = 11.311\xi^3 + 12.526\xi^2 + 5.6088\xi + 0.7719 \quad (2.65)$$

ワイブル分布：

$$a = \exp[-5.3844k^3 - 0.6089k^2 + 7.7316k - 1.9805] \quad (2.66)$$

$$b = -22.438k^3 + 24.678k^2 + 6.1046k + 0.1062 \quad (2.67)$$

$$c = -28.287k^3 + 18.860k^2 + 6.9797k + 0.6776 \quad (2.68)$$

一般化パレート分布：

$$a = 0.9742(\ln k)^2 + 0.6949(\ln k) + 0.1517 \quad (2.69)$$

$$b = 1.9049(\ln k)^2 + 1.8142(\ln k) + 0.3677 \quad (2.70)$$

$$c = 0.6349(\ln k)^2 + 1.8561(\ln k) + 0.9095 \quad (2.71)$$

ここで、式(2.62)の $\mu[x_R]$ は、実際の標本に対して求めることは難しいため、標本から推定される再現確率統計量

\hat{x}_R を用いることで、標準偏差 $\sigma[x_R]$ が得られる。なお、上記の実験式は、 $N = 20, 50, 100, 200, 500, 1000$ の6通り、 $\gamma_{50} = 1.1, 1.2, 1.3$ の3通りの標本データに対して、 $R = 1, 2, 5, 10, 20, 50, 100, 200, 500, 1000$ の10通りの再現期間毎に、50000個のランダム標本から求めた数値に対して近似したものであり、実験式の適用範囲と、数値実験による推定誤差を伴うことには留意されたい。

3. 使用データ

本研究で使用した潮位偏差の標本データは、本多ら⁷⁾が実施した高潮推算結果をもとに、台風毎の極値を抽出したものである。高潮推算に用いた台風トラックデータは、地球温暖化対策に資するアンサンブル気候予測データベース (database for Policy Decision making for Future climate change : d4PDF) ⁶⁾から抽出され、過去気候実験と将来気候実験に対するもので構成される。過去気候実験は現在の気候条件を想定し、将来気候実験は全球平均気温が工業化以前と比べ、 2°C 上昇したと想定した条件で計算されたものである。また、将来実験には、表-3.1に示す6種類のモデルによる海面水温 (SST) の将来変化分布を与えた実験結果が用いられている。

対象海域は、三大湾 (東京湾、伊勢湾、大阪湾) であり、計算格子間隔200mの計算領域について、計算格子 (200mメッシュ) 毎に、極値 (各台風期間の潮位偏差の最大値) を抽出した。各海域の極値の抽出範囲 (計算領域) を図-3.1に示すとともに、各海域における実験毎のサンプルサイズを表-3.2に示す。

なお、式(2.20)により再現期間を算定する際、台風の年平均通過個数 λ については、本多ら⁷⁾と同様に、観測データ (気象庁ベストトラック) とd4PDF過去実験における個数を比較し、その比を補正係数 α として、 λ に乗じた値 $\lambda' (= \alpha\lambda)$ を用いた。各海域の補正係数を表-3.3に示す。また、高潮推算結果の再現性については、過去に発生した台風による観測値と推算値を比較して検証されており、観測値と整合するよう推算値を補正した値を用いた。詳細については、本多ら⁷⁾を参照されたい。

また、本研究においては、各海域に代表地点を設定し、標本データと分布関数の適合性を確認することとした。各海域における代表地点の位置図を図-3.2～図-3.4に示す。代表地点には、港湾局、気象庁、国土地理院、海上保安庁による潮位観測地点を設定した。

表-3.1 d4PDF 将来実験に用いられている SST モデル

CMIP5 モデル	実験名 略称	機関名 (国名)
CCSM4	CC	National Center for Atmospheric Research (米国)
GFDL-CM3	GF	NOAA Geophysical Fluid Dynamics Laboratory (米国)
HadGEM2-AO	HA	Met Office Hadley Centre (英国)
MIROC5	MI	東京大学大気海洋研究所, 国立環境研究所, 海洋研究開発機構 (日本)
MPI-ESM-MR	MP	Max Planck Institute for Meteorology (独国)
MRI-CGCM3	MR	気象庁気象研究所 (日本)

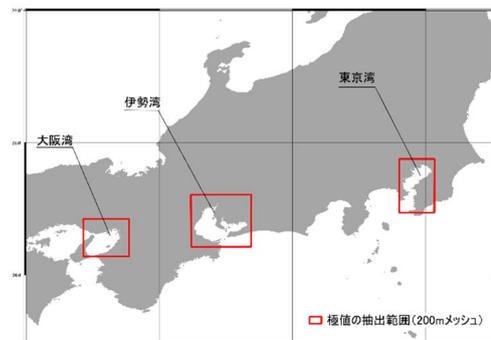


図-3.1 極値の抽出範囲

表-3.2 実験毎のサンプルサイズ⁷⁾

実験名[モデル 名略称]	サンプルサイズ (台風数)			統計 年数
	東京湾	伊勢湾	大阪湾	
過去実験	388	518	782	1020
将来 [CC]	198	268	405	549
実験 [GF]	192	219	354	549
(+2K [HA]	197	226	397	549
上昇) [MI]	148	179	304	549
[MP]	191	231	400	549
[MR]	214	292	483	549

表-3.3 台風の年平均通過個数と補正係数⁷⁾

対象	年平均通過個数		補正係数 α
	気象庁ベスト トラック	d4PDF 過去実験	
東京湾	0.78	0.38	2.06
伊勢湾	0.92	0.51	1.81
大阪湾	1.35	0.77	1.76

【代表地点(東京湾)】

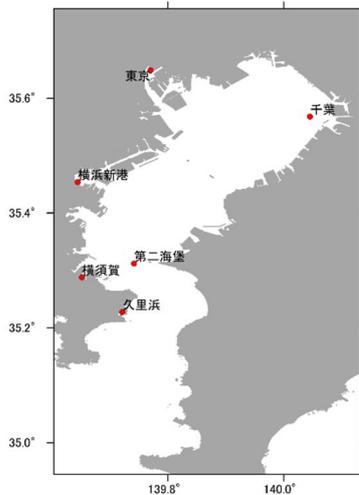


図-3.2 代表地点 (東京湾)

【代表地点(伊勢湾)】

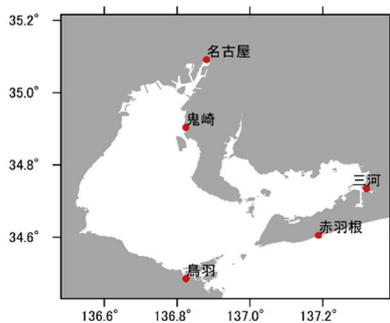


図-3.3 代表地点 (伊勢湾)

【代表地点(大阪湾)】

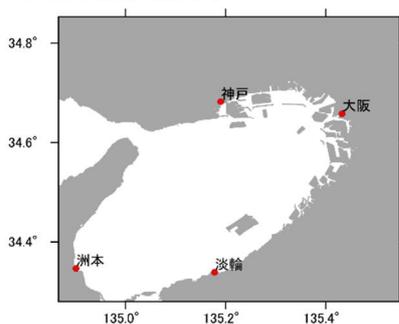


図-3.4 代表地点 (大阪湾)

である。

東京湾においては、将来実験(2K上昇:CC)を除いて、ワイブル分布($k = 1.4$)あるいはワイブル分布($k = 2.0$)が最適となる地点が多く、一部の箇所でグンベル分布が最適となっている。閾値については、ほとんどの実験データで、初期値(0.35m)が設定される結果となっているが、一部の箇所で0.7~1.0m程度まで閾値を上げなければ、分布関数が棄却される。

伊勢湾においては、過去実験および将来実験(2K上昇:CC)では、東京湾と同様に、ワイブル分布($k = 1.4$)あるいはワイブル分布($k = 2.0$)が最適となる地点が多く、一部の箇所でグンベル分布が最適となっている。その他の将来実験では、グンベル分布あるいは極値II型分布($k = 10.0$)が最適となる地点が多い。閾値については、ほとんどの実験データで、初期値(0.35m)が設定される結果となっているが、過去実験では、湾中央部で0.7~2.0m程度まで閾値を上げなければ、分布関数が棄却される。

大阪湾においては、将来実験(2K上昇:GF)を除いて、ほとんどの地点でワイブル分布($k = 1.4$)が最適となり、湾奥部ではワイブル分布($k = 2.0$)が最適となっている。将来実験(2K上昇:HA)については、湾奥部でグンベル分布が最適となっている。将来実験(2K上昇:GF)については、ワイブル分布($k = 2.0$)が最適となる地点が多く、湾奥部や一部の箇所でワイブル分布($k = 1.4$)あるいはグンベル分布が最適となっている。閾値については、多くの実験データで、初期値(0.35m)が設定される結果となっているが、過去実験、将来実験(2K上昇:HA)および、将来実験(2K上昇:MR)では、湾口から湾中央部で0.4~2.0m程度まで閾値を上げなければ、分布関数が棄却される。

全ての海域に共通して、ワイブル分布($k = 1.4$)あるいはワイブル分布($k = 2.0$)が最適となる地点が多くみられ、この結果は、既往研究³⁸⁾による観測データを対象とした極値統計解析結果とも一致している。閾値については、ほとんどの実験データで、初期値(0.35m)が設定される結果となっている。

4. 一般的手法による極値統計解析結果

4.1 分布関数の選定結果および閾値の設定

合田法により、各海域において地点毎(計算格子毎)に最適となる分布関数を選定した結果と、各地点における閾値の設定値を図-4.1~図-4.6に示す。なお、閾値の図の黒色箇所は、初期値(0.35m)が設定値となる箇所

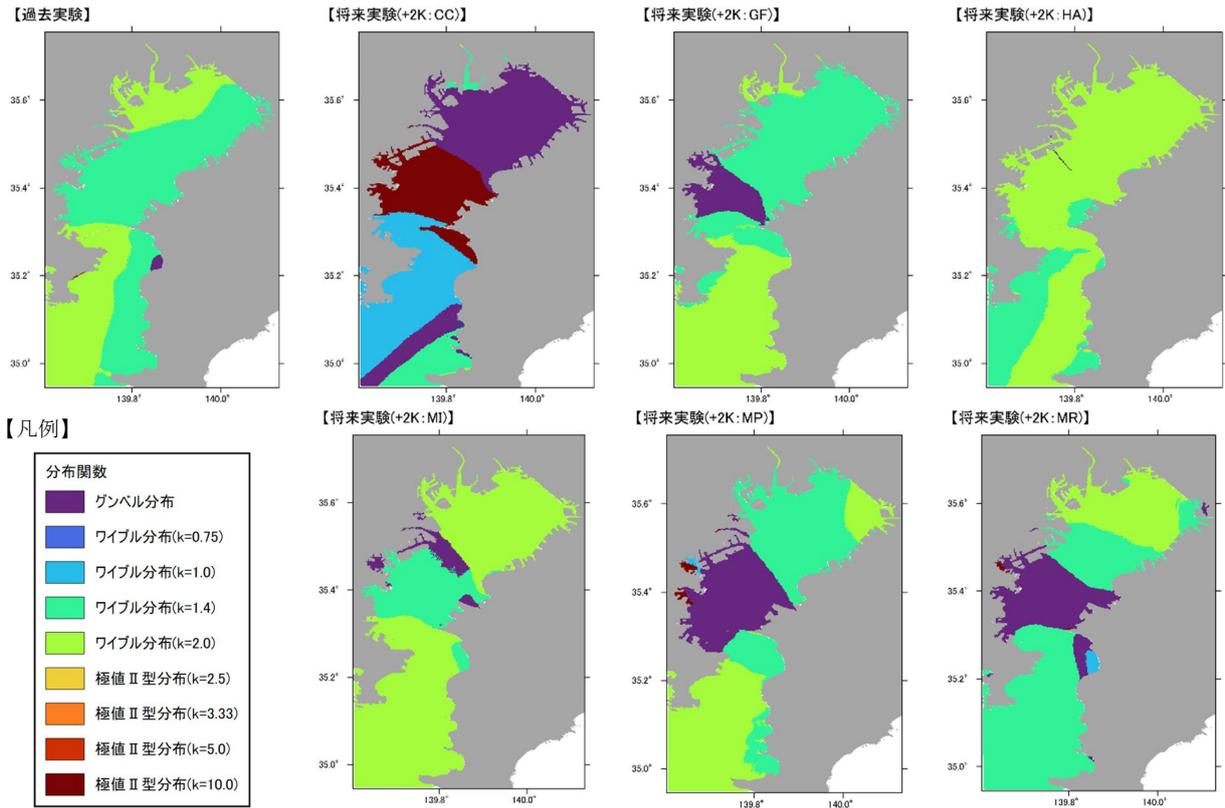


図-4.1 分布関数の選定結果 (東京湾)

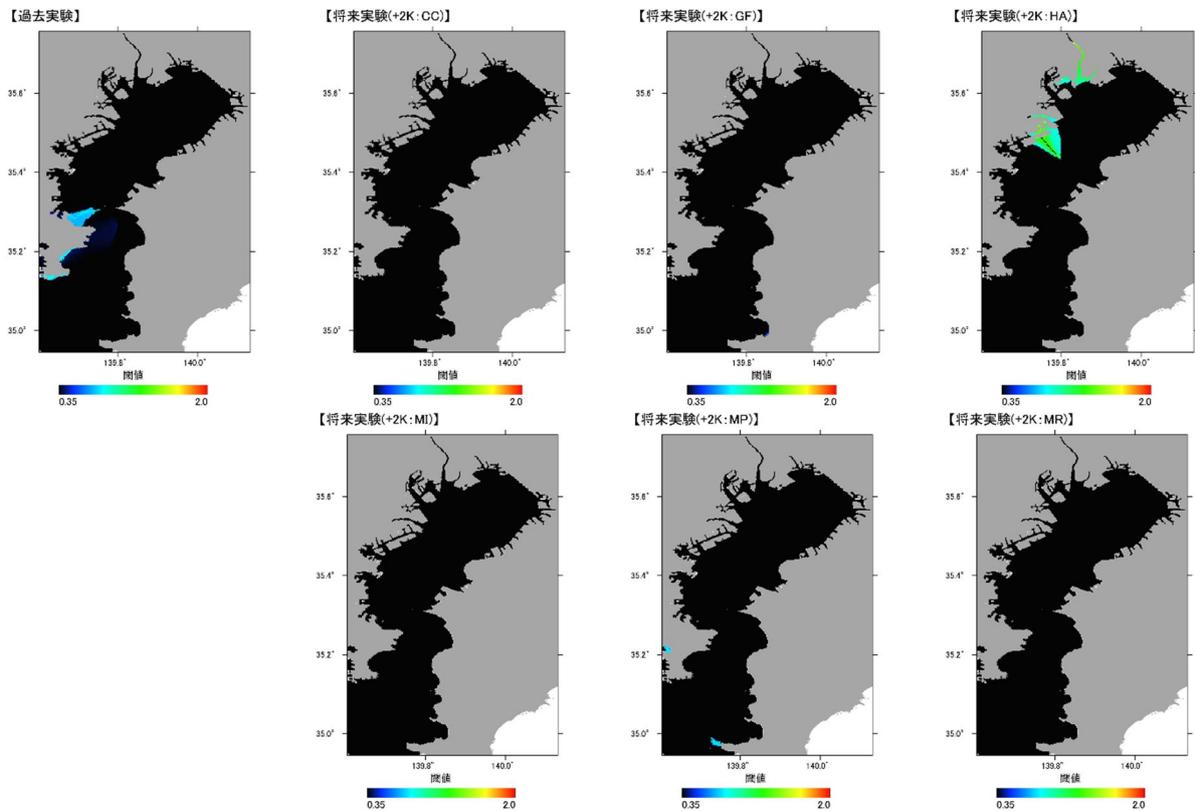


図-4.2 閾値の設定値 (東京湾)

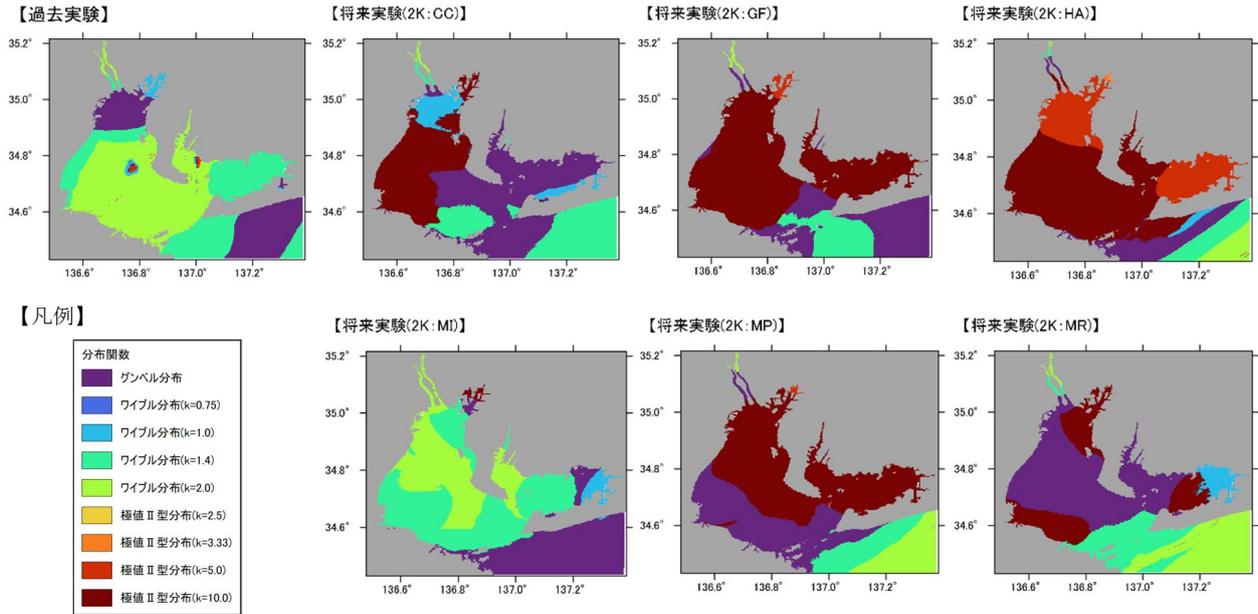


図-4.3 分布関数の選定結果 (伊勢湾)

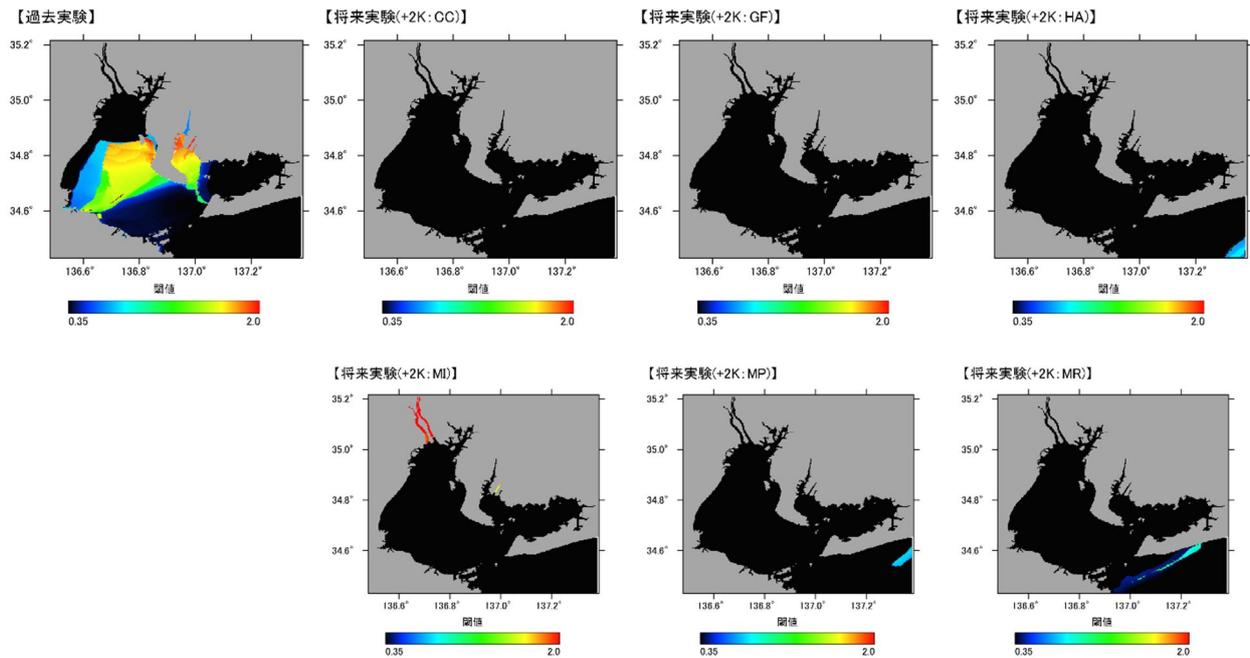


図-4.4 閾値の設定値 (伊勢湾)

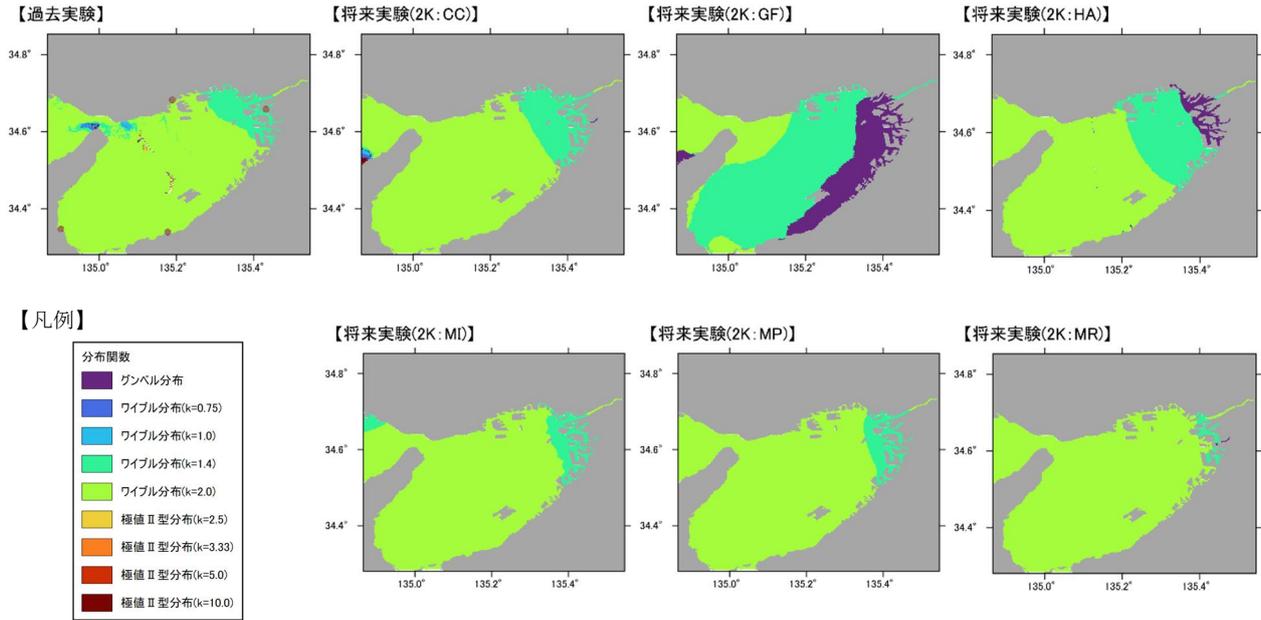


図-4.5 分布関数の選定結果 (大阪湾)

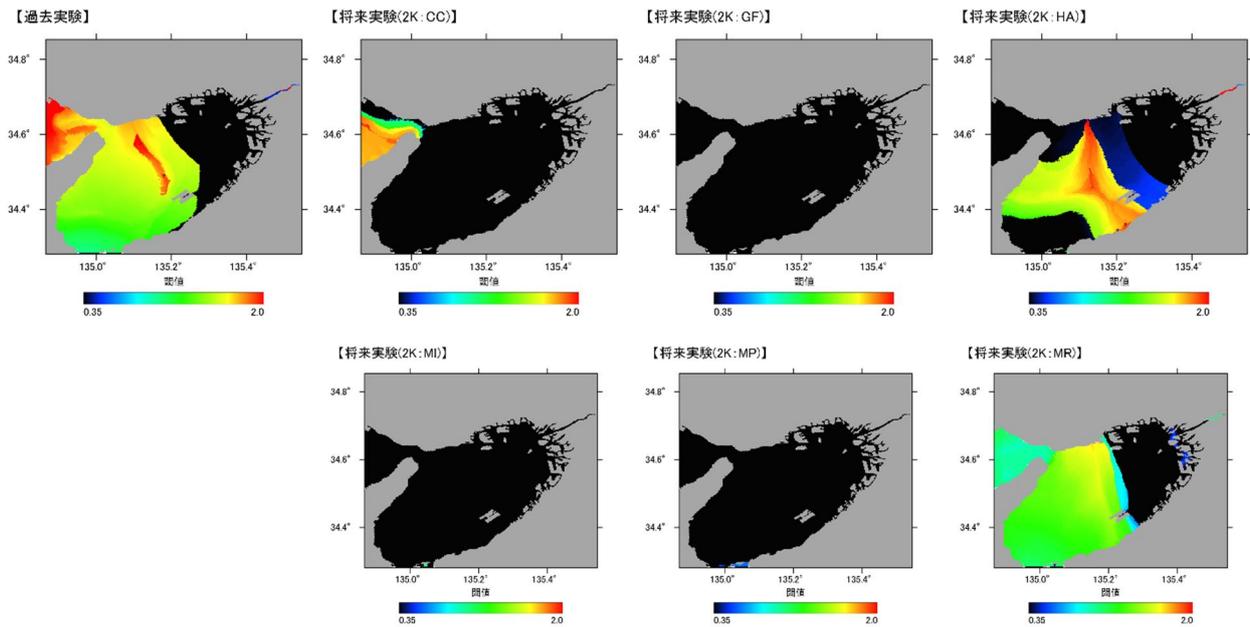


図-4.6 閾値の設定値 (大阪湾)

4.2 再現確率統計量の推定結果

合田法により、地点毎（計算格子毎）に最適となる分布関数を選定し、再現確率統計量の代表値として、100年確率潮位偏差の空間分布を推定した結果を図-4.7～図-4.9に示す。また、確率潮位偏差の沿岸分布の推定結果を図-4.10～図-4.12に示す。

東京湾においては、選定される分布関数が切り替わる境界部で、かつ潮位偏差の大きい湾奥部において、100年確率潮位偏差の空間分布が不連続となる（確率潮位偏差が急に变化する）箇所が多い傾向である。将来実験（2K上昇：GF）で不連続となる箇所があまり見られないのは、選定される分布関数が切り替わる境界部が、潮位偏差の比較的小さい湾中央部であるためと考えられる。

伊勢湾においては、東京湾と同様に、選定される分布関数が切り替わる境界部で、かつ潮位偏差の大きい湾奥部（名古屋港付近、湾西側）において、100年確率潮位偏差の空間分布が不連続となる場合が多い傾向である。

大阪湾においては、将来実験（2K上昇：MR）を除いて、主に選定される分布関数が切り替わる境界部で、100年確率潮位偏差の空間分布が不連続となっている。将来

実験（2K上昇：MR）については、不連続となる箇所が、選定される分布関数が切り替わる境界部ではないが、図-4.6に示す通り、閾値の設定値が大きく変化する箇所となっている。

全ての海域に共通して、選定される分布関数が切り替わる境界部で、100年確率潮位偏差の空間分布が不連続となる場合が多い。確率潮位偏差の沿岸分布においても、潮位偏差の急激な変動が各所で確認される。従って、連続的な分布を得るには、海域全体で共通した分布関数を設定することが望ましい。また、閾値の設定値が大きく変化する箇所で、100年確率潮位偏差の空間分布が不連続となる場合もある。従って、連続的な分布を得るには、閾値を海域全体で統一して設定する必要があると考えられる。

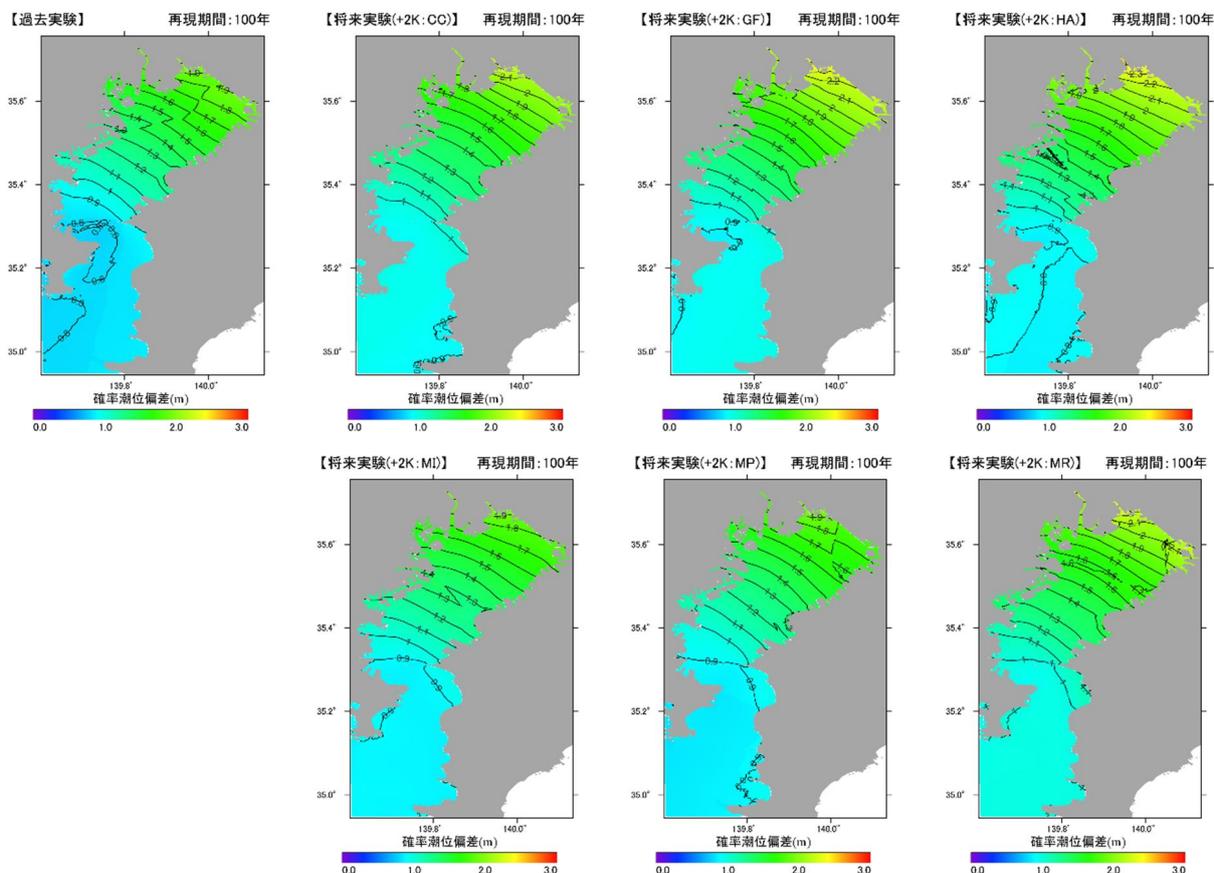


図-4.7 100年確率潮位偏差の推定結果（東京湾）

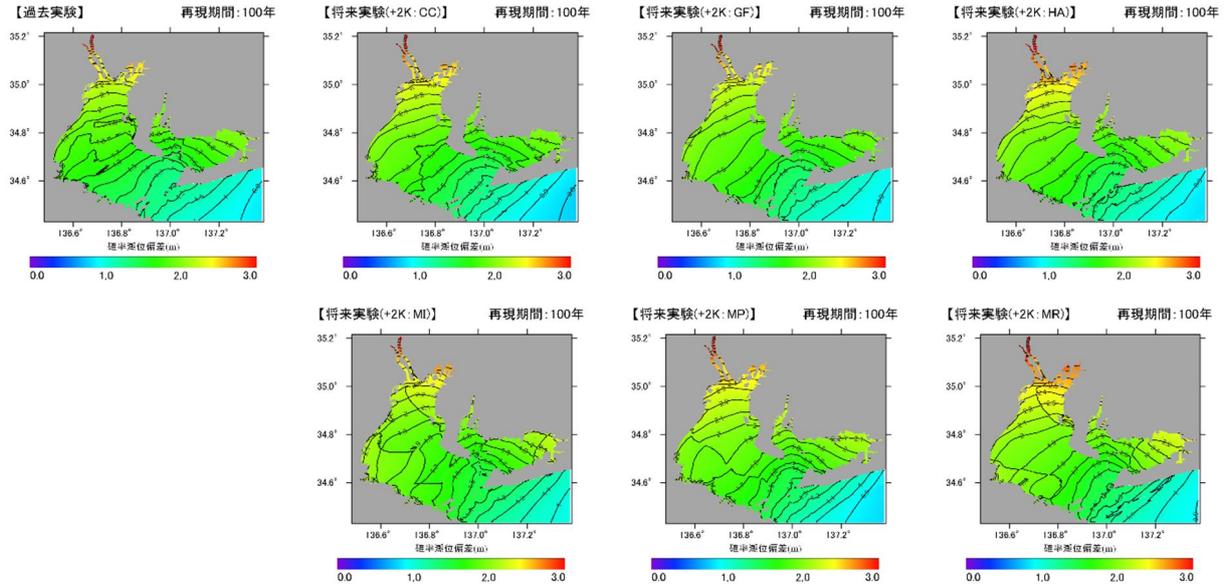


図-4.8 100年確率潮位偏差の推定結果（伊勢湾）

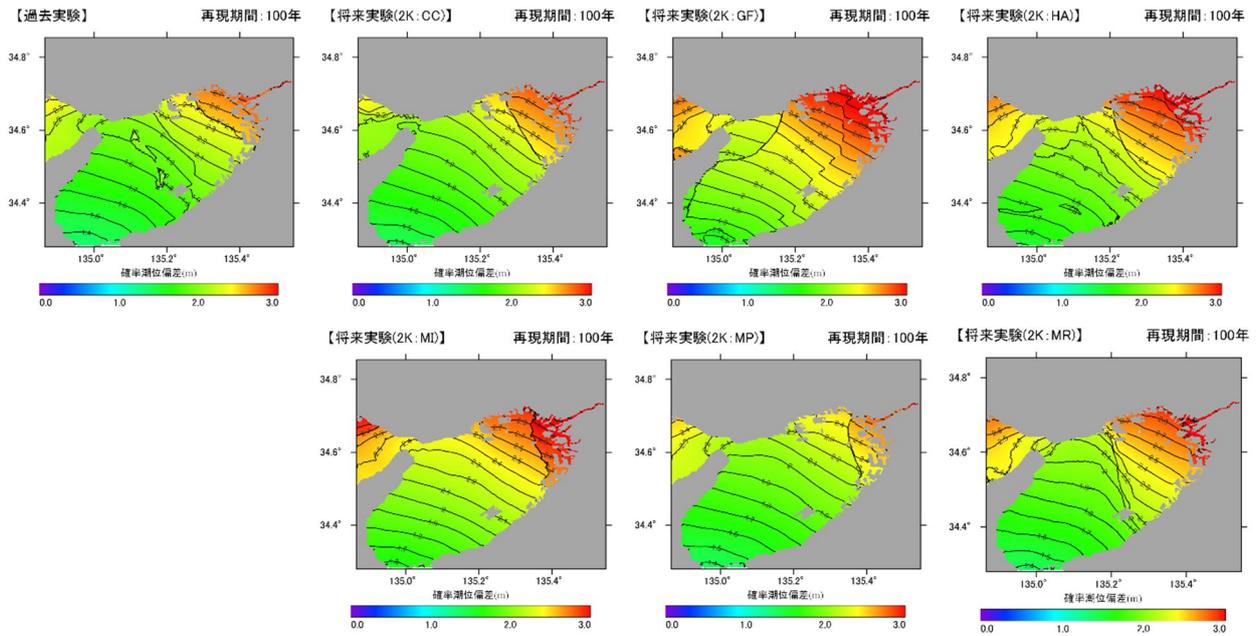


図-4.9 100年確率潮位偏差の推定結果（大阪湾）

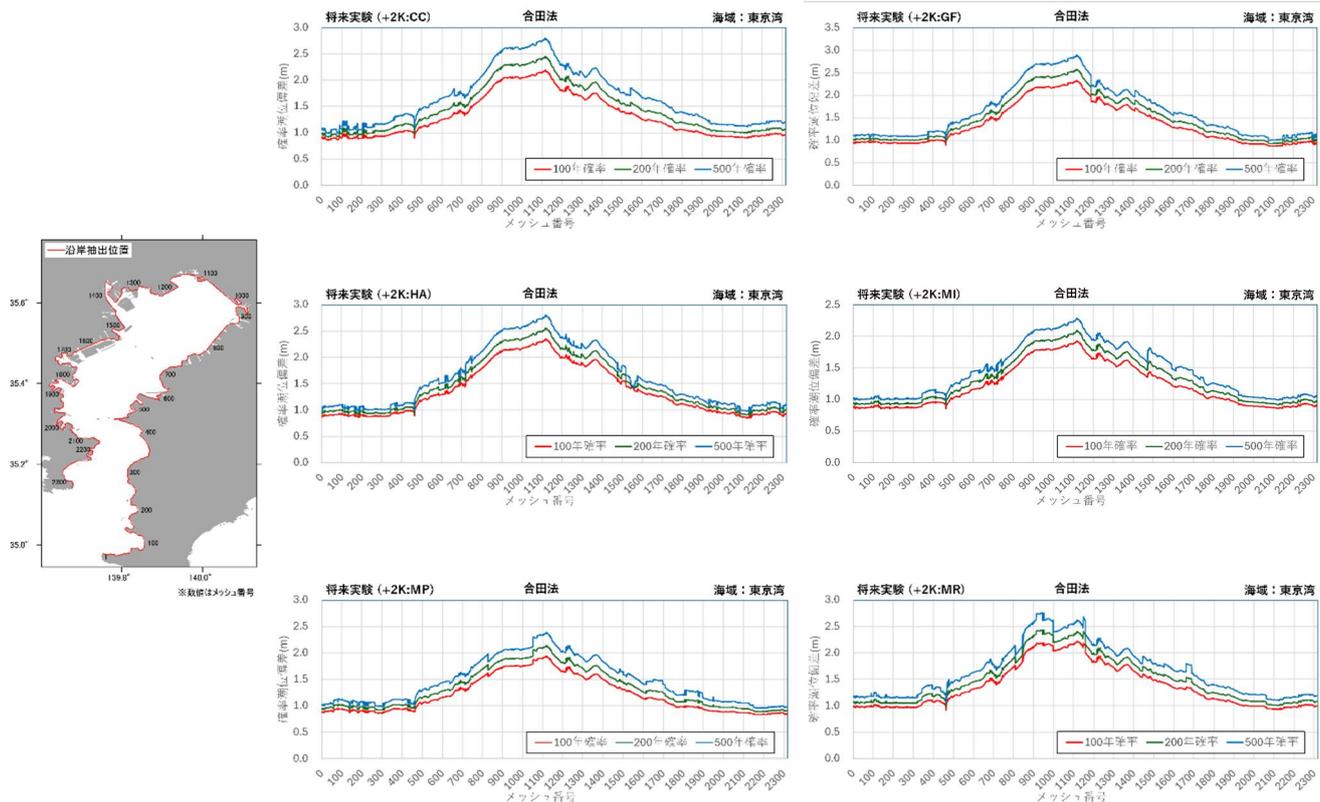


図-4.10 確率潮位偏差の沿岸分布（東京湾）

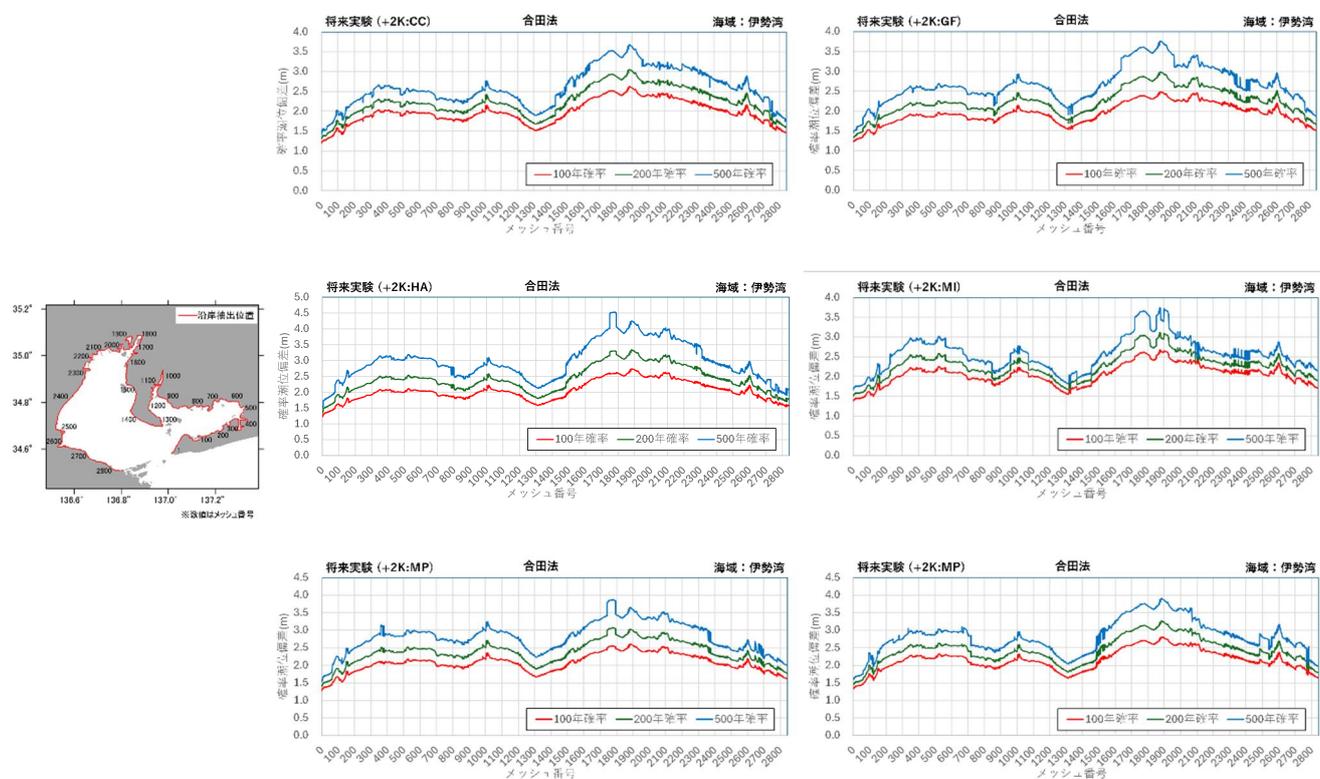


図-4.11 確率潮位偏差の沿岸分布（伊勢湾）

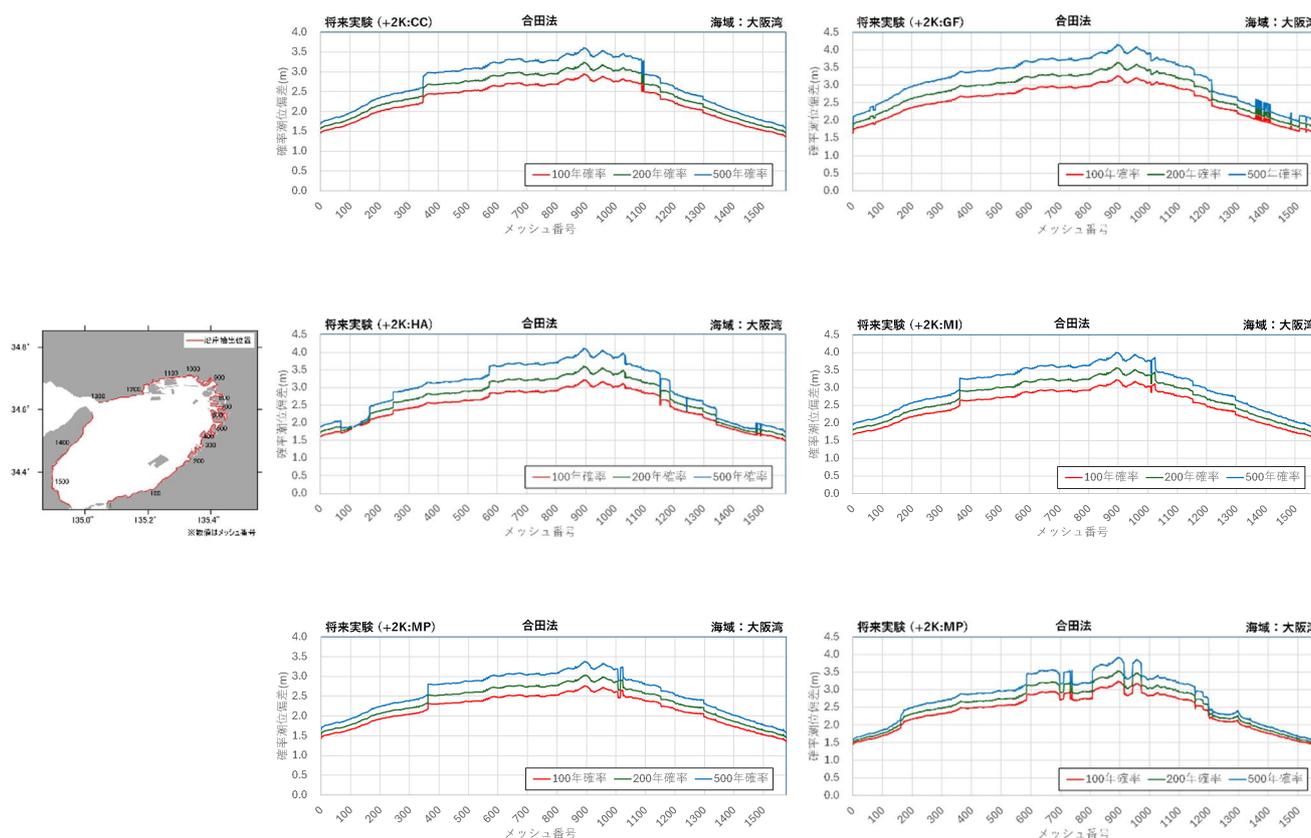


図-4.12 確率潮位偏差の沿岸分布（大阪湾）

4.3 適合性の評価

(1) 海域全体における適合性の評価

合田法による極値統計解析による適合性の評価結果として、各海域におけるTRDと相関係数残差の空間分布の算定結果を図-4.13～図-4.18に示す。

東京湾においては、相関係数残差は、どの標本データについても、全体的に概ね0.02以下（相関係数が0.98以上）で、標本全体への適合性は良い結果が得られている。TRDの空間分布としては、他地点と比べて大きな値となる箇所が実験データによって様々である。

伊勢湾においては、相関係数残差は、過去実験の一部を除いて、全体的に0.01以下（相関係数が0.99以上）であり、標本全体への適合性は良い結果が得られている。過去実験では、閾値を大きく設定した箇所、相関係数残差は他地点と比べて大きくなっているが、TRDは小さくなっている。ただし、相関係数残差は大きい箇所でも0.05～0.1程度であり、適合性は良いと言える。

大阪湾においては、また、伊勢湾と同様に、閾値を大きく設定した箇所、相関係数残差は他地点と比べて大きくなっているが、TRDは小さくなっている。ただし、

相関係数残差は大きい箇所でも0.05程度であり、適合性は良いと言える。閾値を大きく設定した箇所以外では、相関係数残差は、全体的に0.01以下（相関係数が0.99以上）であり、標本全体への適合性は良い結果が得られている。

全ての海域に共通して、閾値を大きく設定した箇所、相関係数残差は他地点と比べて大きくなっているが、TRDは小さくなっている。これは、発生頻度の高い潮位偏差の小さい極値が除外されたことで、大きな再現期間の極値への適合性が良くなったと考えられる。また、TRDの空間分布としては、他地点と比べて大きな値となる箇所が実験データによって様々であり、台風の経路等の偶然的不確実性により、実験データによって得られる標本が異なるためと考えられる。

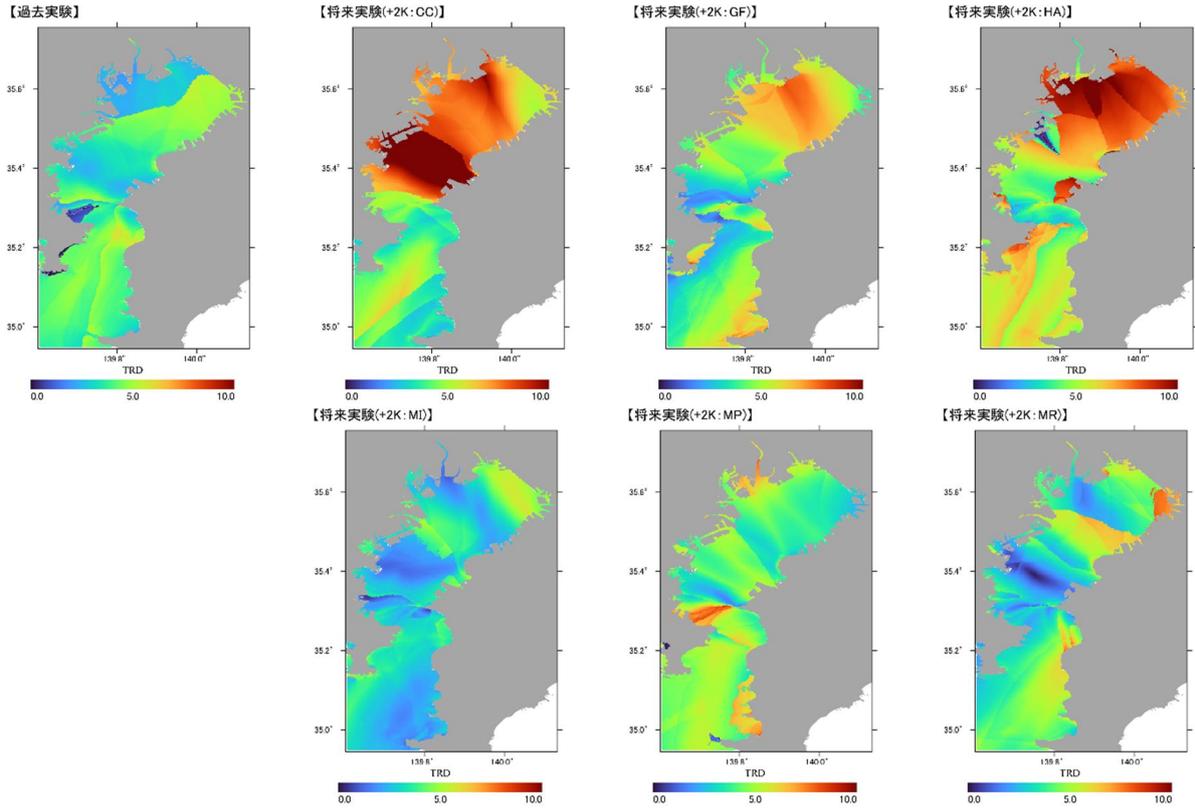


図-4.13 TRDの算定結果（東京湾）

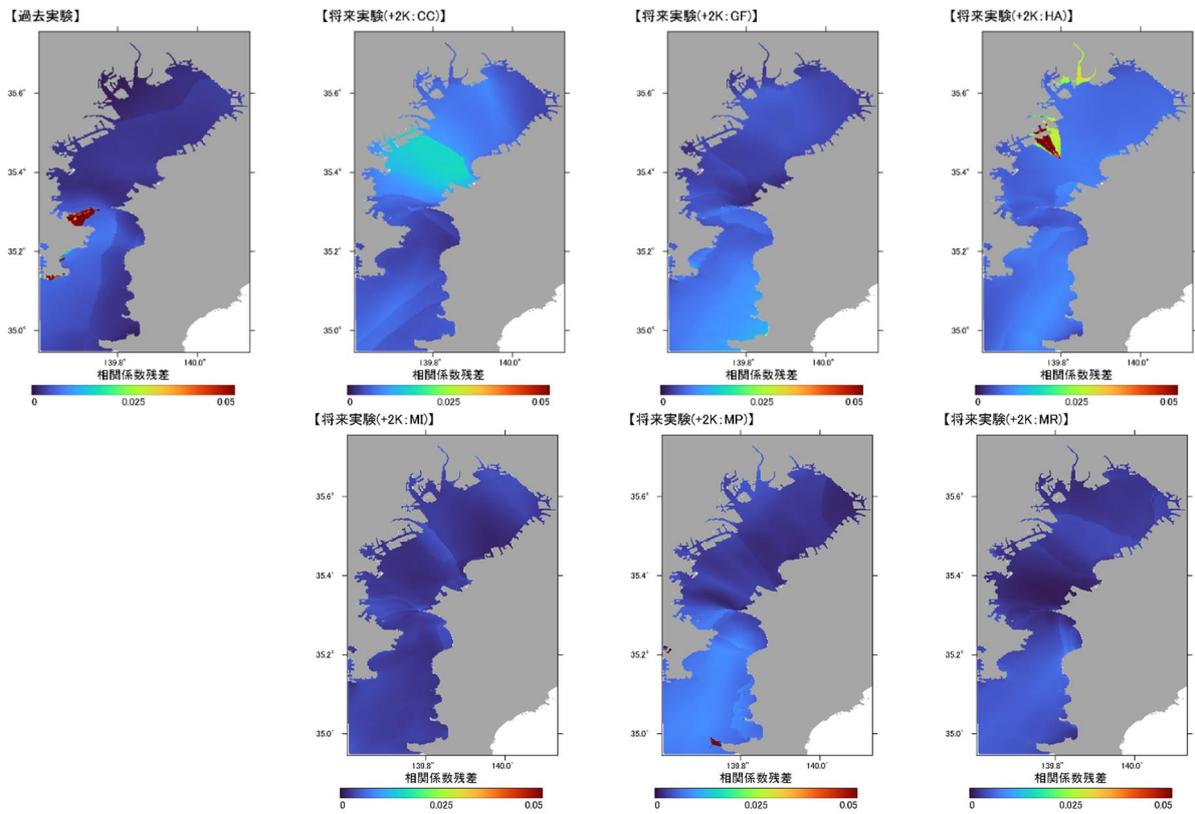


図-4.14 相関係数残差 Δr の算定結果（東京湾）

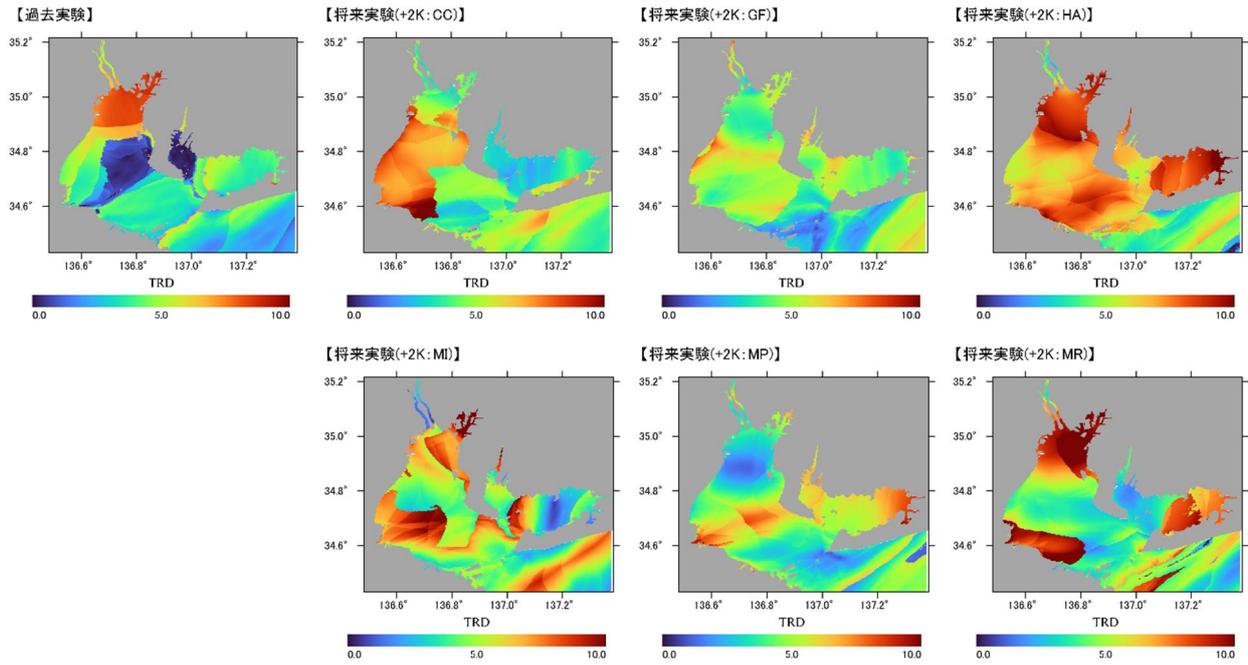


図-4.15 TRDの算定結果(伊勢湾)

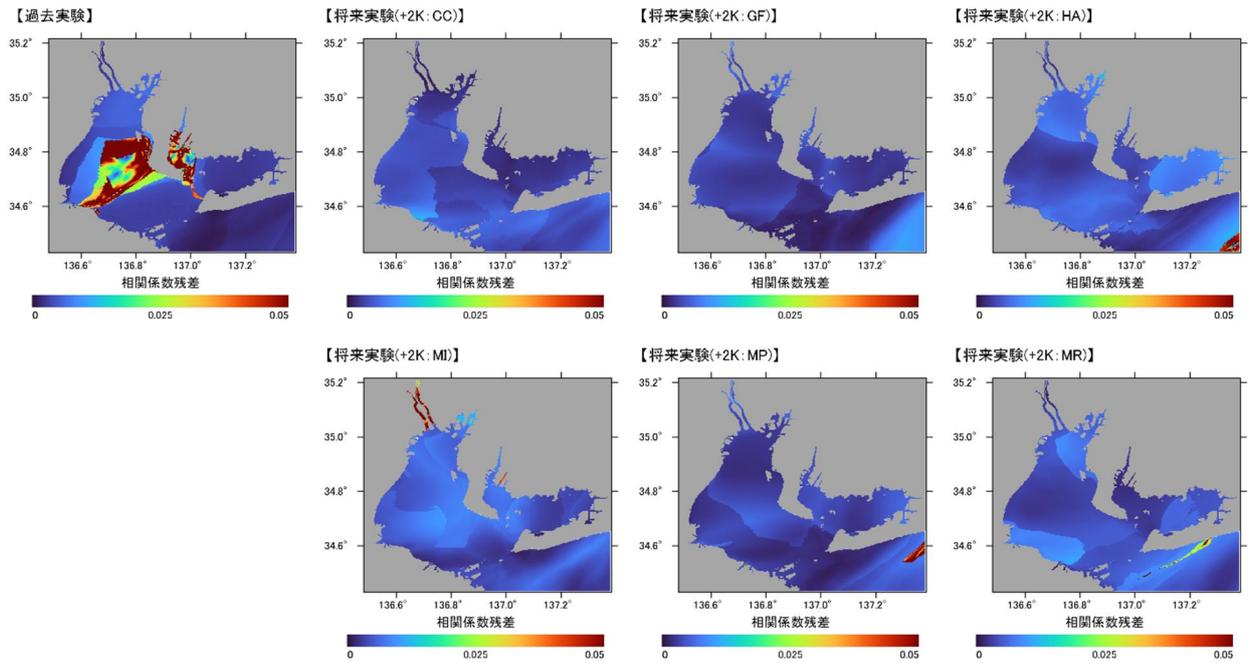


図-4.16 相関係数残差 Δr の算定結果(伊勢湾)

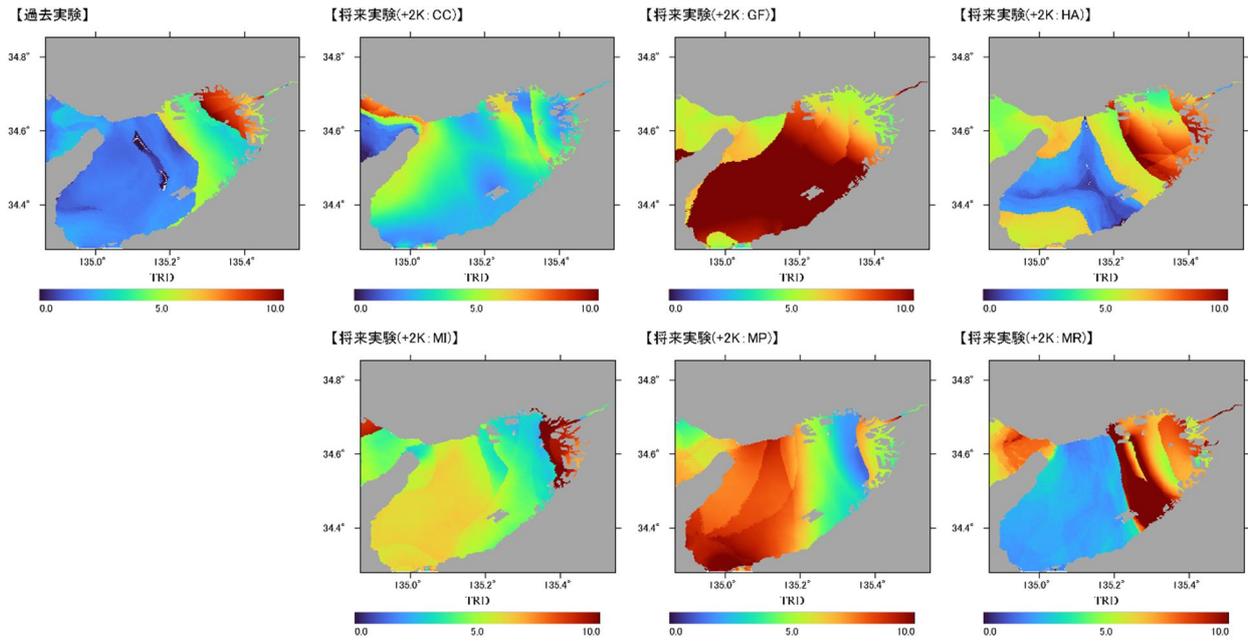


図-4.17 TRDの算定結果（大阪湾）

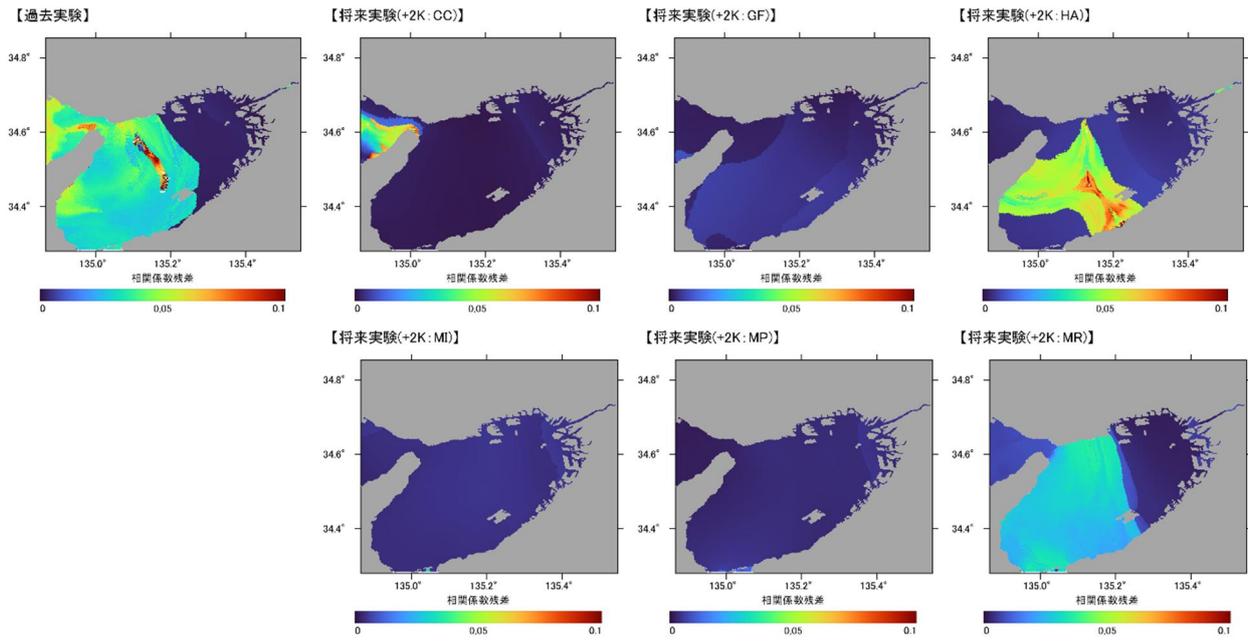


図-4.18 相関係数残差 Δr の算定結果（大阪湾）

(2) 代表地点における適合性の評価

合田法による極値統計解析による適合性の評価結果として、各海域の代表地点における分布関数の当てはめ結果を図-4.19～図-4.21に示す。なお、ここでは過去実験データの例を示し、その他の実験データの結果については、付録Aに示す。

東京湾においては、全ての地点において、標本データと分布関数による推定値はよく一致している。千葉と横浜以外の地点はワイブル分布 ($k = 2.0$) が最適となっており、どの分布関数の推定値も、標本より過大側となっているため、ワイブル分布の形状母数が $k = 2.0$ より大きい場合に、より適合性が良い可能性があると考えられる。

伊勢湾においては、全ての地点において、50年確率以下の標本データと、分布関数による推定値はよく一致している。しかし、湾奥部の名古屋や鬼崎においては、50年確率以上の標本データに着目すると、選定されたもの以外の分布関数がよく適合している場合がある。これは、

50年確率以下の標本データの方が、データ数が多く、標本全体としては適合性が良いと判断されるためである。

大阪湾においても、伊勢湾と同様に、50年確率以下の標本データと、分布関数による推定値はよく一致している。しかし、大阪においては、50年確率以上の標本データに着目すると、選定されたもの以外の分布関数がよく適合している場合があったり、神戸においては、50年確率以上の標本データに対しては、比較的、適合性が悪い結果となっている。

全ての海域に共通して、50年確率以下の標本データに対しては、分布関数による推定値はよく一致しているが、50年確率以上や100年確率以上の大きな再現期間の標本データに対しては、最適となる分布関数の推定値であっても、比較的適合性が悪い結果となっている。潮位偏差を対象とする場合、50年確率以上の標本データに対する適合性は重要であり、十分な適合度を得るには、後述の本研究の手法のような、別の手法等の検討が必要と考えられる。

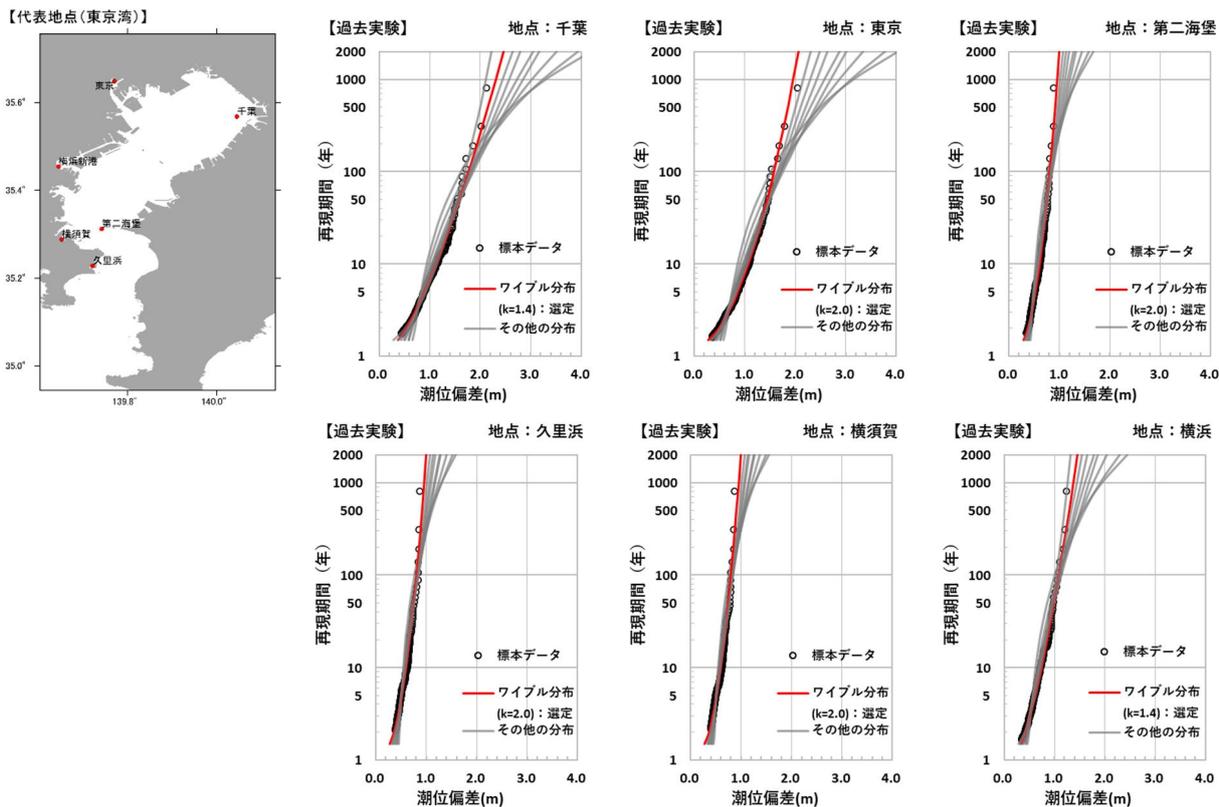


図-4.19 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (過去実験, 東京湾)

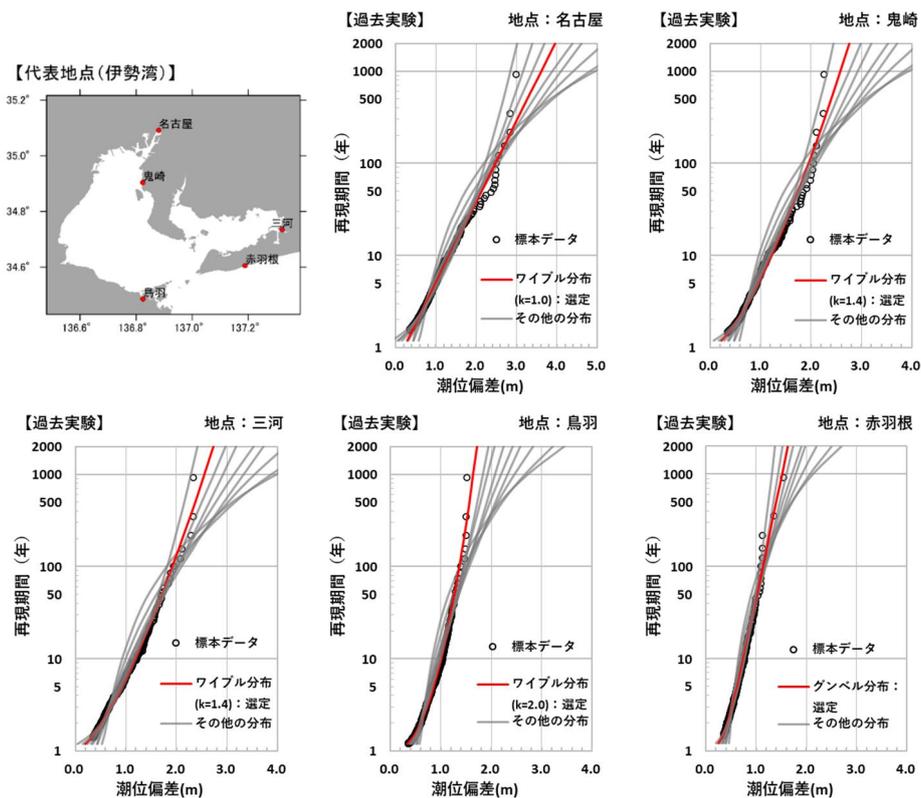


図-4.20 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (過去実験, 伊勢湾)

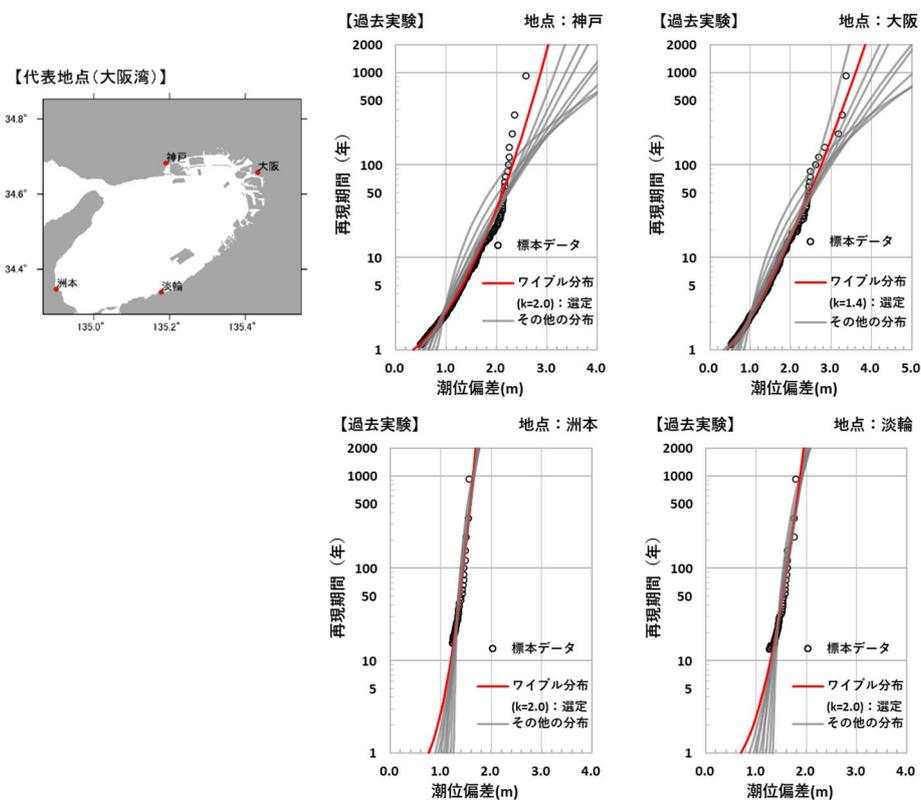


図-4.21 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (過去実験, 伊勢湾)

4.4 変動性の評価

(1) 海域全体における変動性の評価

合田法による極値統計解析による変動性の評価結果として、100年確率潮位偏差の標準偏差の空間分布を推定した結果を図-4.22～図-4.24に示す。

東京湾においては、湾奥部ほど、湾口に比べて100年確率潮位偏差の標準偏差が大きくなる結果となっている。また、選定される分布関数によって、標準偏差の大きさが異なり、ワイブル分布 ($k = 1.4$) が選定される場合、ワイブル分布 ($k = 2.0$) の場合よりも、標準偏差が大きい傾向となっている。

伊勢湾においても、東京湾と同様に、湾奥部ほど、湾口に比べて、100年確率潮位偏差の標準偏差が大きくなる結果となっている。また、選定される分布関数によって、標準偏差の大きさが異なり、極値II型分布 ($k = 1.4$) や極値II型分布 ($k = 2.0$) が選定される場合、標準偏差が比較的、大きい傾向となっている。

大阪湾においても、東京湾、伊勢湾と同様に、湾奥部ほど、湾口に比べて、100年確率潮位偏差の標準偏差が大きくなる結果となっている。また、閾値が大きい地点で

は、100年確率潮位偏差の標準偏差が小さくなっている。

全ての海域に共通して、湾奥部ほど、湾口に比べて100年確率潮位偏差の標準偏差が大きくなる傾向である。これは、湾奥部ほど、100年確率潮位偏差の値自体が大きくなるためと考えられる。また、過去実験については、他の実験データよりも100年確率潮位偏差の標準偏差が小さい。これは、過去実験データのサンプルサイズが大きいためと考えられる。

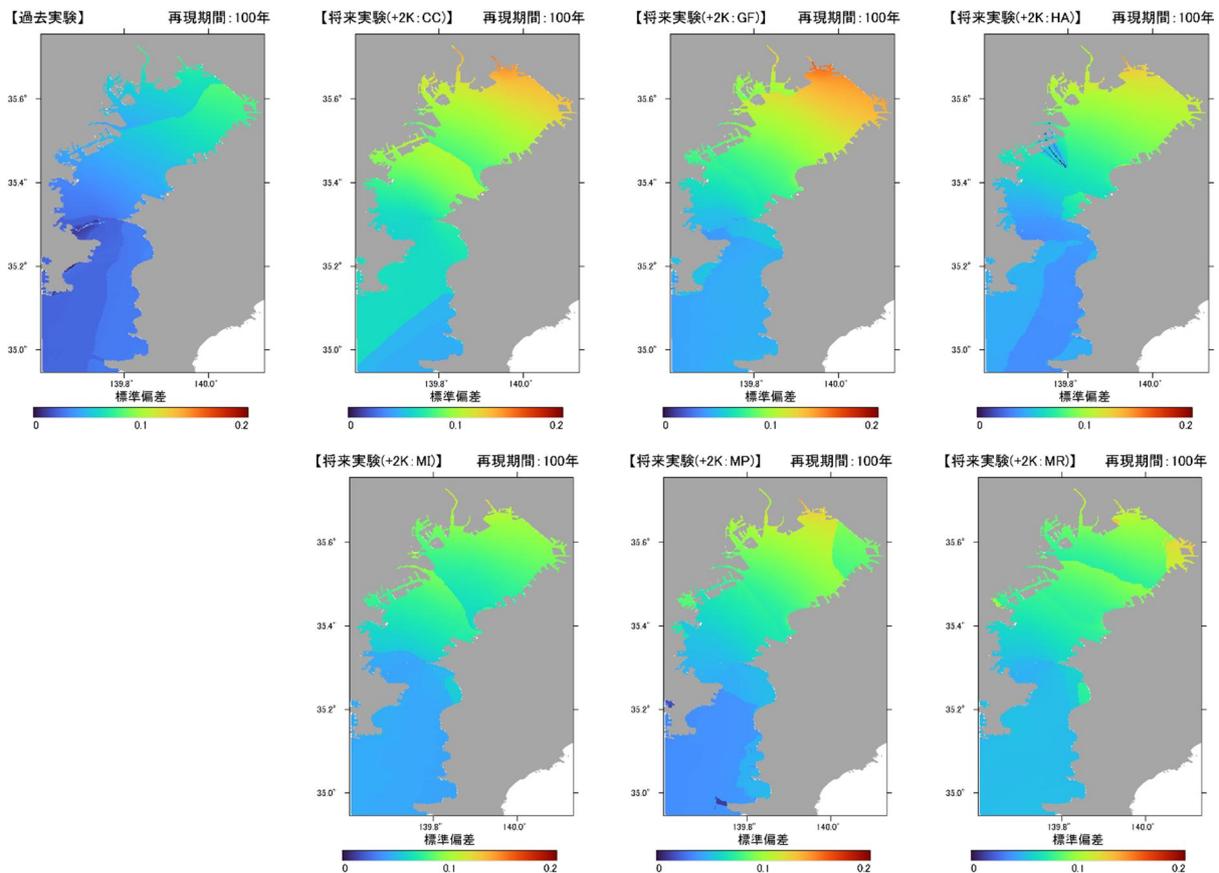


図-4.22 100年確率潮位偏差の標準偏差の推定結果 (東京湾)

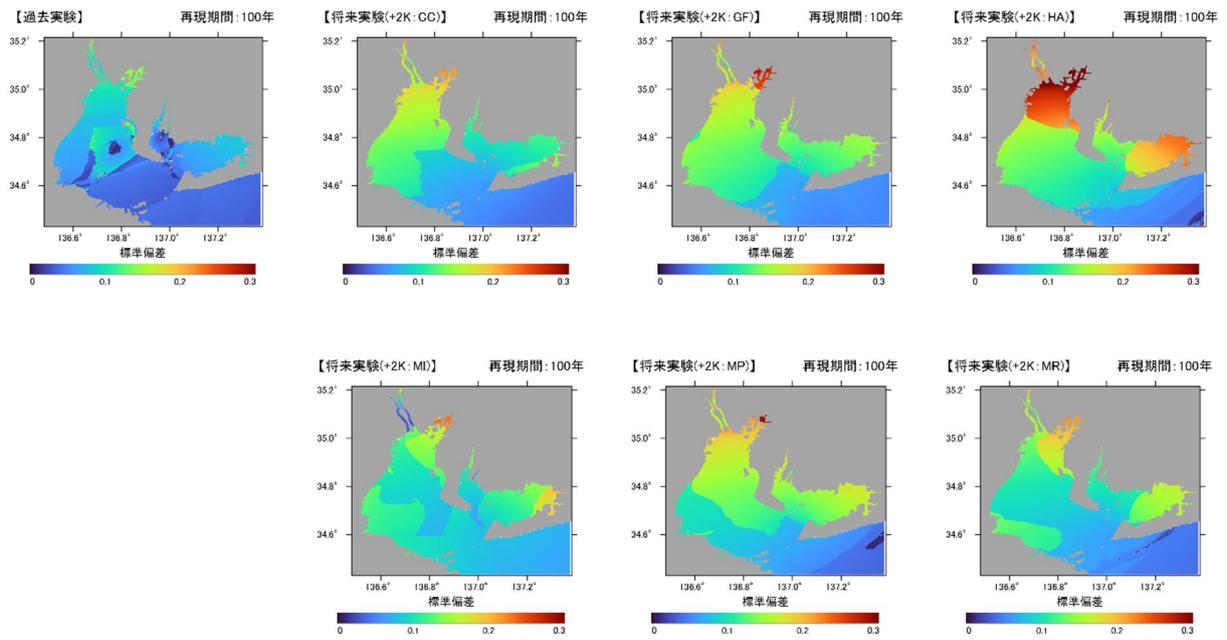


図-4.23 100年確率潮位偏差の標準偏差の推定結果（伊勢湾）

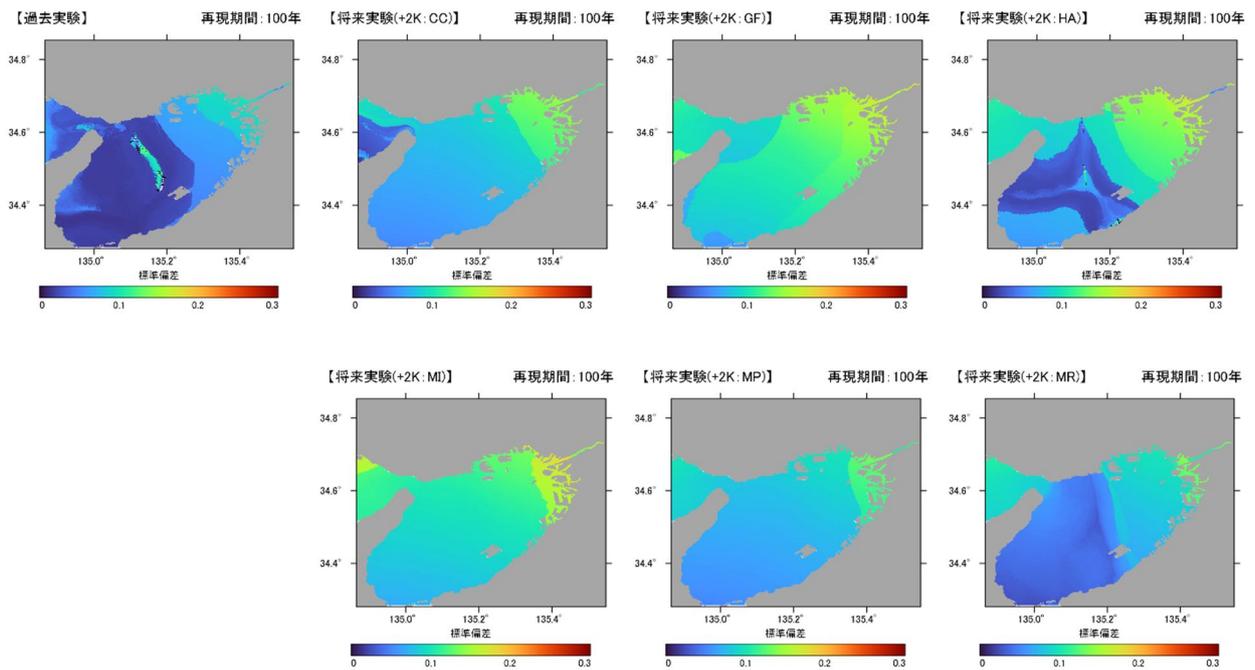


図-4.24 100年確率潮位偏差の標準偏差の推定結果（大阪湾）

(2) 代表地点における変動性の評価

合田法による極値統計解析による変動性の評価結果として、各海域の代表地点において、選定した分布関数による再現確率統計量の推定値と、その95%信頼区間を推定した結果を図-4.25～図-4.27に示す。なお、ここでは過去実験データの例を示し、その他の実験データの結果については、付録Bに示す。

東京湾においては、湾奥の地点（東京，千葉）で、信頼区間の幅が比較的大きく、再現期間100年で推定値±0.1～0.2m程度である。その他の地点は、95%信頼区間の幅が非常に狭く、再現期間1000年付近で、標本データ自体が区間外となる場合がある。

伊勢湾においても、東京湾と同様に、湾奥の地点（名古屋，鬼崎，三河）で、信頼区間の幅が比較的大きく、再現期間100年で推定値±0.2～0.3m程度である。また、信頼区間の幅が大きい名古屋，鬼崎でも、再現期間1000年付近で、標本データが信頼区間外となっている。

大阪湾においては、東京湾，伊勢湾と同様に、湾奥の地点（大阪，神戸）で、信頼区間の幅が比較的大きく、再現期間100年で推定値±0.1～0.2m程度である。また、神戸では、再現期間200年以上の場合に、標本データが信頼区間外となっている。

全ての湾に共通して、湾奥部で信頼区間の幅が比較的

大きくなっている。これは、標本データの極値のばらつき（標準偏差）が大きいことや、湾奥部の潮位偏差の値自体が他地点に比べ大きいためと考えられる。また、大きい再現期間に対して、標本データ自体が信頼区間外となる場合がある。これは、分布関数の形状母数が固定されていることで、形状母数の変動の影響が、信頼区間に含まれていないためと考えられる。つまり、固定された形状母数では、大きな再現期間の極値に対して、十分な適合性が得られておらず、より標本に適合する形状母数を推定する必要があると考ええる。

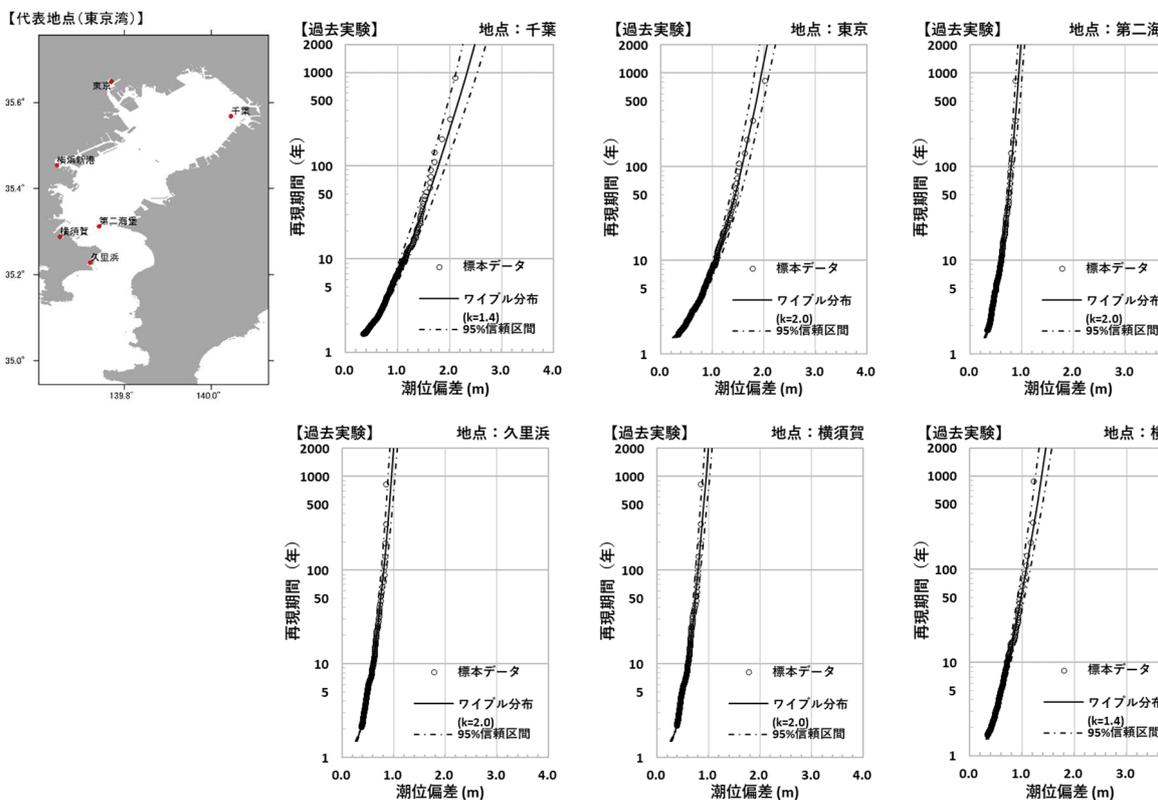


図-4.25 代表地点における95%信頼区間の推定結果（過去実験，東京湾）

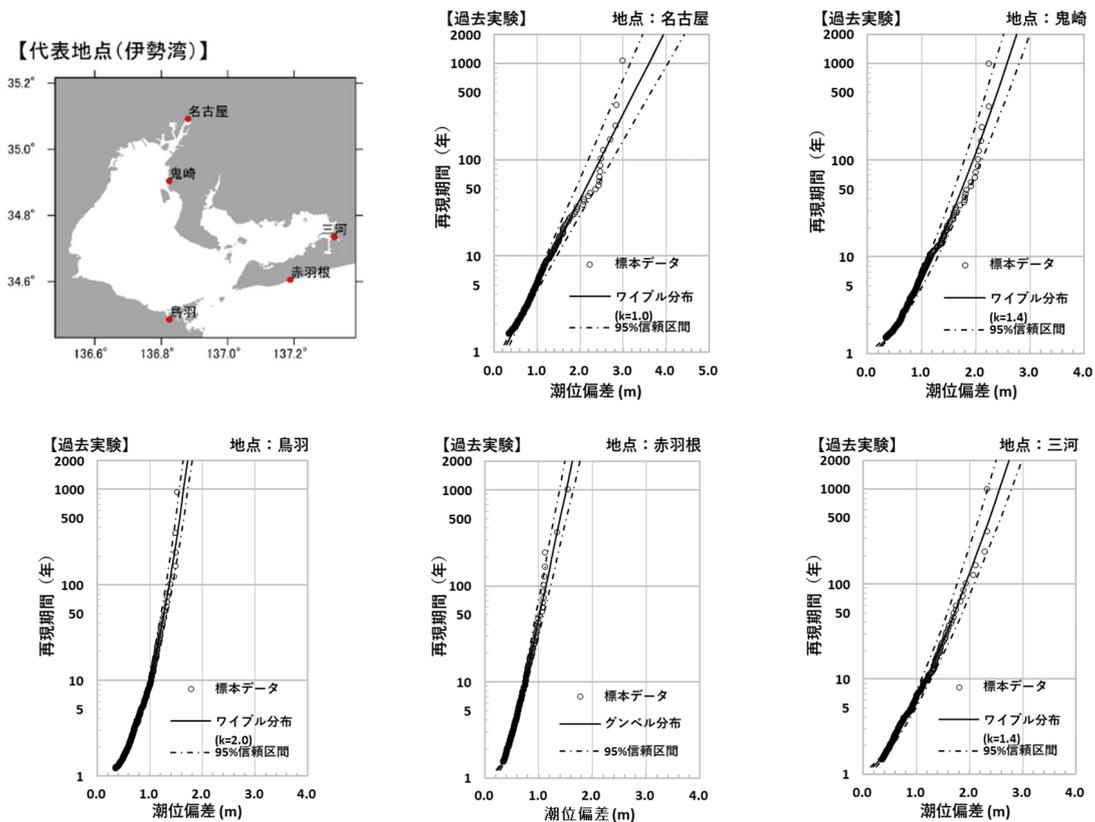


図-4.26 代表地点における95%信頼区間の推定結果(過去実験, 伊勢湾)

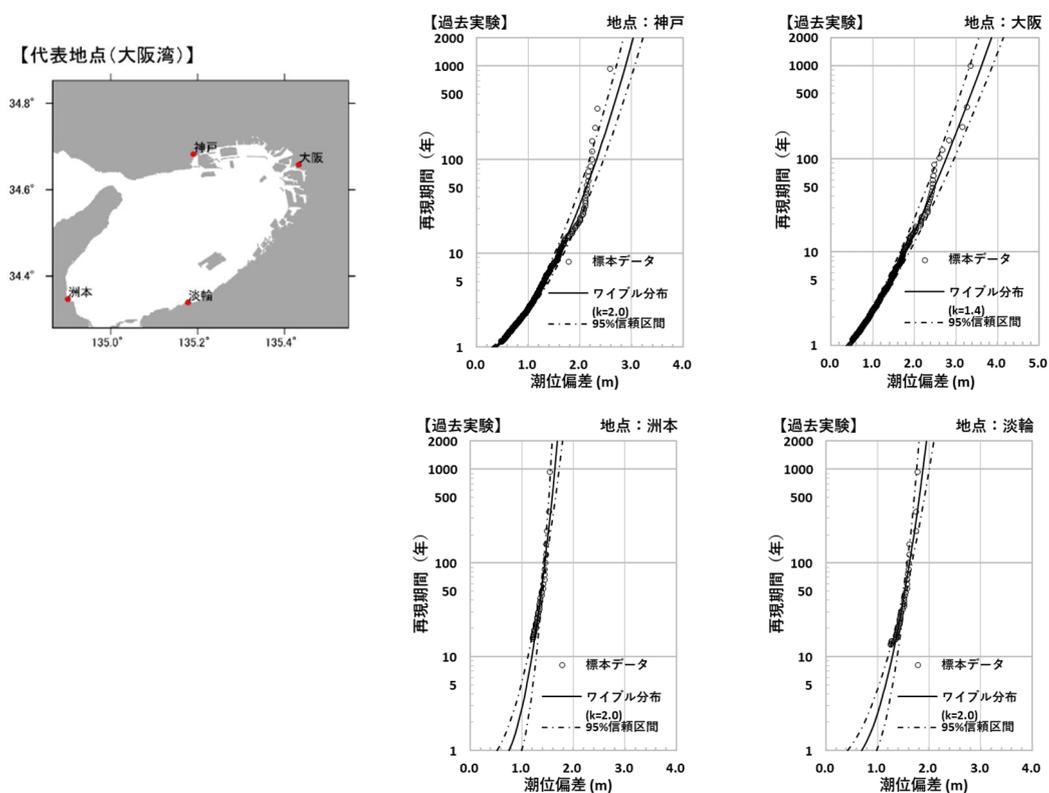


図-4.27 代表地点における95%信頼区間の推定結果(過去実験, 伊勢湾)

5. 本研究の手法による極値統計解析結果

5.1 閾値および分布関数の選定結果

本研究の手法により、各海域において、設定した閾値毎に TRD および、相関係数残差の海域平均値を算出した結果を図-5.1~図-5.6 に示すとともに、各海域における閾値および、分布関数の選定結果を表-5.1、表-5.2 に示す。

東京湾においては、どの実験データ、どの閾値においても、GPA分布のTRDおよび相関係数残差の海域平均値が最も小さい値となっており、GPA分布が選定されている。伊勢湾においても、東京湾と同様に、どの実験データ、どの閾値においても、GPA分布のTRDおよび相関係数残差の海域平均値が最も小さい値となっており、GPA

分布が選定されている。大阪湾においては、TRDについては、ワイブル分布や一般化極値分布が最も小さくなる場合もあるが、相関係数残差は、一般化極値分布あるいは一般化パレート分布の場合が最も小さい値となっており、将来実験(2K上昇:MR)を除いて、どの実験データにおいても、GPA分布が選定されている。将来実験(2K上昇:MR)のみ、GEV分布が選定されている。ただし、GEV分布とGPA分布のどちらも、相関係数残差の海域平均値は0.02以下(相関係数が0.98以上)であり、どちらも適合性は良いと考えられる。

全ての海域で、ほとんどの実験データに対して、GPA分布が選定される結果となっている。

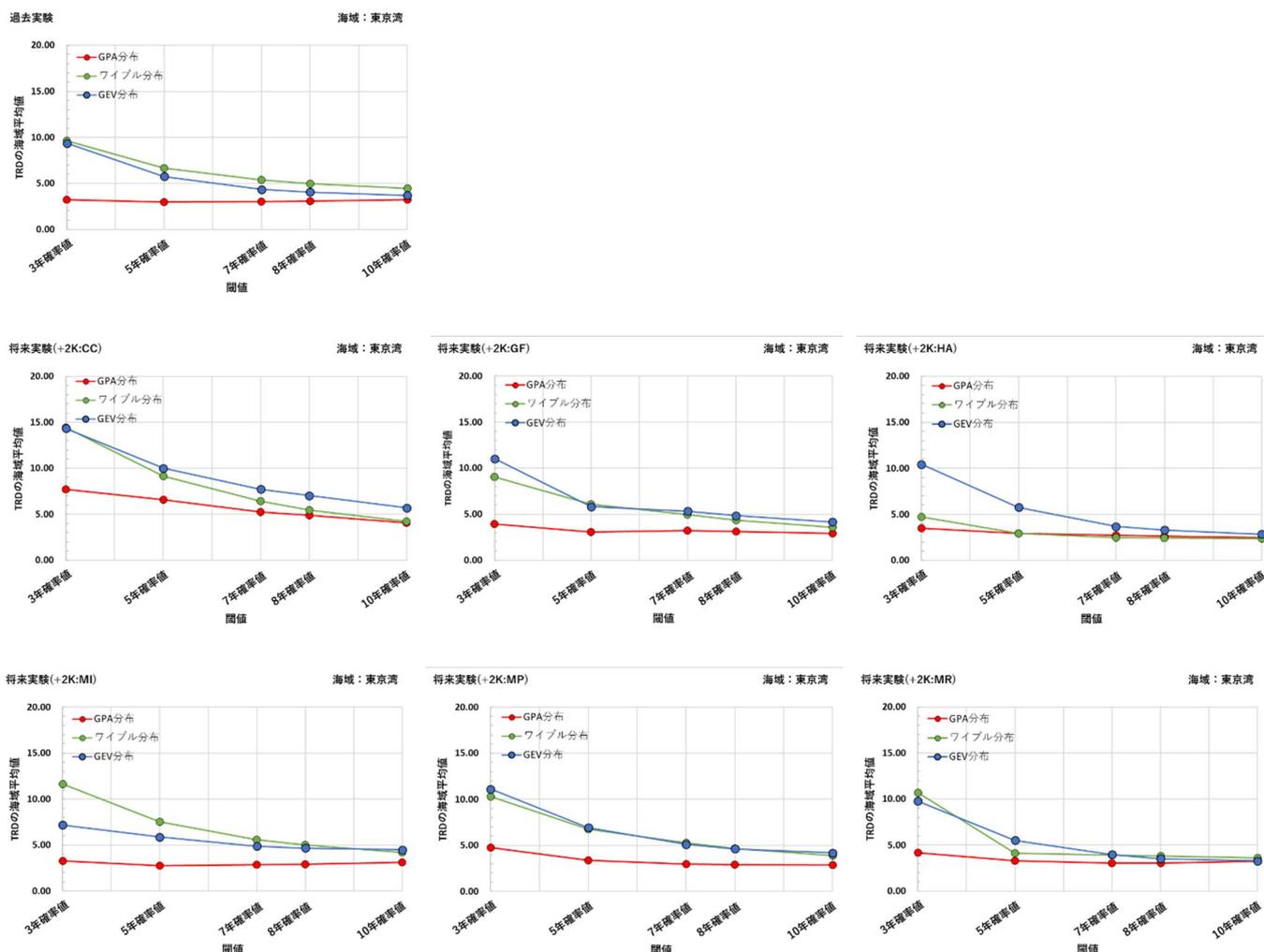


図-5.1 閾値毎の TRD の海域平均値の算定結果 (東京湾)

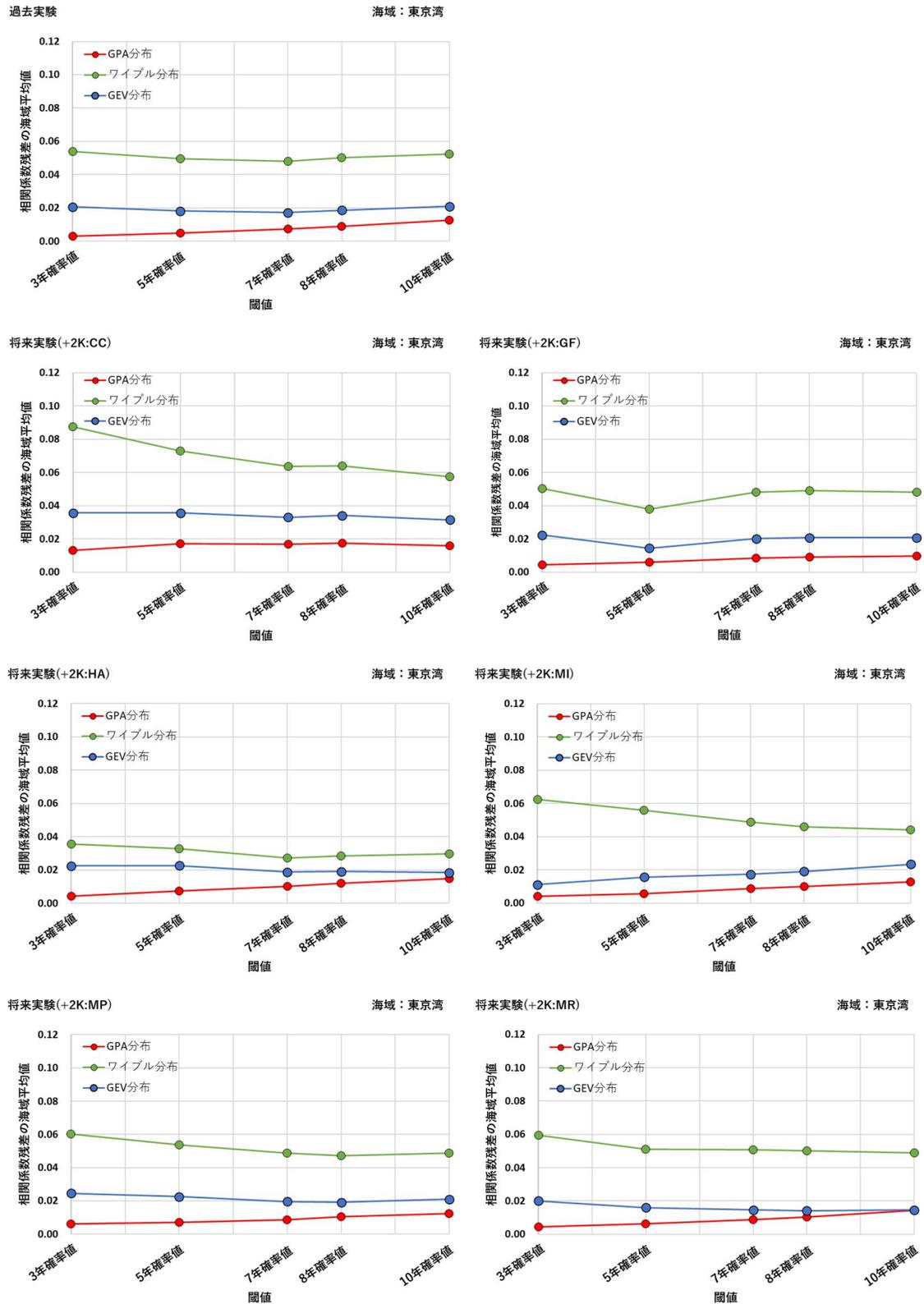


図-5.2 閾値毎の相関係数残差の海域平均値の算定結果（東京湾）

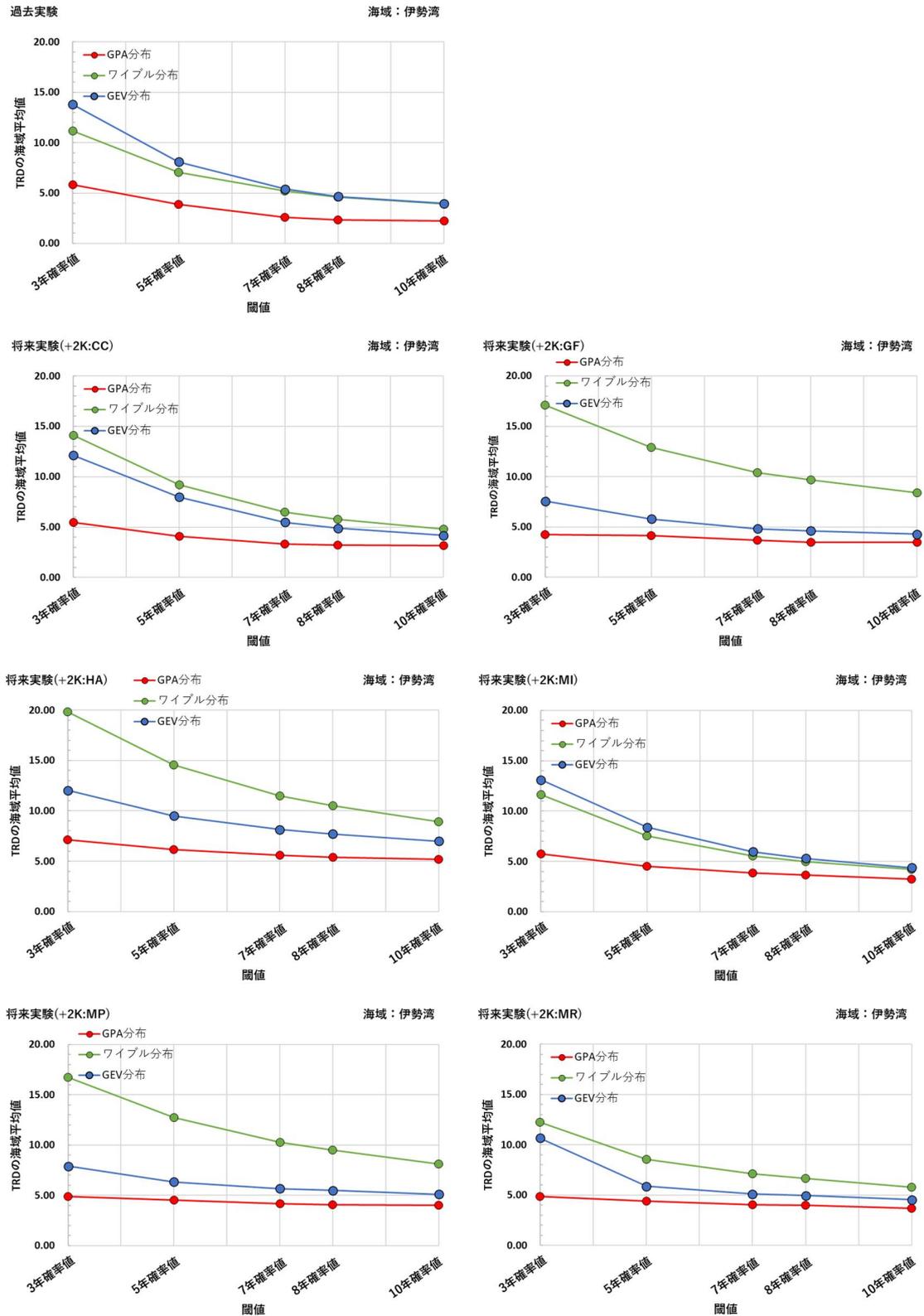


図-5.3 閾値毎の TRD の海域平均値の算定結果 (伊勢湾)

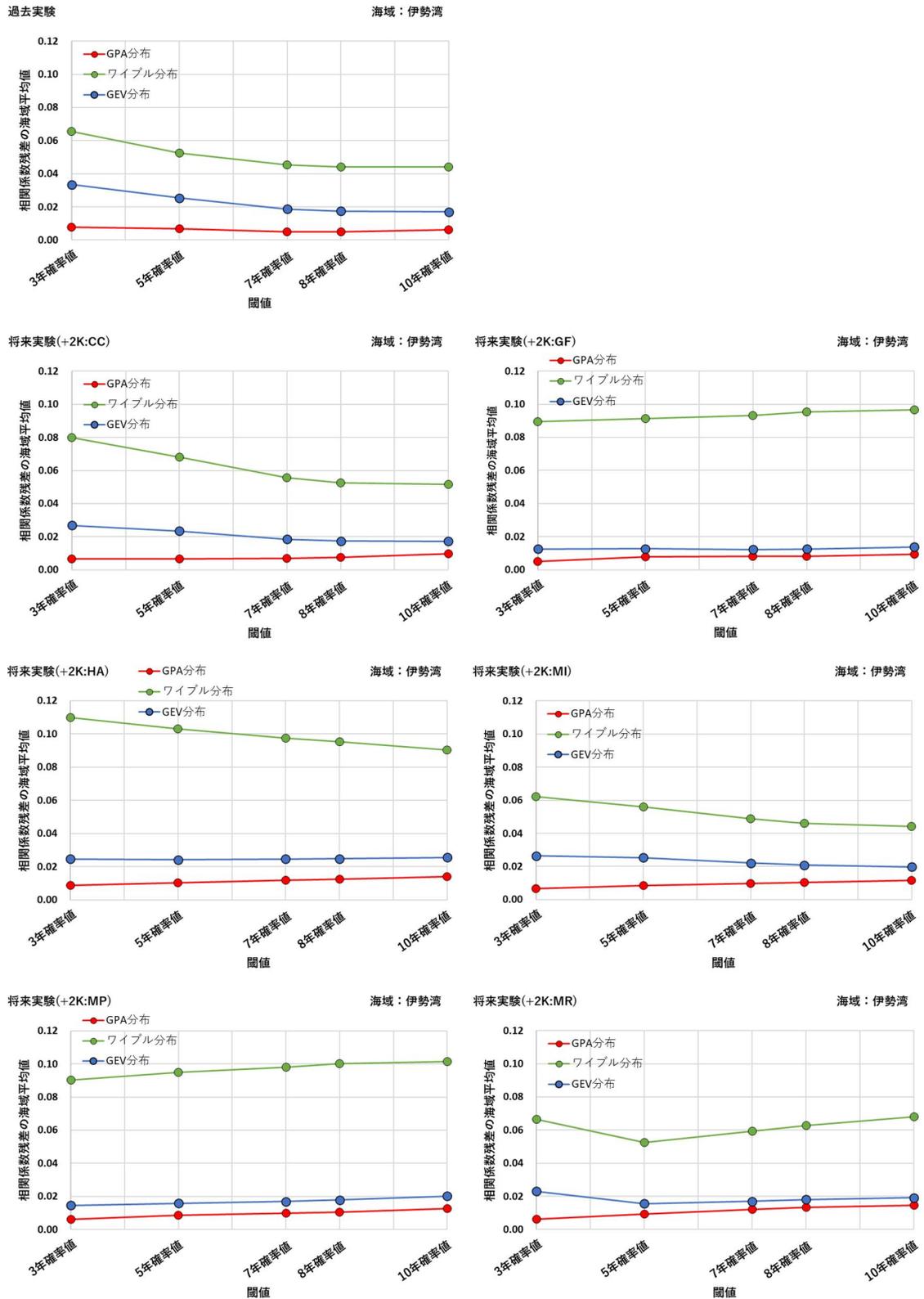


図-5.4 閾値毎の相関係数残差の海域平均値の算定結果（伊勢湾）

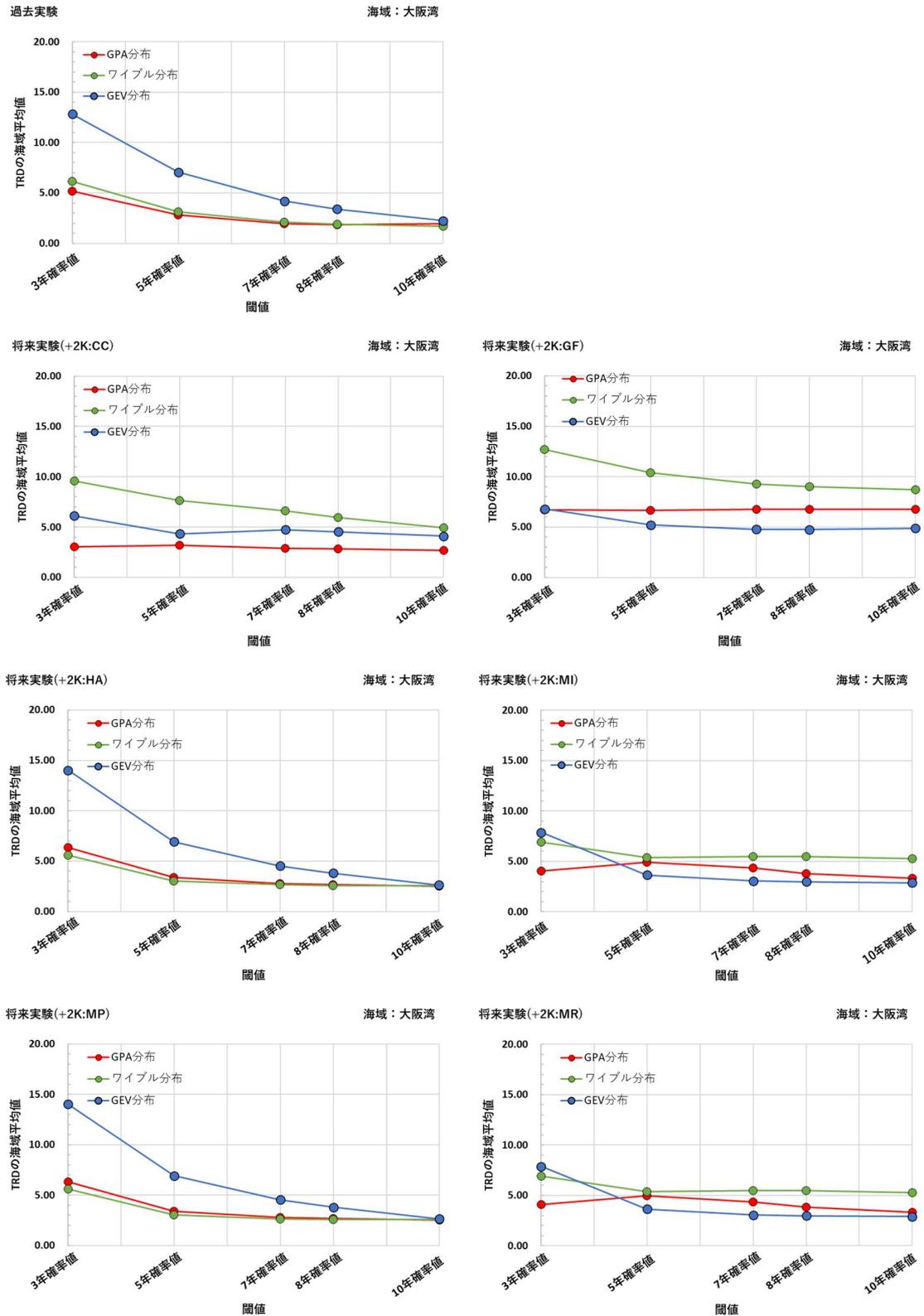


図-5.5 閾値毎の TRD の海域平均値の算定結果 (大阪湾)

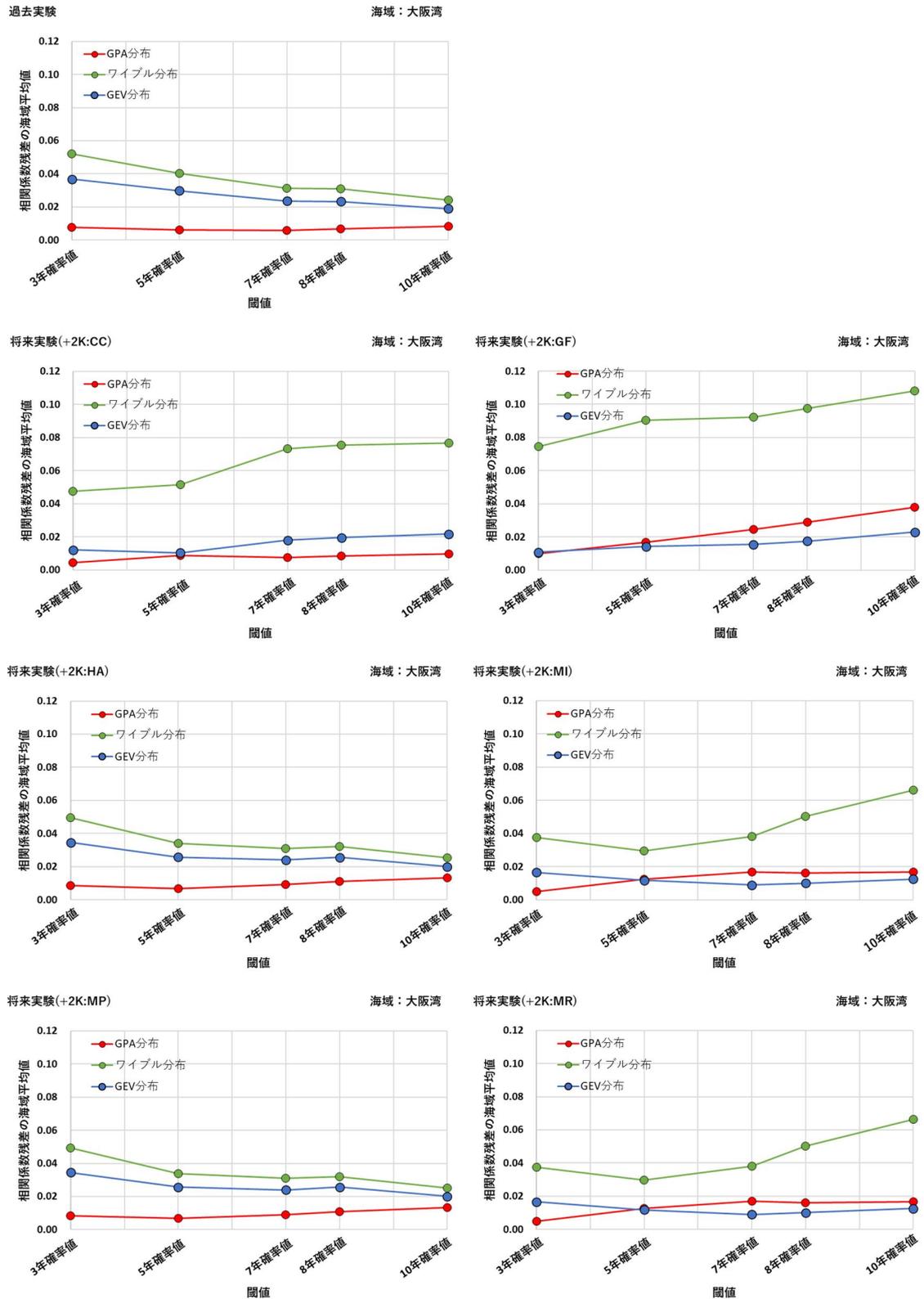


図-5.6 閾値毎の相関係数残差の海域平均値の算定結果（大阪湾）

表-5.1 閾値の選定結果

実験名[モデル 名略称]	選定した閾値		
	東京湾	伊勢湾	大阪湾
過去実験	5年確率値	7年確率値	7年確率値
将来 [CC]	10年確率値	7年確率値	7年確率値
実験 [GF]	7年確率値	8年確率値	3年確率値
(+2K [HA]	7年確率値	7年確率値	7年確率値
上昇) [MI]	5年確率値	7年確率値	3年確率値
[MP]	7年確率値	7年確率値	3年確率値
[MR]	7年確率値	7年確率値	7年確率値

表-5.2 分布関数の選定結果

実験名[モデル 名略称]	最適となる分布関数		
	東京湾	伊勢湾	大阪湾
過去実験	GPA 分布	GPA 分布	GPA 分布
将来 [CC]	GPA 分布	GPA 分布	GPA 分布
実験 [GF]	GPA 分布	GPA 分布	GPA 分布
(+2K [HA]	GPA 分布	GPA 分布	GPA 分布
上昇) [MI]	GPA 分布	GPA 分布	GPA 分布
[MP]	GPA 分布	GPA 分布	GPA 分布
[MR]	GPA 分布	GPA 分布	GEV 分布

5.2 再現確率統計量の推定結果

本研究の手法により、地点毎（計算格子毎）に最適となる分布関数を選定し、100年確率潮位偏差の空間分布を推定した結果を図-5.7～図-5.9に示す。

合田法の場合と異なり、全ての海域で、どの実験データに対しても、連続的な空間分布が得られている。確率潮位偏差の沿岸分布においても、潮位偏差の急激な変動が少なく、比較的滑らかな分布となっている。これは、形状母数を固定せず、地点毎に最適となる形状母数を推定したことや、海域全体で共通した分布関数を選定したことによる結果と考えられる。

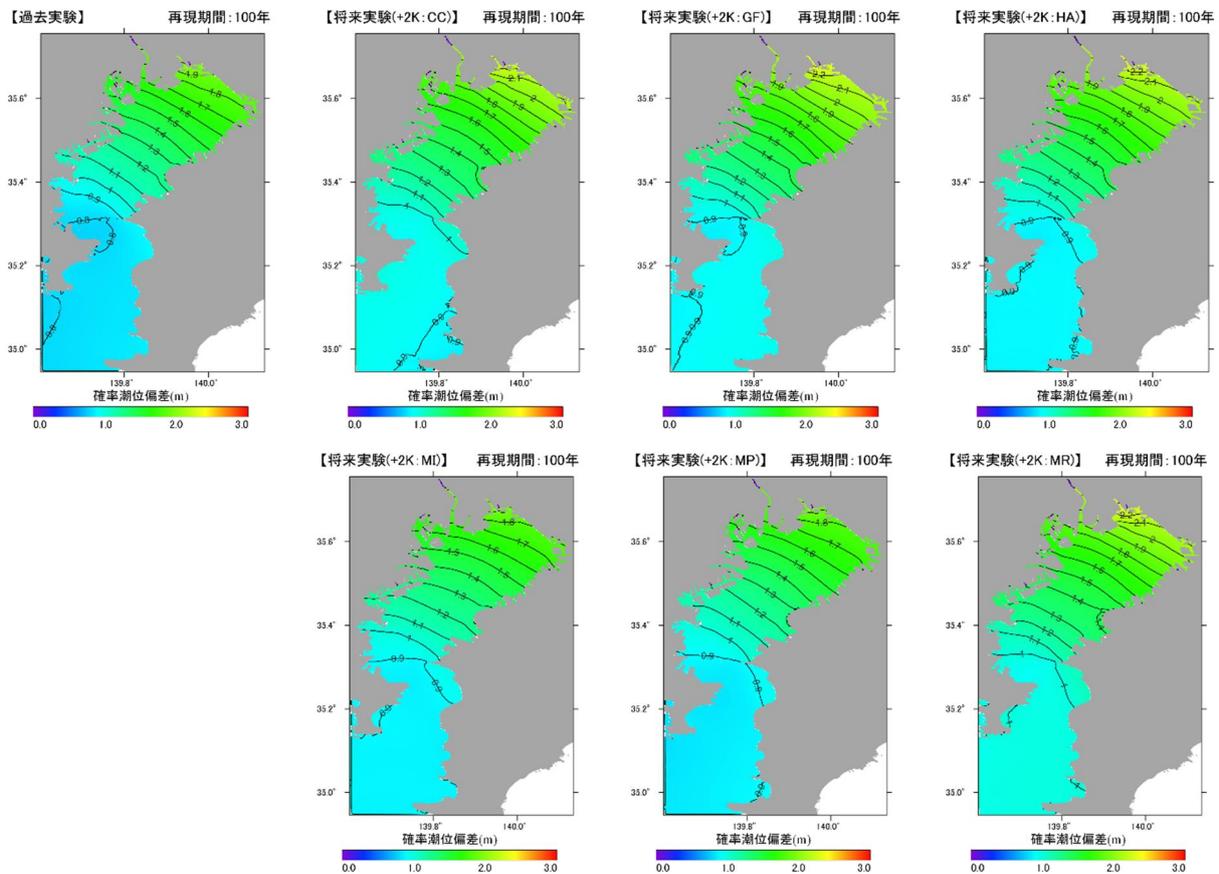


図-5.7 100年確率潮位偏差の推定結果（東京湾）

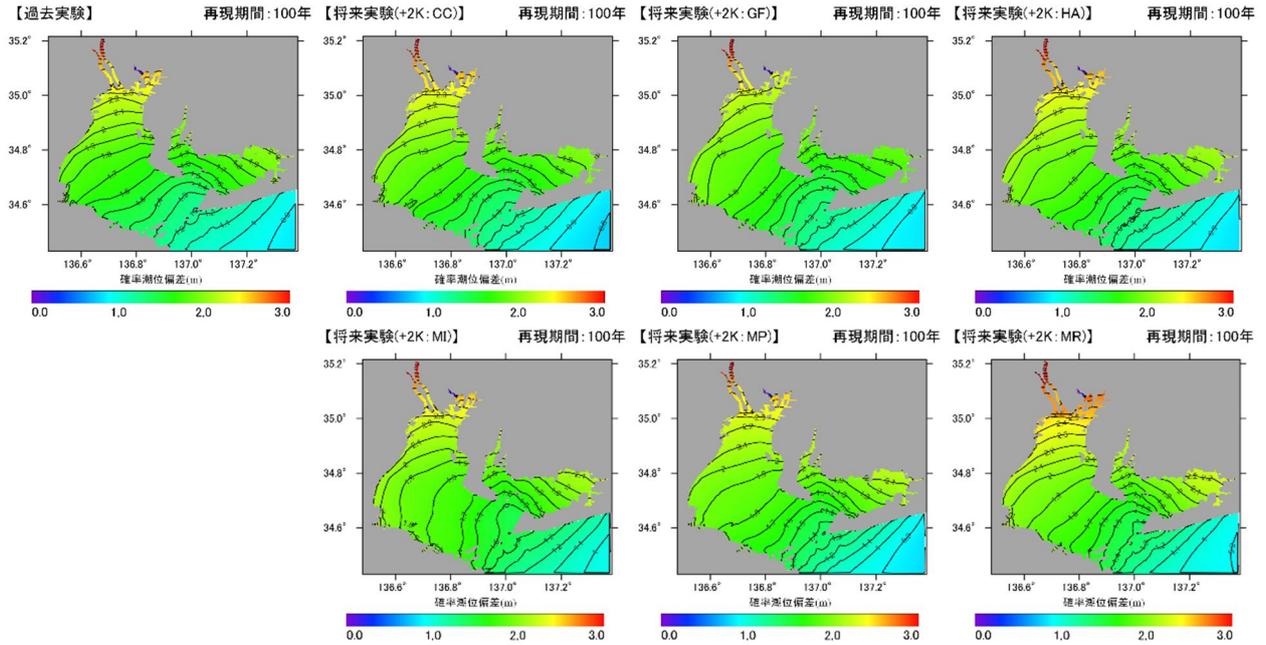


図-5.8 100年確率潮位偏差の推定結果（伊勢湾）

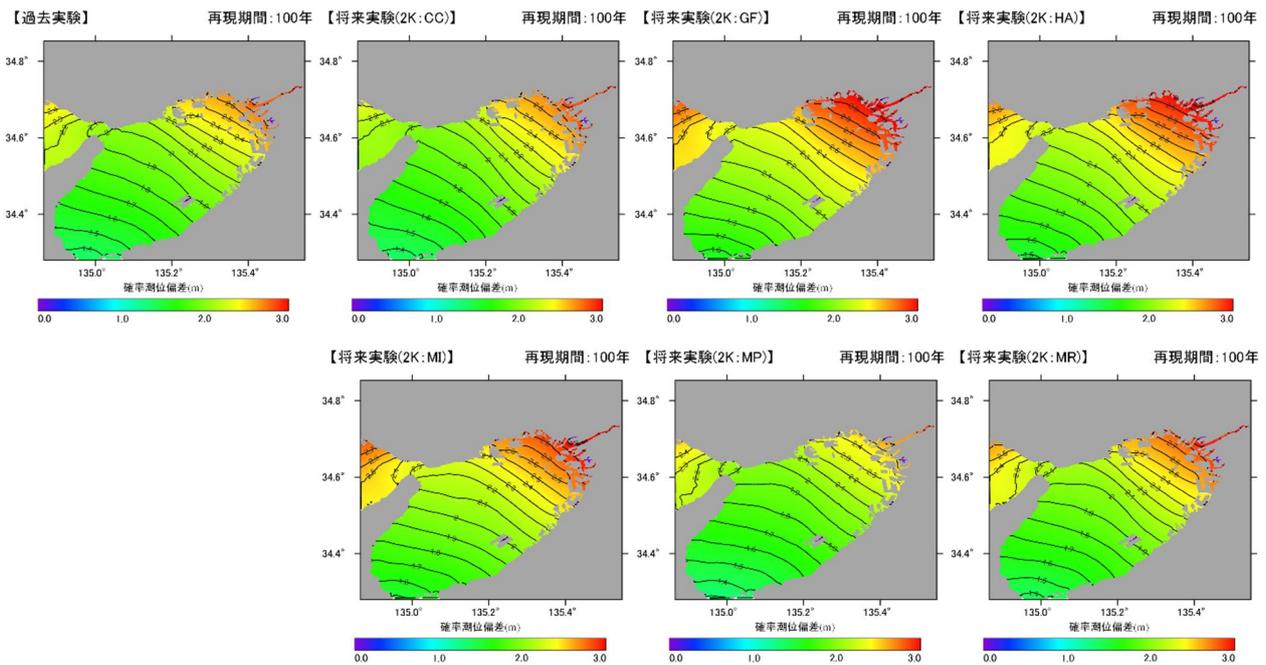


図-5.9 100年確率潮位偏差の推定結果（大阪湾）

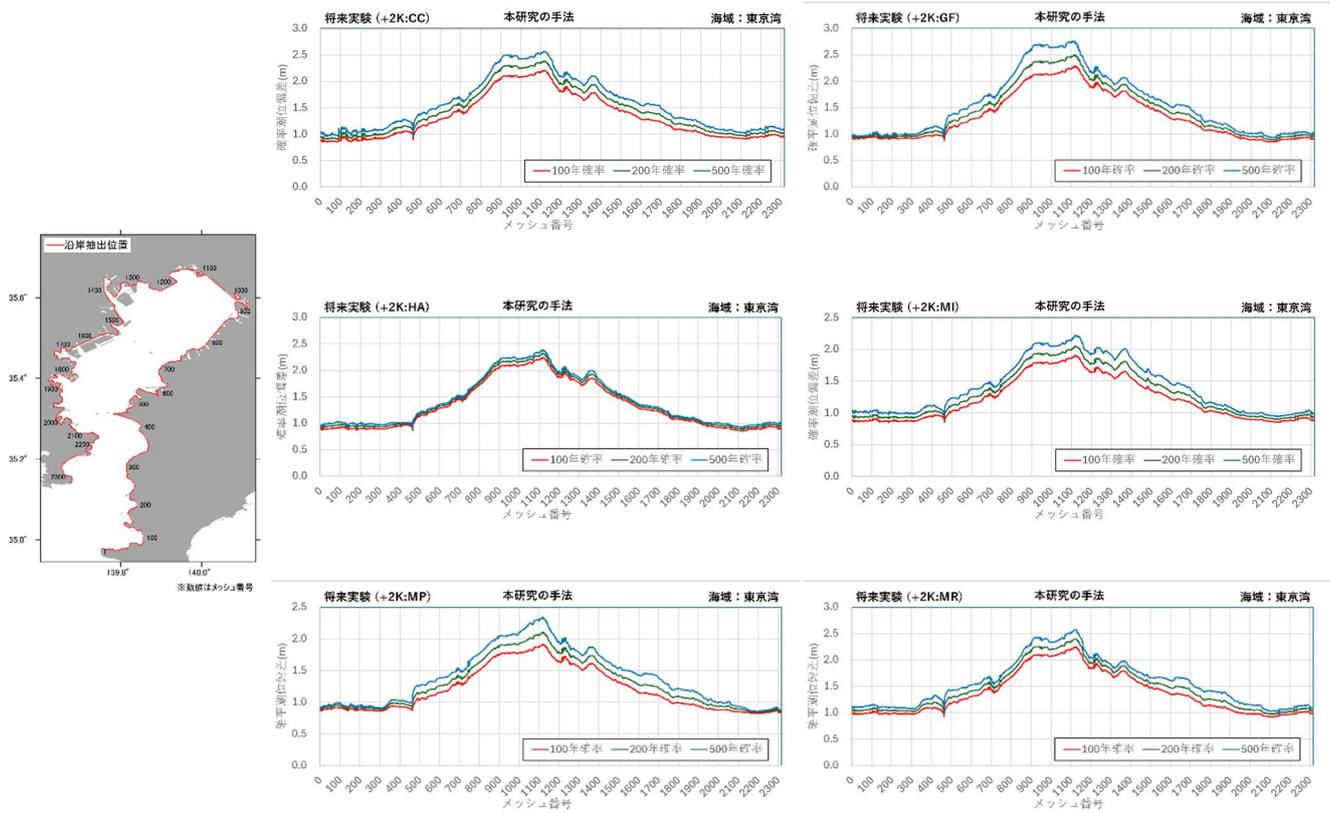


図-5.10 確率潮位偏差の沿岸分布（東京湾）

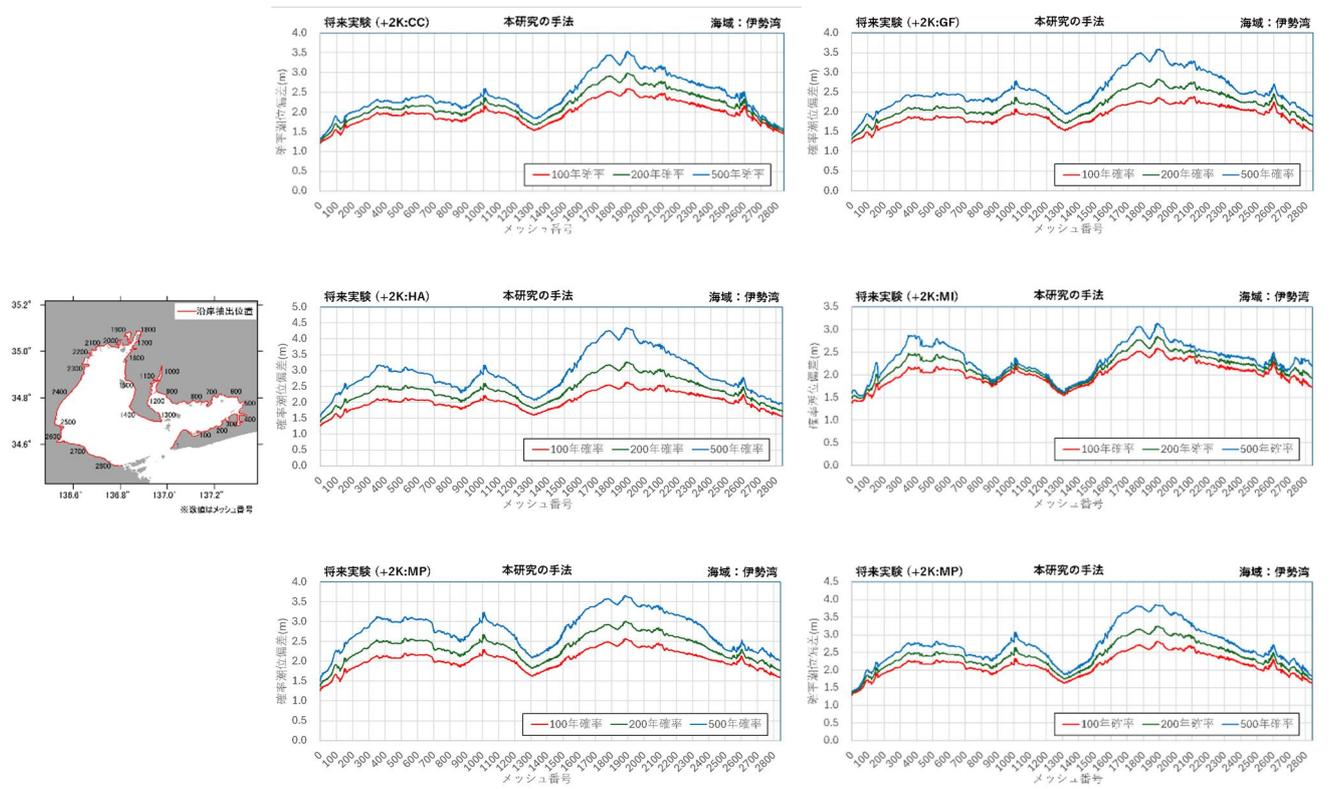


図-5.11 確率潮位偏差の沿岸分布（伊勢湾）

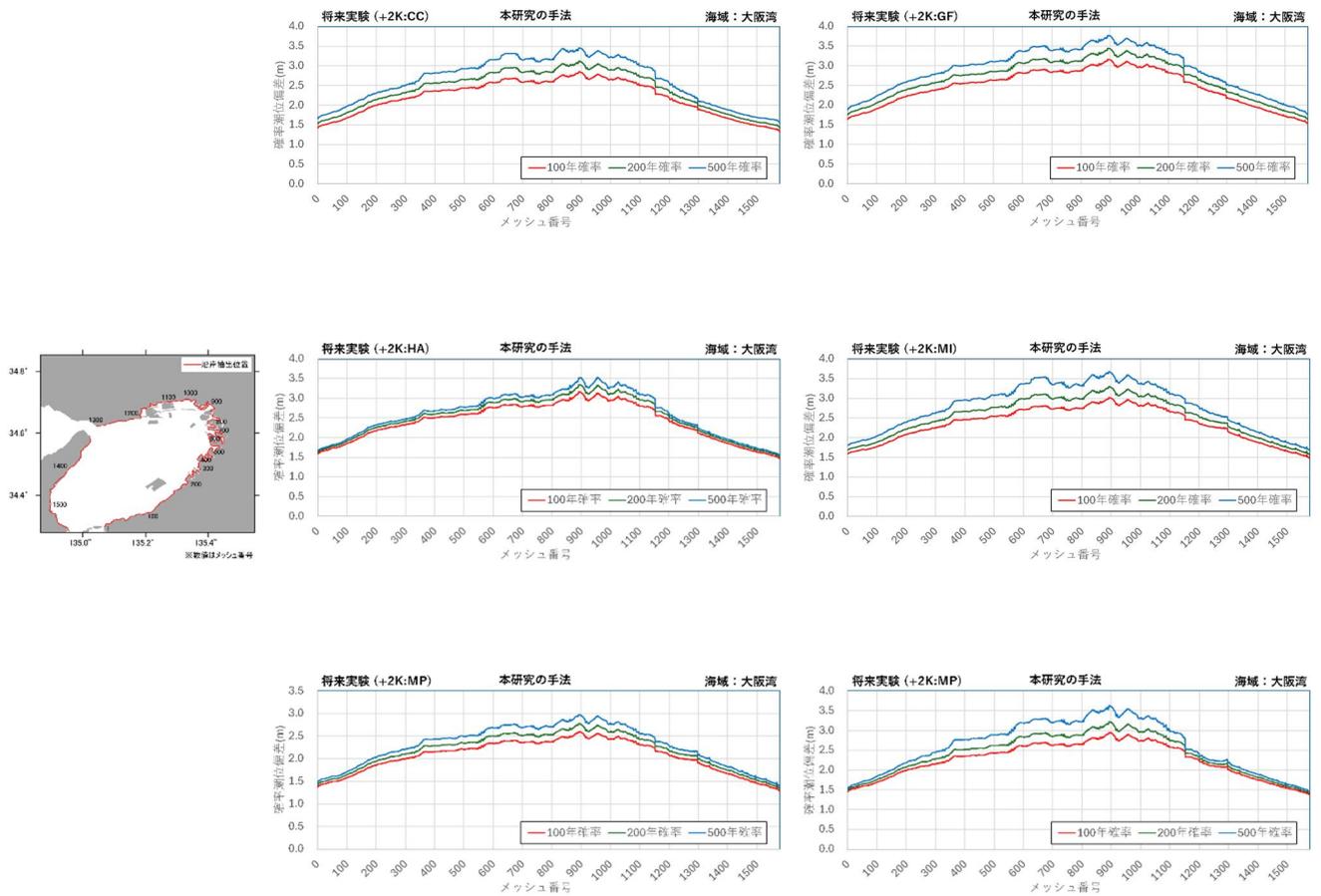


図-5.12 確率潮位偏差の沿岸分布（大阪湾）

5.3 適合性の評価

(1) 海域全体における適合性の評価

本研究の手法での極値統計解析による適合性の評価結果として、各海域におけるTRDと相関係数残差の空間分布の算定結果を図-5.13～図-5.18に示す。

東京湾においては、相関係数残差は、どの標本データについても、全体的に概ね0.05以下（相関係数が0.95以上）で、標本全体への適合性は良い結果が得られている。

伊勢湾においては、相関係数残差は、全体的に概ね0.05以下（相関係数が0.95以上）であり、標本全体への適合性は良い結果が得られている。TRDについては、湾奥で大きな値となる場合があり、湾奥部で潮位偏差が増大し、その他の箇所と比べて、潮位偏差が大きなサンプルが含

まれることが原因と考えられる。

大阪湾においては、相関係数残差は、どの標本データについても、全体的に概ね0.02以下（相関係数が0.98以上）であり、標本全体への適合性は良い結果が得られている。TRDについては、将来実験（2K上昇：GF）が、他の実験データに比べ、大きな値となっている。これは、将来実験（2K上昇：GF）のサンプルの中で潮位偏差が1位のものであることが影響していると考えられる。

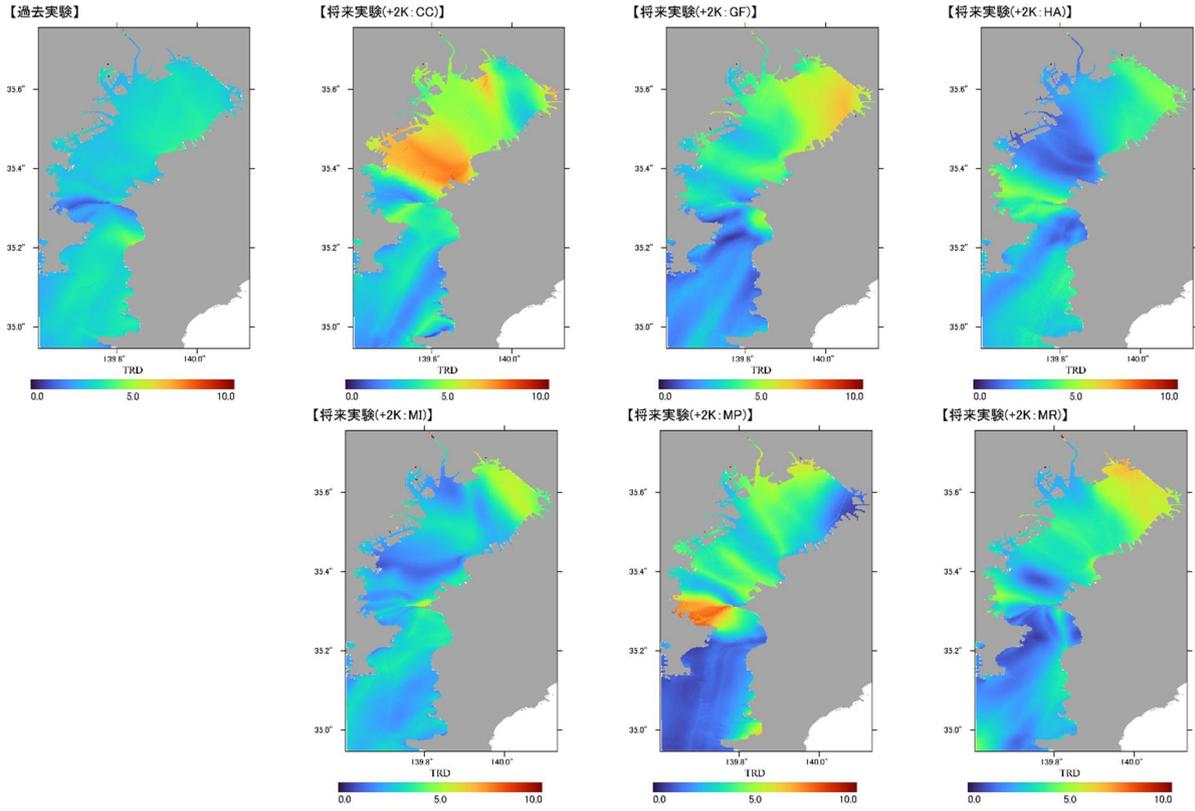


図-5.13 TRDの算定結果（東京湾）

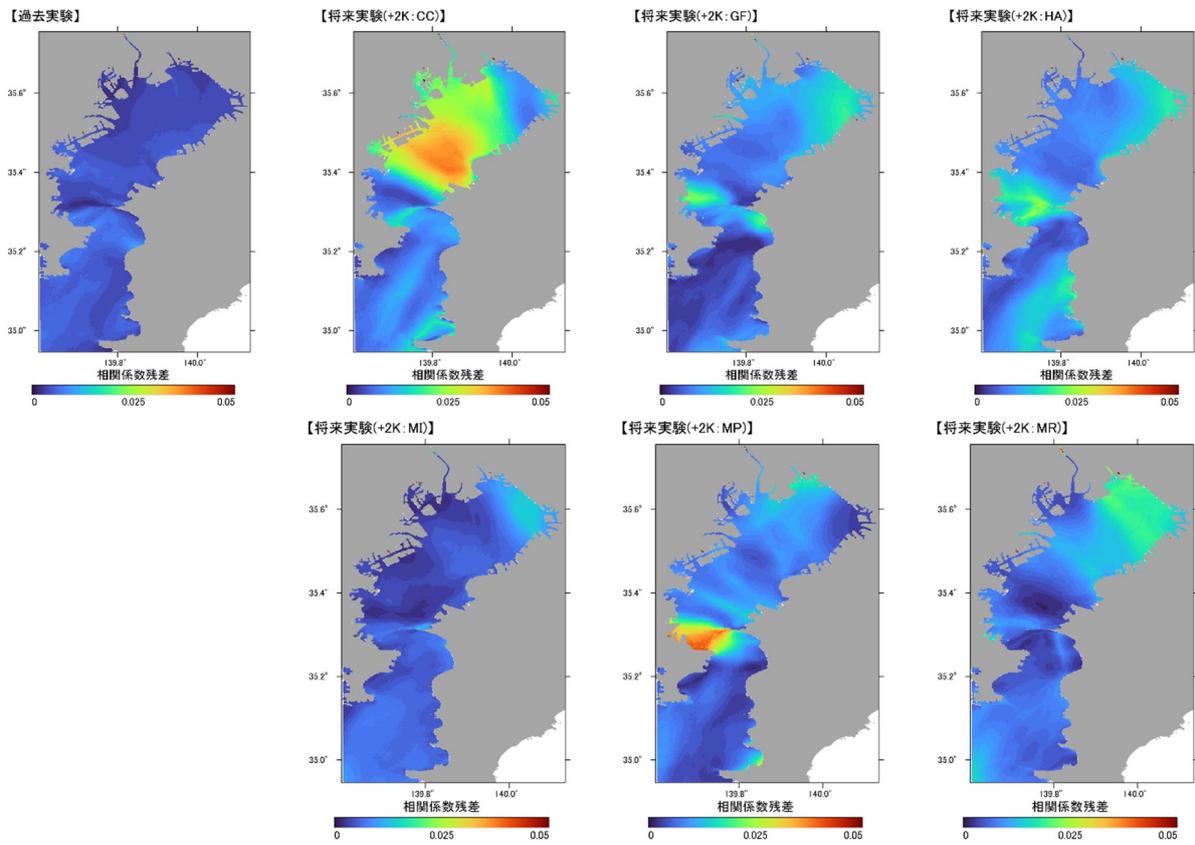


図-5.14 相関係数残差 Δr の算定結果（東京湾）

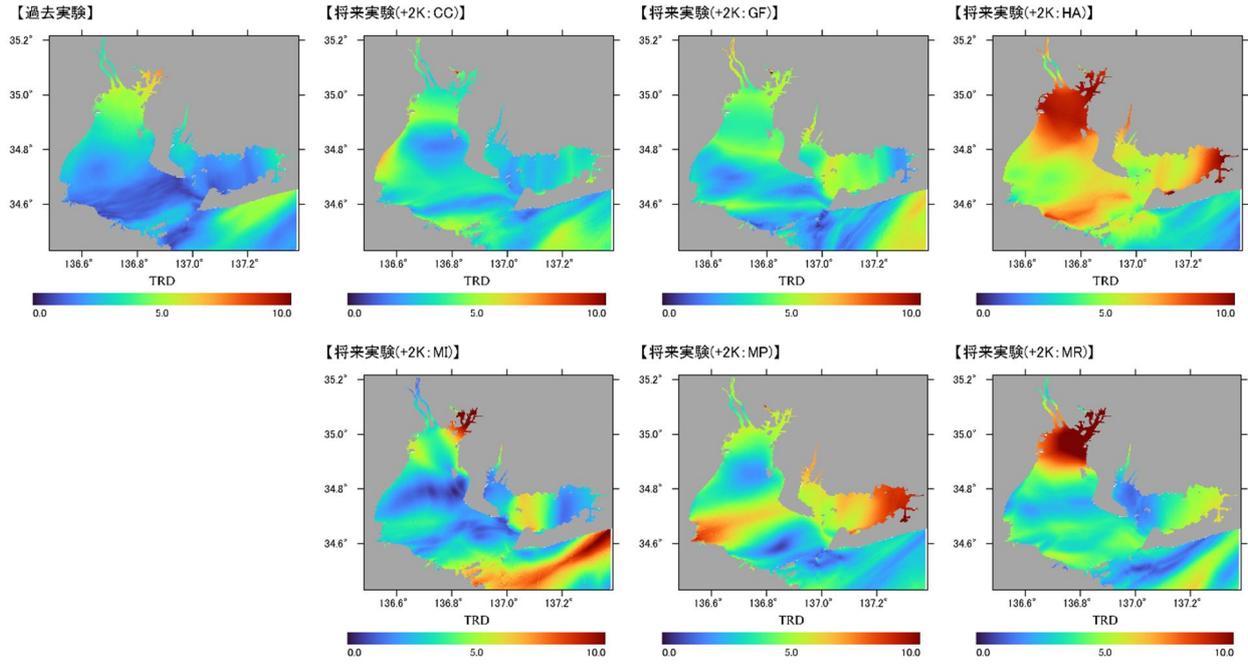


図-5.15 TRDの算定結果(伊勢湾)

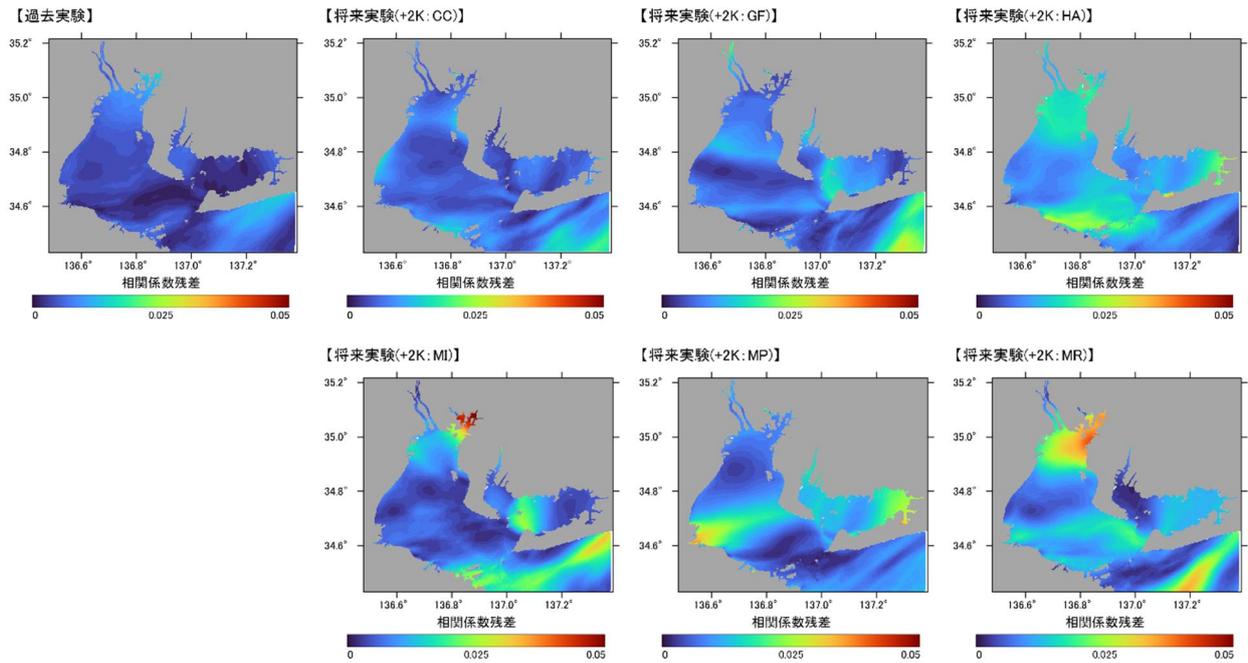


図-5.16 相関係数残差 Δr の算定結果(伊勢湾)

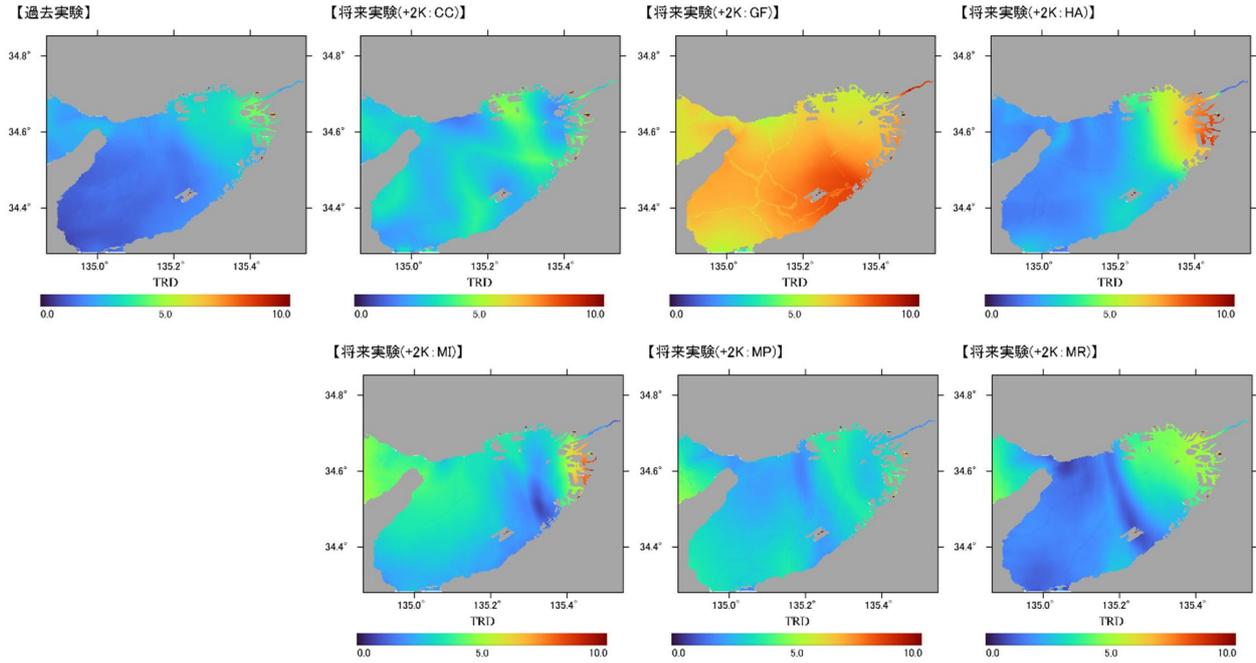


図-5.17 TRDの算定結果（大阪湾）

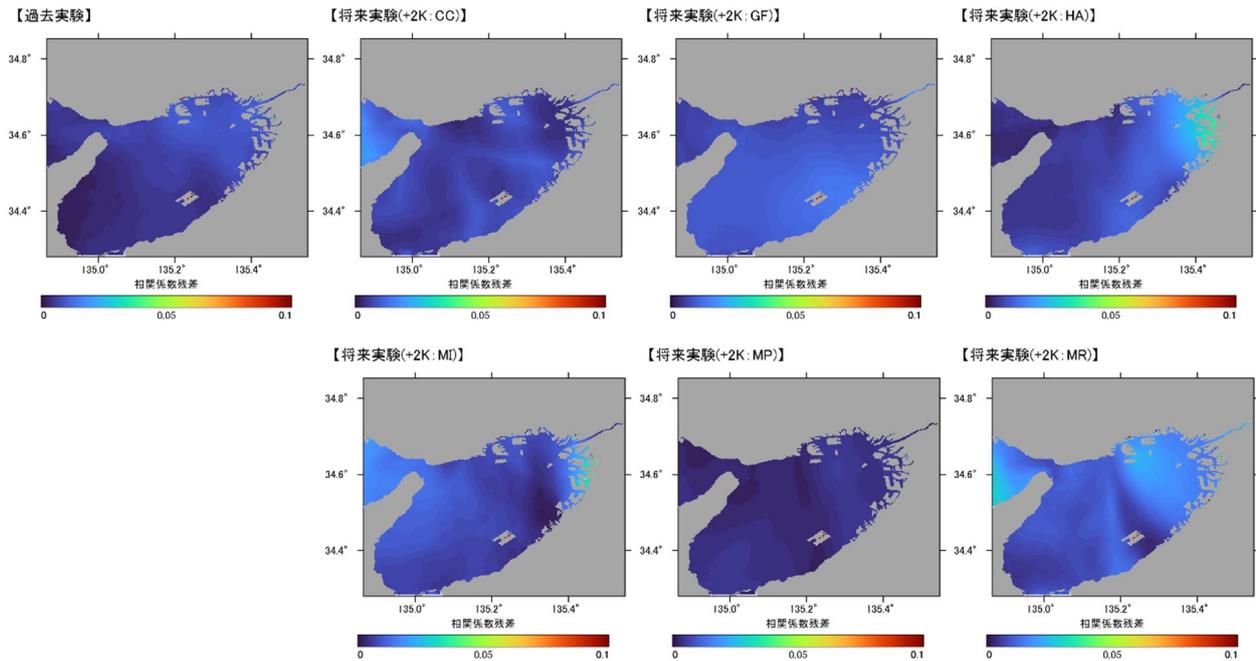


図-5.18 相関係数残差 Δr の算定結果（大阪湾）

(2) 代表地点における適合性の評価

本研究の手法での極値統計解析による適合性の評価結果として、各海域の代表地点における分布関数の当てはめ結果を図-5.19～図-5.21に示す。なお、ここでは過去実験データの例を示し、その他の実験データの結果については、付録Cに示す。

全ての海域に共通して、どの分布関数も、標本データと分布関数による推定値はよく一致している。これは、形状母数を固定せず、最適となる形状母数を推定することで、標本への適合性が良くなったと考えられる。

【代表地点(東京湾)】

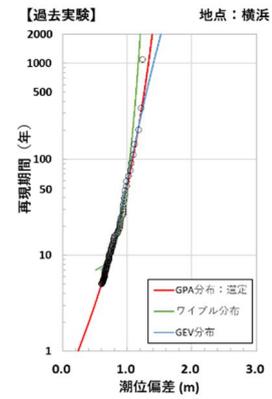
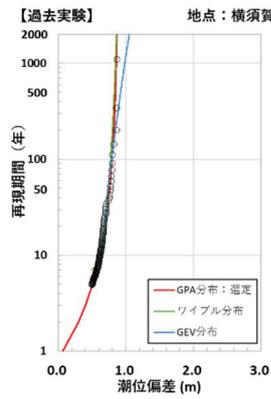
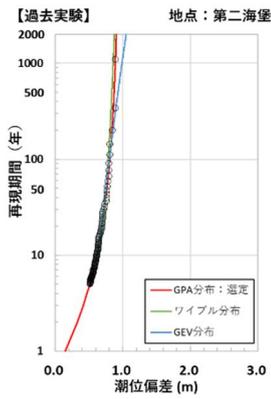
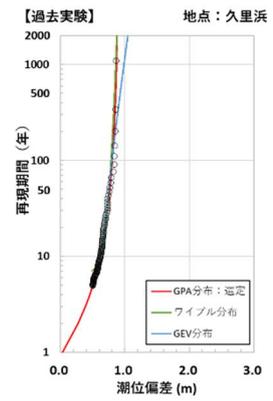
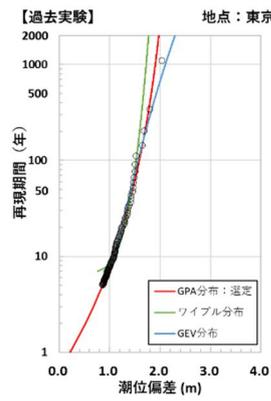
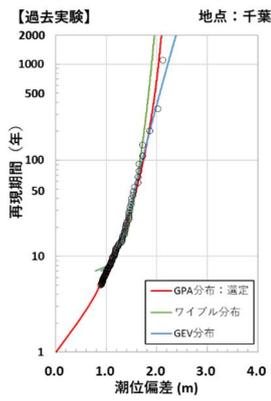
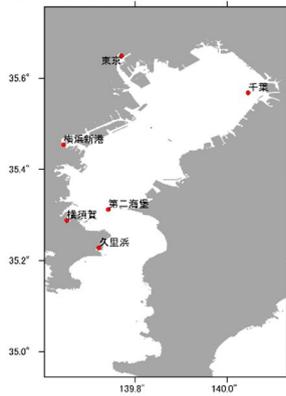


図-5.19 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (過去実験, 東京湾)

【代表地点(伊勢湾)】

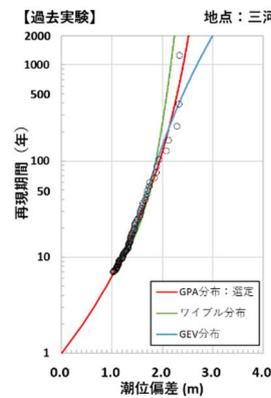
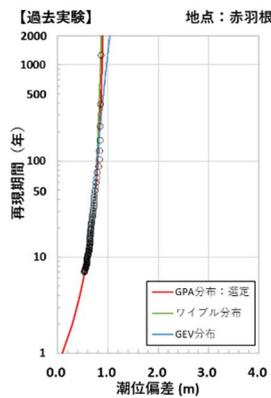
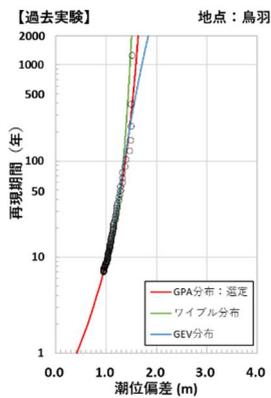
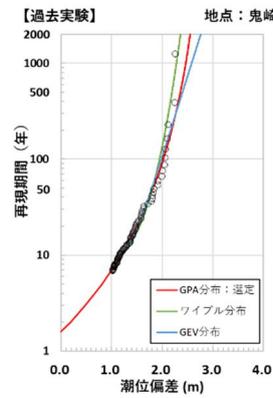
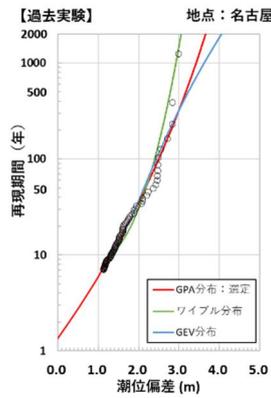
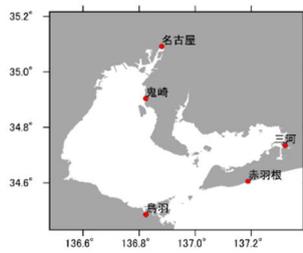


図-5.20 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (過去実験, 伊勢湾)

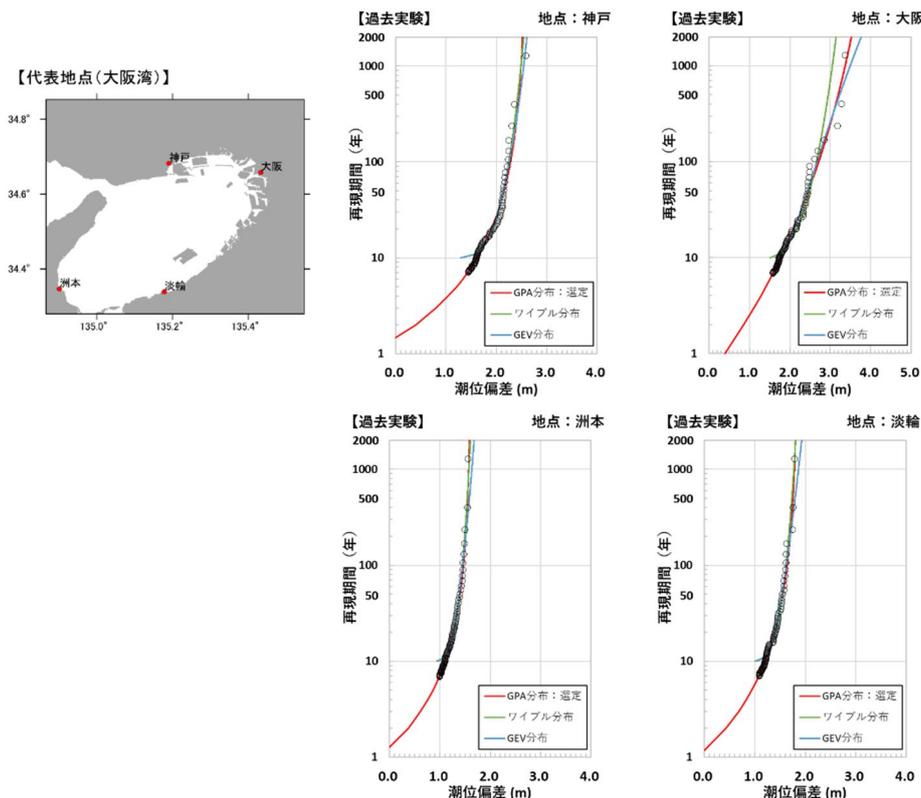


図-5.21 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (過去実験, 伊勢湾)

5.4 変動性の評価

(1) 海域全体における変動性の評価

本研究の手法での極値統計解析による変動性の評価結果として、100年確率潮位偏差の標準偏差の空間分布を推定した結果を図-5.22～図-5.24に示す。なお、図の黒色箇所は、標準偏差が負の値で算定されており、実験式の適用範囲外と考えられる。

東京湾においては、湾奥部ほど、湾口に比べて100年確率潮位偏差の標準偏差が大きくなる結果となっている。また、実験データによって、標準偏差の大きさが異なり、将来実験(2K上昇:CC)や将来実験(2K上昇:MR)の場合、標準偏差が比較的大きい傾向となっている。

伊勢湾においても、東京湾と同様に、湾奥部ほど、湾口に比べて、100年確率潮位偏差の標準偏差が大きくなる結果となっている。また、実験データによって、標準偏差が大きい箇所は異なる。

大阪湾においても、東京湾、伊勢湾と同様に、湾奥部ほど、湾口に比べて、100年確率潮位偏差の標準偏差が大きくなる結果となっている。また、実験データによって、標準偏差の大きさが異なり、将来実験(2K上昇:HA)の場合、標準偏差が比較的大きい傾向となっている。

全ての海域に共通して、湾奥部ほど、湾口に比べて100

年確率潮位偏差の標準偏差が大きくなる傾向である。これは、湾奥部ほど、100年確率潮位偏差の値自体が大きくなるためと考えられる。また、東京湾と伊勢湾においては、過去実験が他の実験データよりも100年確率潮位偏差の標準偏差が小さい。これは、過去実験のサンプルサイズが大きいためと考えられる。大阪湾については、過去実験が他の実験データよりも、100年確率潮位偏差の標準偏差が大きい場合もあるが、サンプルサイズの影響よりも、標本による変動の影響の方が大きいためと考えられる。

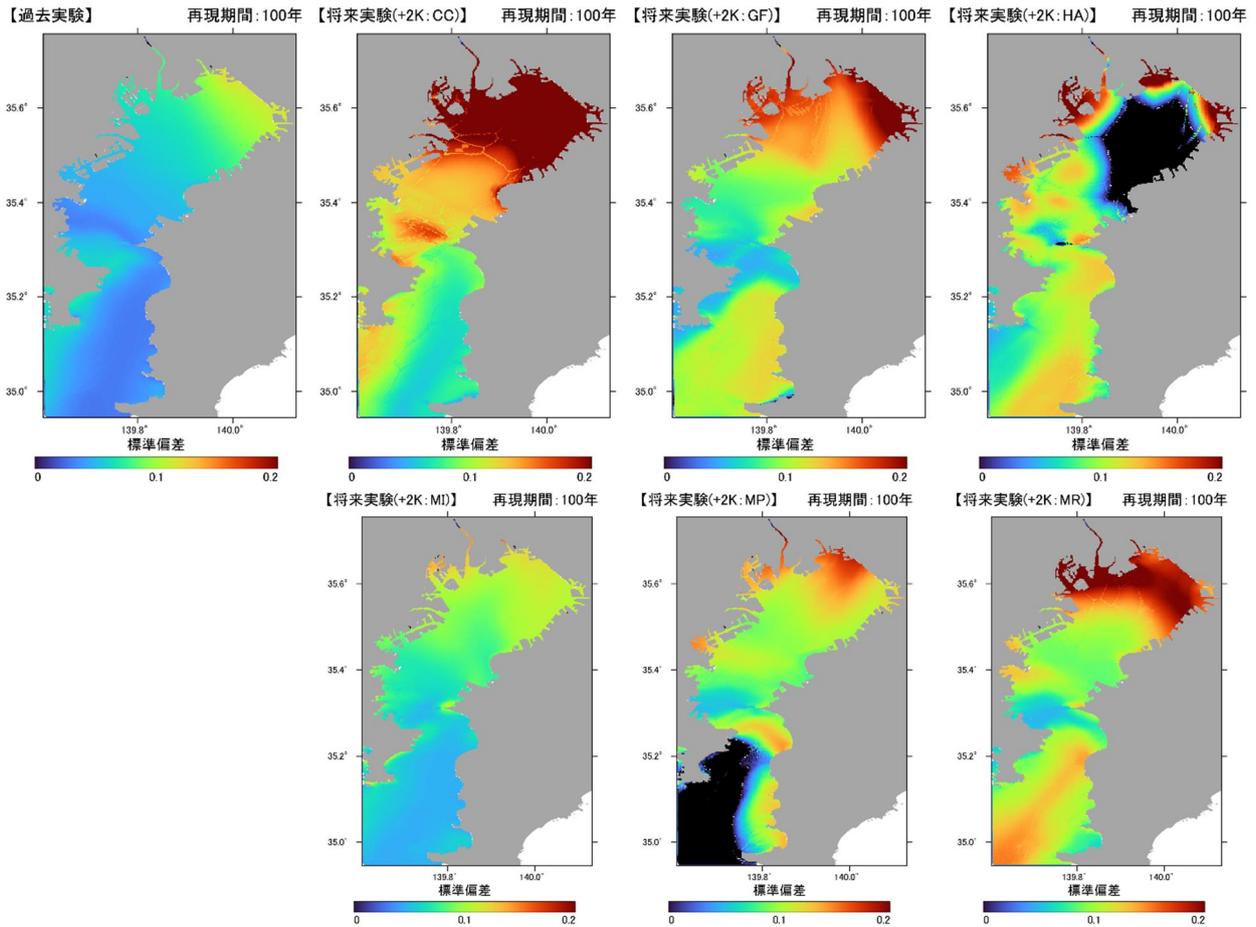


図-5.22 100年確率潮位偏差の標準偏差の推定結果（東京湾）

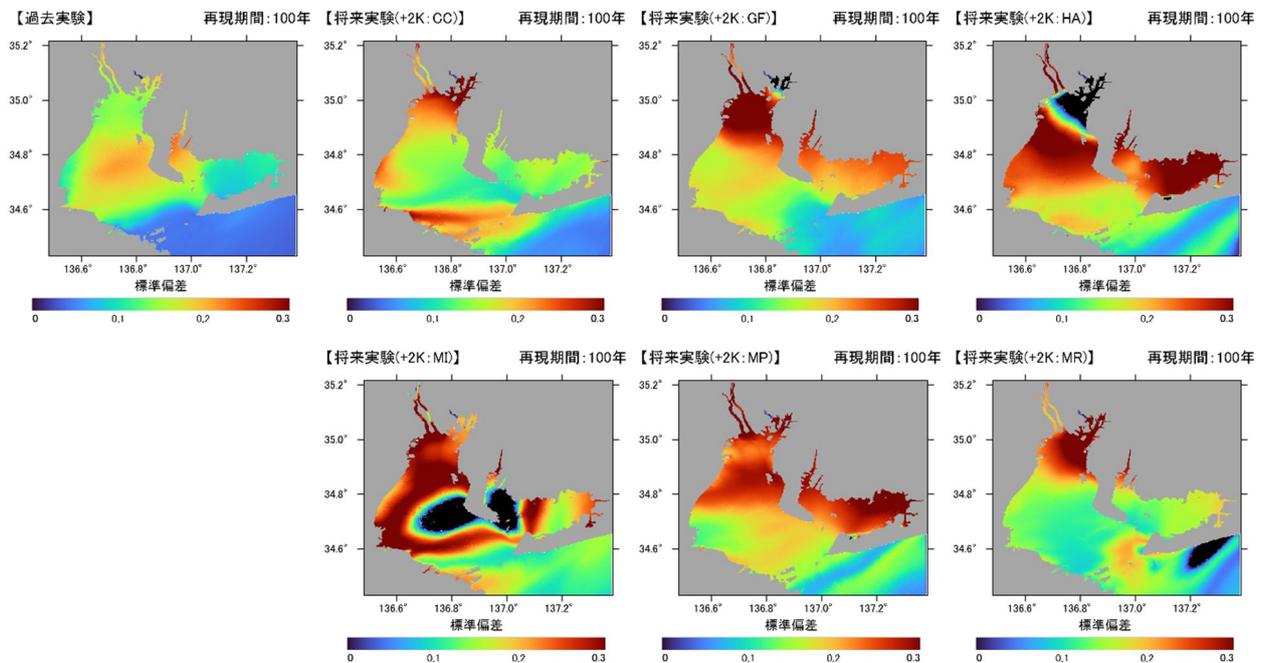


図-5.23 100年確率潮位偏差の標準偏差の推定結果（伊勢湾）

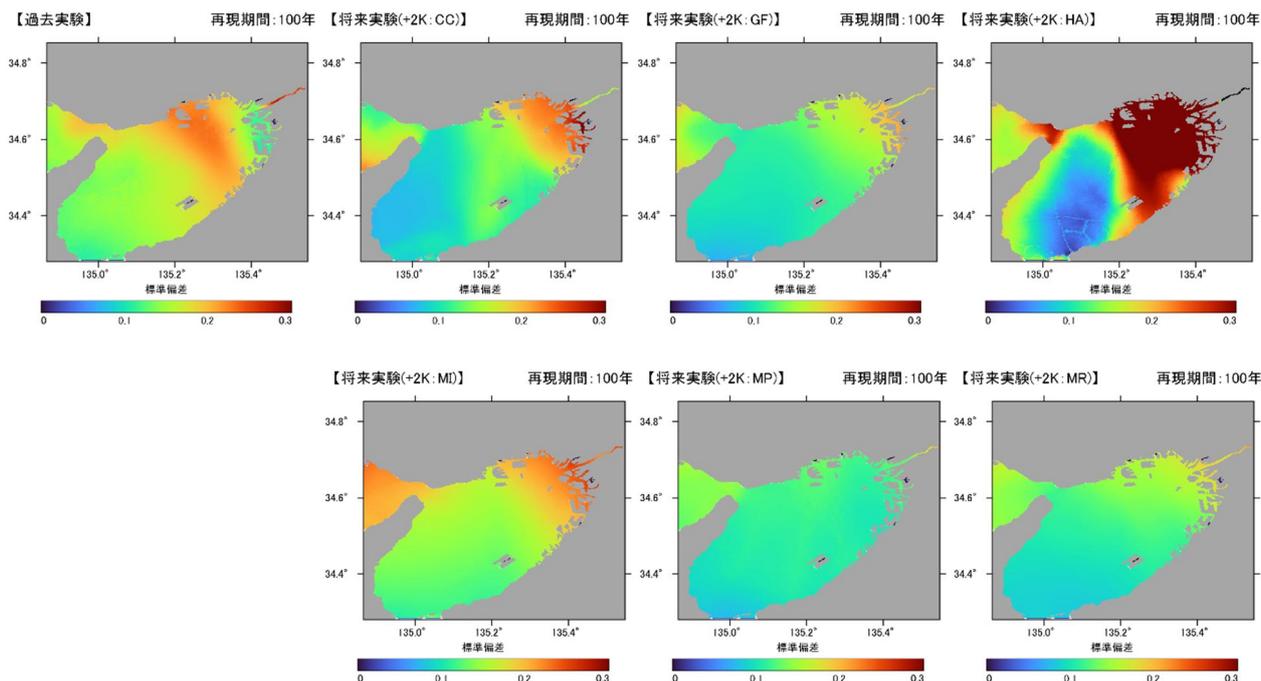


図-5.24 100年確率潮位偏差の標準偏差の推定結果（大阪湾）

6. 一般的手法と本研究の手法との比較

6.1 適合性の評価結果の比較

一般的手法（合田法）と、本研究の手法による極値統計解析結果の適合性を比較するために、過去実験を例として、TRDと相関係数残差の空間分布、代表地点における分布関数の当てはめ結果を、図-6.1～図-6.3の通り、上下段に並べて再掲する。

相関係数残差については、東京湾では、どちらの手法でも大きな差は無く、全体的に概ね0.02以下（相関係数0.98以上）であるため、標本全体としての適合性は良いと考えられる。伊勢湾、大阪湾においては、合田法の場合、閾値が大きく設定された地点で、相関係数残差が部分的に大きな値となっているが、本研究の手法では、適切な閾値を設定することで、全体的に小さな値となっている。

TRDについては、どの海域においても、本研究の手法の方が、全体的に小さい値となっており、50年確率以上の標本に対する適合性は良くなっていると考えられる。

また、代表地点で見ると、合田法の場合は分布関数による推定値が、標本データより過大側となるか、過小側となるかが地点によって異なる場合がある。これは、形

状母数の値が数種類に固定されることで、標本のわずかな違いで、最適として選定される形状母数が異なるためであり、再現確率統計量の空間分布が不連続となる原因となっていると考えられる。本研究の手法の場合、形状母数を固定せず、最適となる形状母数を推定することで、どの分布関数も標本データによく適合した結果となっている。

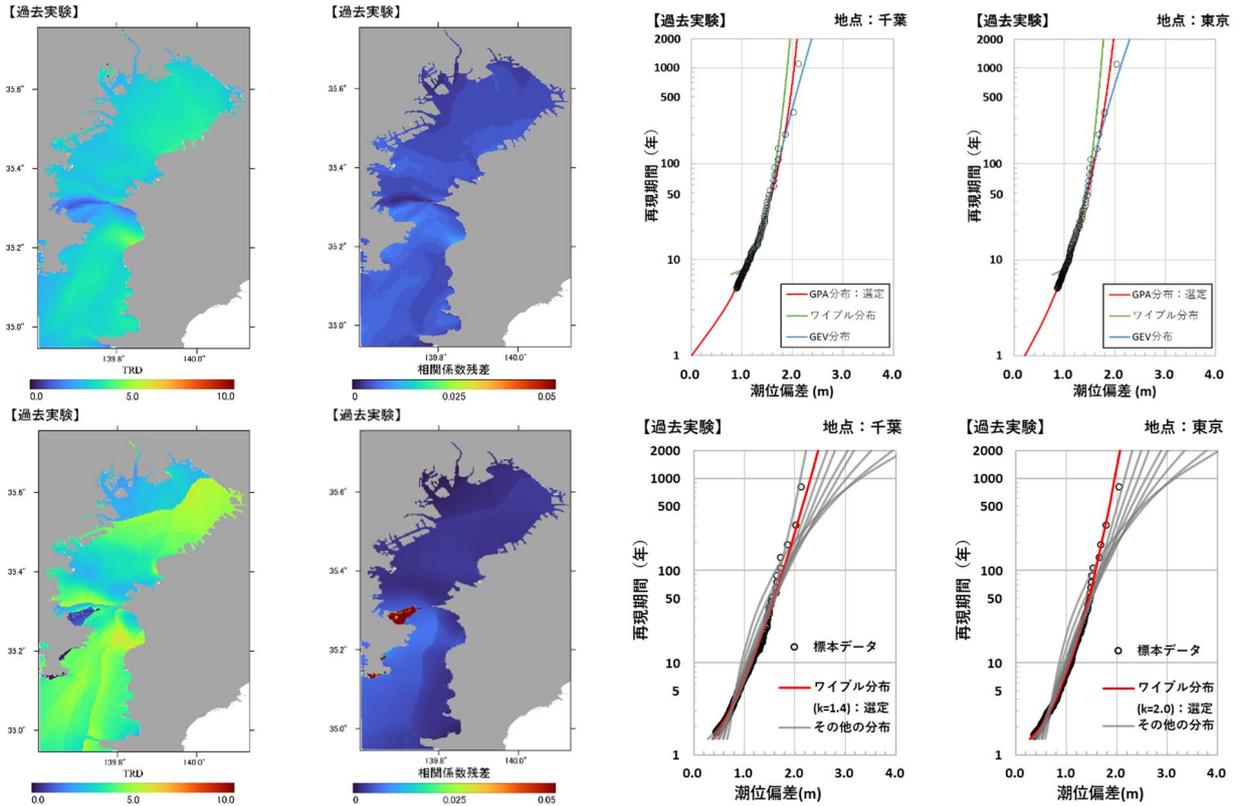


図-6.1 再現確率統計量と適合性指標の空間分布の比較（東京湾，過去実験）
 (上段：本研究の手法による結果，下段：合田法による結果)

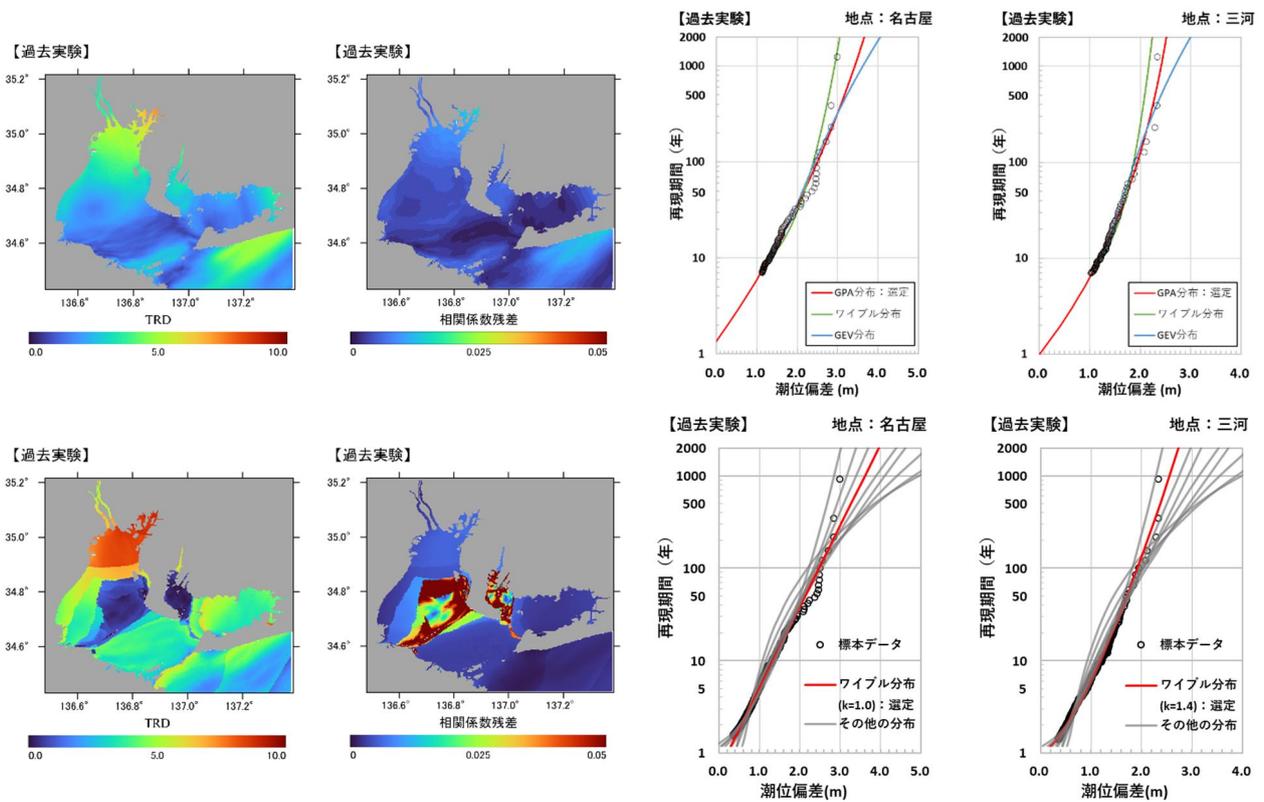


図-6.2 再現確率統計量と適合性指標の空間分布の比較（伊勢湾，過去実験）
 (上段：本研究の手法による結果，下段：合田法による結果)

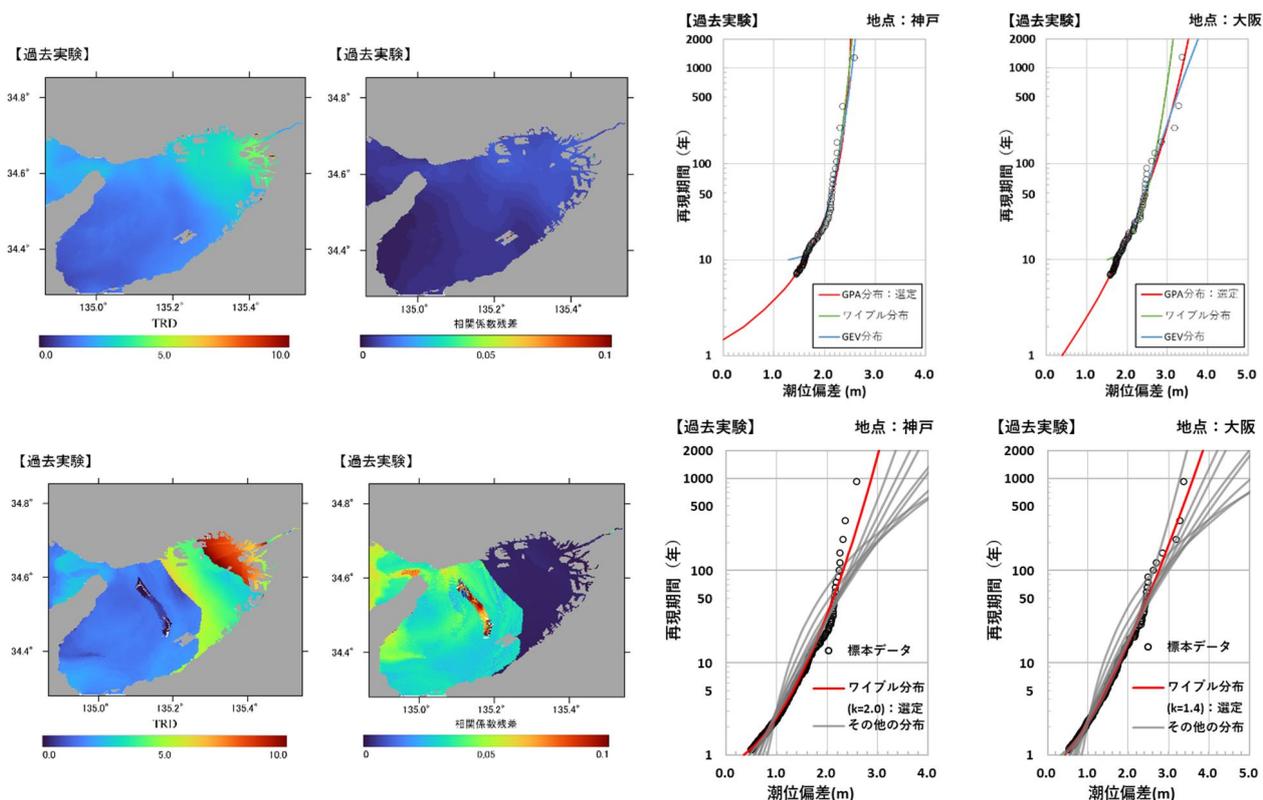


図-6.3 再現確率統計量と適合性指標の空間分布の比較（大阪湾，過去実験）
 (上段：本研究の手法による結果，下段：合田法による結果)

6.2 変動性の評価結果の比較

一般的手法（合田法）と、本研究の手法による極値統計解析結果の変動性を比較するために、過去実験を例として、100年確率潮位偏差の標準偏差の空間分布と、代表地点における95%信頼区間の推定結果を、図-6.4～図-6.6の通り、上下段に並べて再掲する。

100年確率潮位偏差の標準偏差については、どの海域においても、本研究の手法の方が、全体的に大きな値となっている。本研究の手法では、再現確率統計量の標準偏差の実験式に、形状母数の変動の影響が含まれているためと考えられる。合田法の方が、変動性の影響が小さいように見えるが、これは、母集団分布の形状母数が、選定した形状母数に近いと仮定した場合の結果であり、実際には、形状母数が変動する可能性は無視できないと考えられるため、この信頼区間では変動性の影響を十分に評価できない可能性がある。

また、代表地点で見ると、合田法の場合は、100年以上の大きな再現期間で標本データが信頼区間外となる地点があり、このような場合、信頼区間を考慮したとしても、標本データで発生するような極値の確率を適切に評

価できないと考えられる。一方、本研究の手法では、標本データは信頼区間内に収まっており、変動幅は大きくなるものの、変動性の影響は適切に評価できていると考えられる。

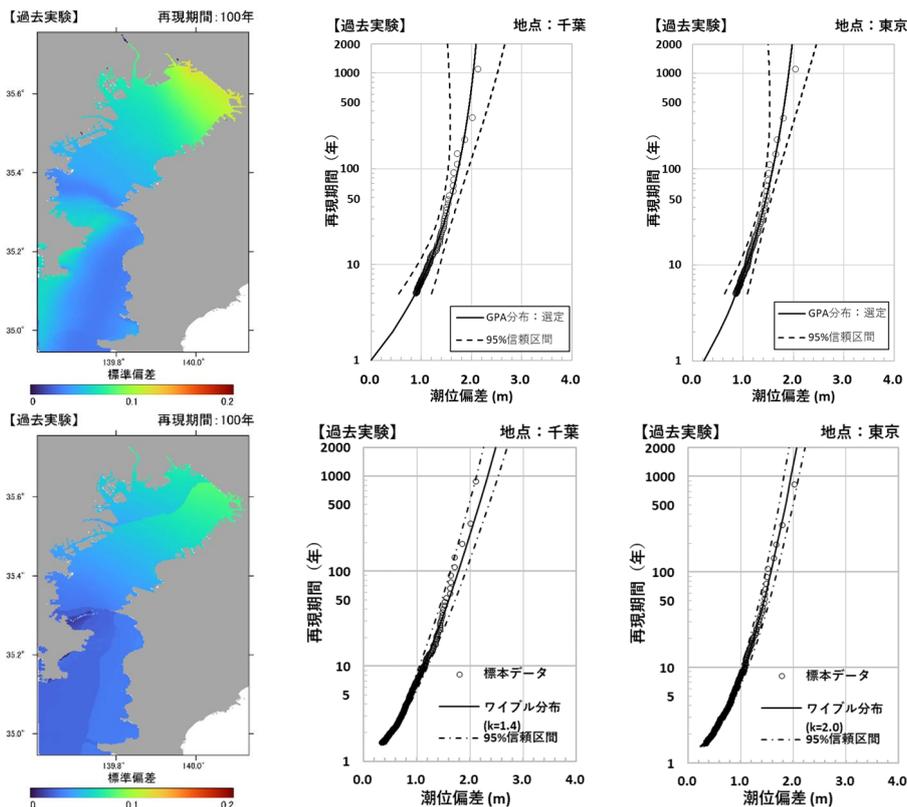


図-6.4 各手法による変動性の評価結果の比較（東京湾，過去実験）
 （上段：本研究の手法による結果，下段：合田法による結果）

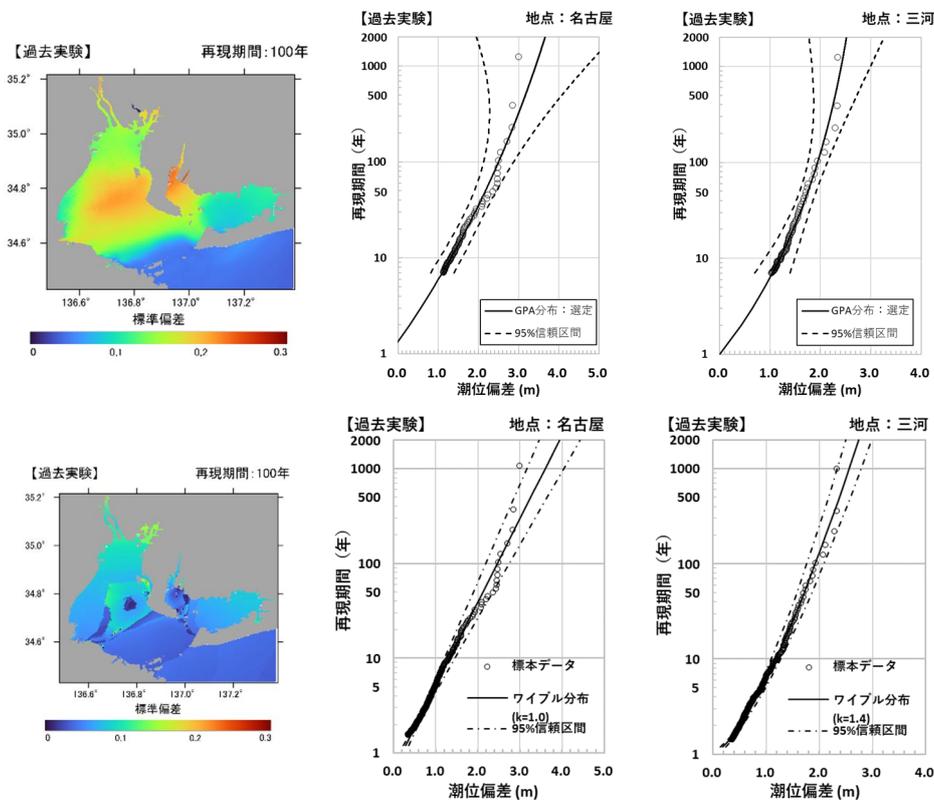


図-6.5 各手法による変動性の評価結果の比較（東京湾，過去実験）
 （上段：本研究の手法による結果，下段：合田法による結果）

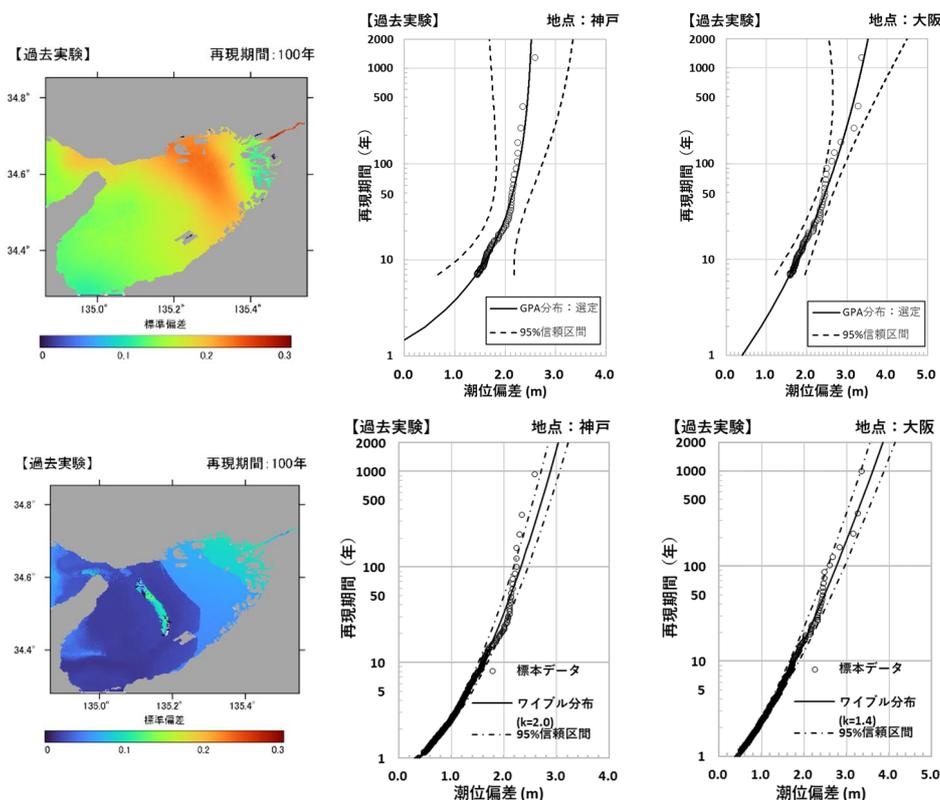


図-6.6 各手法による変動性の評価結果の比較（東京湾，過去実験）
 （上段：本研究の手法による結果，下段：合田法による結果）

(1) 代表地点における変動性の評価

本研究の手法での極値統計解析による変動性の評価結果として、各海域の代表地点において、選定した分布関数による再現確率統計量の推定値とその95%信頼区間を推定した結果を図-6.7～図-6.9に示す。なお、ここでは過去実験データの例を示し、その他の実験データの結果については、付録Dに示す。

東京湾においては、東京、千葉のような、標本データの潮位偏差が広く分布しているような場合に、95%信頼区間の幅が比較的大きく、再現期間100年で推定値±0.1～0.2m程度である。また、再現期間が大きいほど、信頼区間の幅も大きくなっている。

伊勢湾においても、東京湾と同様に、名古屋、鬼崎、三河のような、標本データの潮位偏差が広く分布しているような場合に、信頼区間の幅が比較的大きく、再現期間100年で推定値±0.2～0.4m程度である。また、再現期間が大きいほど、信頼区間の幅も大きくなっている。

大阪湾においても、東京湾、伊勢湾と同様に、神戸のような、標本データの潮位偏差が広く分布しているような場合に、信頼区間の幅が比較的大きく、再現期間100年で推定値±0.45m程度である。大阪については、標本デー

タの潮位偏差が広く分布しているが、神戸ほど信頼区間の幅は大きくない。これは、他地点のような頭打ちとなるような分布でなく、確率潮位偏差に上限が無いような分布であり、このような分布では、形状母数の値が小さいためと考えられる。

全ての海域に共通して、標本データの潮位偏差が広く分布しているような場合に、信頼区間の幅が比較的大きくなっている。これは、標本データのばらつき（標準偏差）が大きいためと考えられる。また、どの海域も、再現期間が大きいほど、信頼区間の幅も大きくなる。

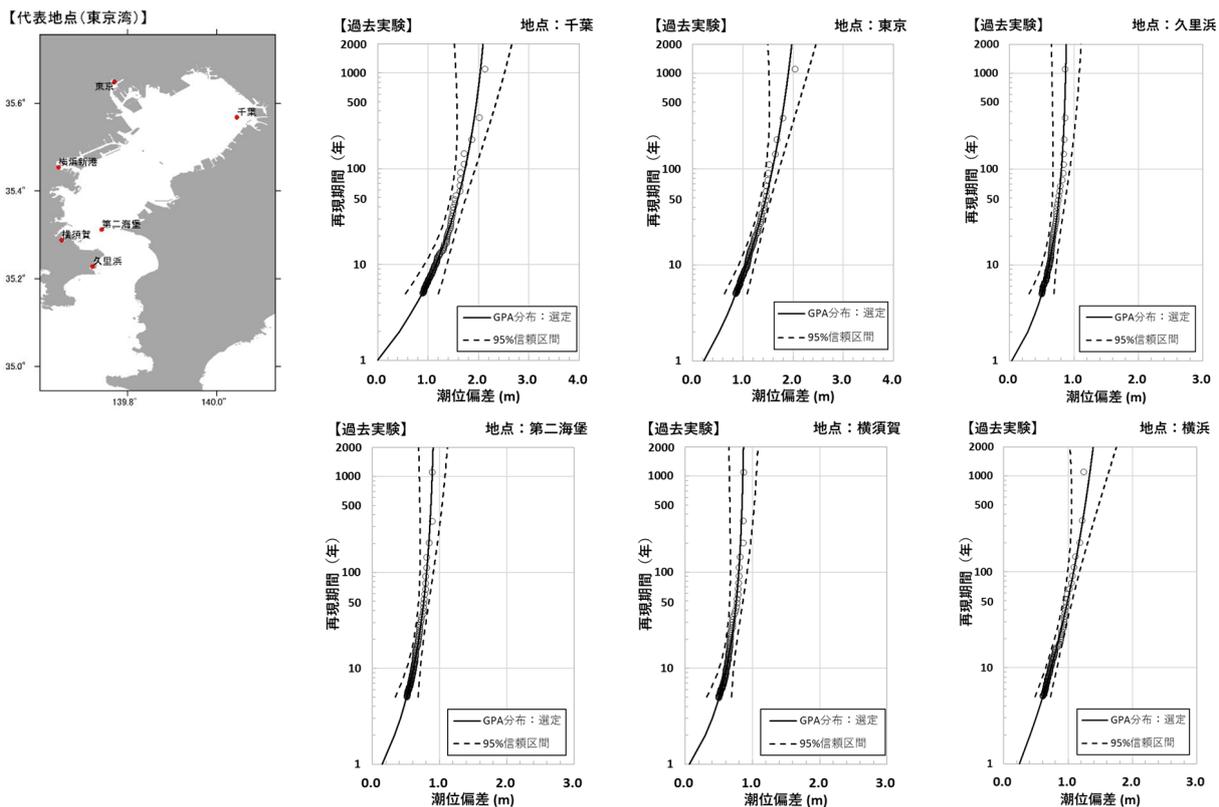


図-6.7 代表地点における信頼区間の推定結果 (過去実験, 東京湾)

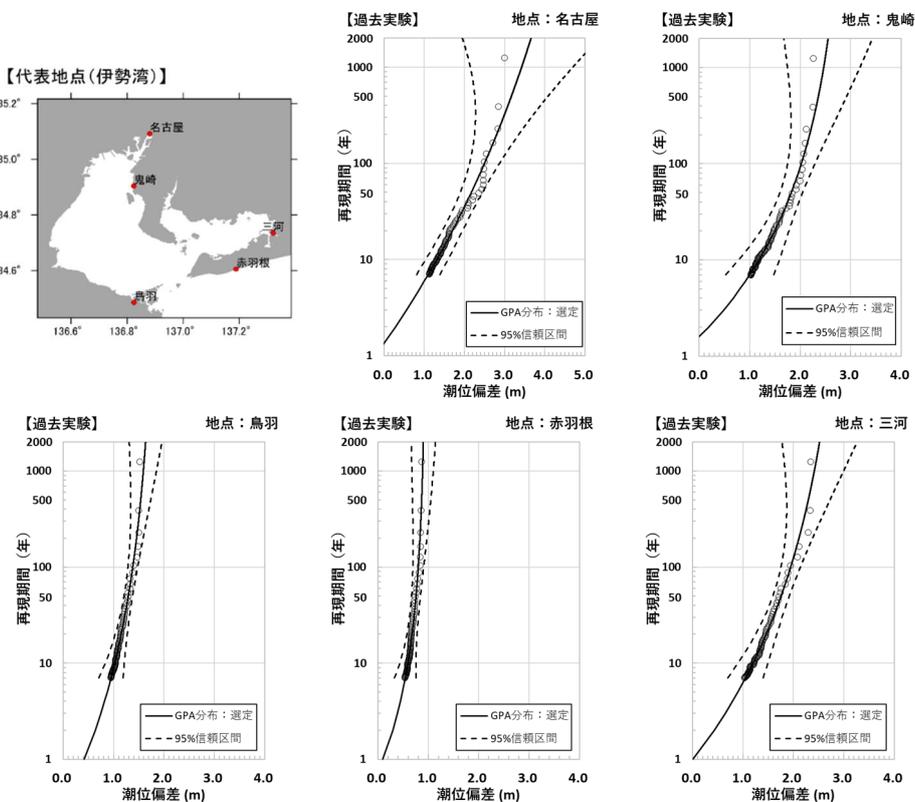


図-6.8 代表地点における信頼区間の推定結果 (過去実験, 伊勢湾)

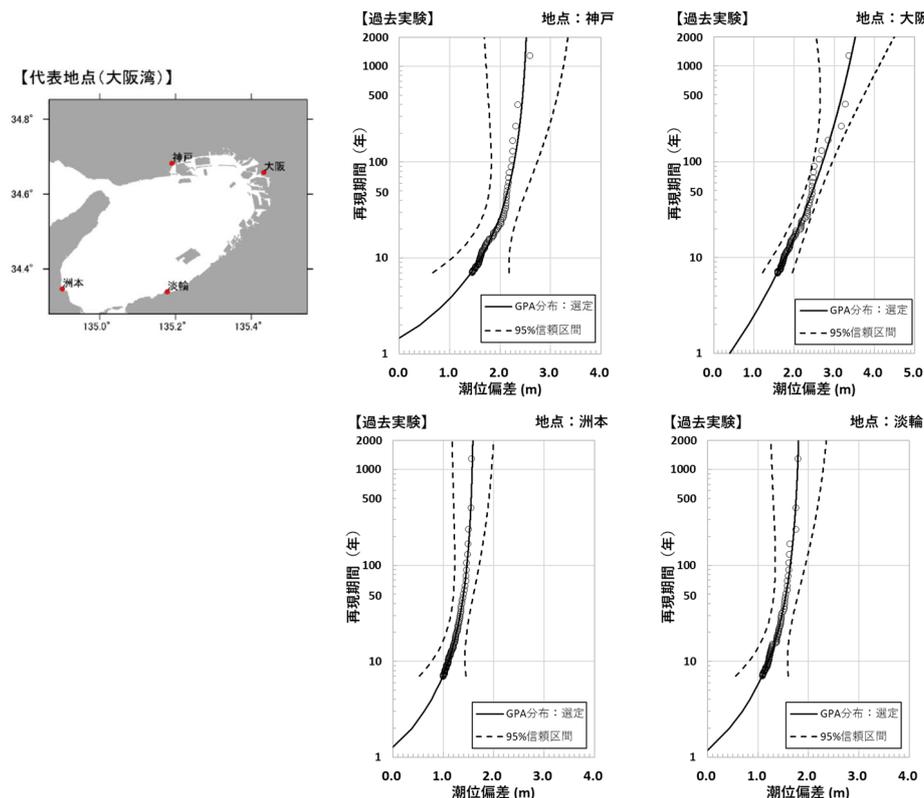


図-6.9 代表地点における信頼区間の推定結果（過去実験，伊勢湾）

7. まとめ

7.1 主要な結論

本研究では、潮位偏差に対する再現確率統計量の空間分布を推定するための極値統計解析手法を提案した。また、一般的手法（合田法）との比較を行うことで、本研究の手法の有効性を検証した。

これにより、以下の結果を得ることができた。

- (1) 合田法による再現確率統計量の空間分布は一部の箇所が不連続となる場合があるが、本研究の手法では、連続的な空間分布が得られた。
- (2) 適合性の評価指標として、TRD値を合田法と本研究の手法で比較した結果、本研究の手法の方が小さい値となり、50年以上の再現期間の極値に対する適合性が良いことが確認された。
- (3) 本研究の手法では、3種類の分布関数の中から、相関係数残差の海域平均値が小さい分布関数を最適として選定した結果、一般化パレート分布が選定される場合が多く、合田法で扱われていない一般化パレート分布を候補の分布関数として取り扱うことの実効性が確認された。

本研究の手法は、潮位偏差を対象とした極値統計解析を行う場合に、一般的手法と比較して、より適合度の高

く、連続的な再現確率統計量の空間分布を得ることができ、地点による変動性の評価に活用できると考えられる。また、潮位偏差のように、100年程度以上の大きな再現期間に着目する場合には、空間分布の推定だけでなく、単独地点の確率評価にも有効であると考えられる。

7.2 今後の課題および留意点

(1) 閾値の設定

本研究の手法では、極値抽出の閾値として、3年確率値から10年確率値の中から選定したが、これらの値の中に最も適切な閾値があるとは限らない。そのため、閾値の選定方法については更なる検討が必要である。

(2) 空間分布推定における領域設定

本研究の手法では、本多ら⁷⁾が実施した各海域における高潮推算の計算領域を、一つの海域として設定し、海域全体に共通する分布関数を設定した。しかし、同じ海域内であっても、気象擾乱の経路等の偶発的不確実性が要因ではなく、湾形状等の地形的特性や高潮の発達特性により、地点によって最適となる分布関数が異なる可能性がある。そのため、同一海域とする範囲の設定に当たっては、これらの特性に留意する必要がある。

(3) 再現確率統計量の変動性

本研究の手法は形状母数を固定しないため、合田法に比べて、標本データに対してオーバーフィッティングとなる可能性が高く、変動性の影響が大きい。つまり、標本データの蓄積や、別の標本データを対象として極値統計解析を行った場合に、再現確率統計量の推定値が大きく変わる可能性がある。この変動性の影響を抑えるためには、本研究で用いた大規模アンサンブル実験データや、確率台風モデル等を活用し、できる限り多くの標本を用いることが望ましい。また、実務における設計波浪を算定するための極値統計解析においては、変動性を考慮せず、標本から推定した再現確率統計量（50年確率波高）をそのまま用いることが多いが、信頼区間等により推定した変動幅を踏まえた外力設定方法を、今後、設計に導入することが必要と考えられる。

(4) 再現確率統計量の統計的外挿

本研究の手法では、標本の統計期間が最大でも1000年程度であり、それ以上の再現期間に対する分布関数の確率統計量の推定値は、統計的な外挿となる。つまり、観測や実験結果のない再現期間に対して推定することとなるため、その外挿部分の推定値の取扱いには、留意が必要である。特に、一般化極値分布や一般化パレート分布は、形状母数 $k > 0$ の場合に、上限を持つ分布であるため、推定値が真値に対して過小評価となる可能性がある。

(5) 合田法の適用性

本研究では、潮位偏差を対象としたため、比較的大きな再現期間に着目した結果、50年以上の再現期間に相当する極値に対しては、合田法よりも適合性が良い結果が得られたが、それより小さい再現期間については、合田法と大きく変わらない結果である。

波浪を対象とする場合には、設計波浪として用いられる再現期間は30年あるいは50年程度であり、波浪観測データの蓄積も進み、50年以上のデータが得られる地点も増えてきているため、合田法を適用した場合でも、十分な適合度は得られると考えられる。

(6) 推算値の再現性

本研究のような再現確率統計量の空間分布推定のためには、解析による推算値を標本データとして用いる必要がある。この推算値は、解析に伴う推定誤差を伴うため、観測データとの比較による再現性検証を行い、必要に応じて、観測データへ整合するように推算値を補正する必要がある。特に、再現確率統計量の空間分布推定に当たっては、対象海域内のできる限り多くの観測点との

整合を図ることが望ましい。

(7) 観測データの非定常性

本研究の手法や、一般的な極値統計解析手法では、標本とする極値データが定常である（時間的に変化しない）ことを前提としている。しかし、実際の潮位偏差や波高の観測値は、近年の気候変動の影響等により、非定常性を有する可能性がある。そのため、長期的変化傾向（トレンド）の把握や、時間変化を考慮した非定常極値統計解析手法について、今後、検討が必要と考えられる。

(2025年12月18日受付)

謝辞

本資料をとりまとめるにあたり、国土技術政策総合研究所の多くの方々にご助言・ご協力を頂きました。ここに記して深く感謝の意を表します。

参考文献

- 1) 公益社団法人日本港湾協会 (2018) : 港湾の施設の技術上の基準・同解説 (平成 30 年) .
- 2) 全国農地海岸保全協会・公益社団法人全国漁港漁場協会・一般社団法人全国海岸協会・公益社団法人日本港湾協会 (2018) : 海岸保全施設の技術上の基準・同解説 (平成 30 年) .
- 3) 文部科学省・気象庁(2020) : 日本の気候変動 2020—大気と陸・海岸に関する観測・予測評価報告書—, https://www.data.jma.go.jp/cpdinfo/ccj/2020/pdf/cc2020_honpen.pdf (閲覧日 : 2024 年 8 月 30 日) .
- 4) 気候変動を踏まえた海岸保全のあり方検討委員会 : 第 5 回検討委員会 (2025 年 5 月 15 日開催), 資料 3, https://www.mlit.go.jp/river/shinngikai_blog/hozen/dai05kai/pdf/doc3.pdf (閲覧日 : 2024 年 12 月 20 日) .
- 5) 河合弘泰(2010) : 高潮数値計算技術の高精度化と気候変動に備えた防災への適用, 港湾空港技術研究所資料, No.1210, 97p.
- 6) 地球温暖化対策に資するアンサンブル気候予測データベース (d4PDF) : <https://www.miroc-gcm.jp/d4PDF/index.html> (閲覧日 : 2024 年 8 月 30 日)
- 7) 本多和彦・成田裕也・岡本侃大・百海郁弥・平山克也・高川智博・森信人(2024) : 3 大湾内の港湾における高潮・波浪への気候変動の影響評価, 国土技術政策総合研究所資料, No.1266, 132p.
- 8) 合田良実 (1990) : 港湾構造物の耐波設計: 波浪工学への序説 (増補改訂), 鹿島出版会, 333p.

- 9) 合田良実 (1988) : 極値統計におけるプロットイングポジション公式ならびに推定値の信頼区間に関する数値的検討, 港湾技術研究所報告, 第 27 巻, 第 3 号, pp.31-92.
- 10) 合田良実・小野澤昌己 (1990) : 極値 II 型分布の特性と推定値の信頼区間, 土木学会論文集, 417, pp.289-292.
- 11) 合田良実・小舟浩治 (1989) : 波浪の極値統計における分布関数のあてはめ基準, 海岸工学論文集, 36, pp.134-138.
- 12) 合田良実 (1990) : 極値統計における異常値の棄却基準とその応用, 土木学会論文集, 第 417 号, pp.245-254.
- 13) 合田良実 (2008) : 耐波工学: 港湾・海岸構造物の耐波設計, 鹿島出版会, 430p.
- 14) 山口正隆・大福学・畑田佳男 (1997) : わが国沿岸における気象・海象要素の極値の再評価, 海岸工学論文集, 44, pp.186-190.
- 15) Yamaguchi, M. and Y. Hatada (1997) : An extremal analysis system and its application to the estimation of extremes of meteorological and oceanographic elements around the coasts of Japan, Proc. WAVES97, Vol.2, pp.932-946.
- 16) 合田良実・久高将信 (2009) : 高波の極値統計解析に対する L-moments 法の適用と分布関数の選択について, ECOH/YG 技術論文, No. 10, 12p.
- 17) 合田良実・久高将信・河合弘泰 (2009) : L-moments 法を用いた波浪の極値統計解析について, 土木学会論文集 B2 (海岸工学), Vol.65, No.1, pp. I_161-I_165.
- 18) 合田良実・久高将信 (2010) : L-モーメント法による日本海沿岸の高波の地域頻度解析について, ECOH/YG 技術論文, No. 12, 13p.
- 19) 合田良実 (2010) : L-モーメント法を用いた高波の極値統計解析におけるプロットイングポジション公式の選択と各種統計量の信頼区間, ECOH/YG 技術論文 No. 13, 29p.
- 20) 合田良実・久高将信 (2011) : L-モーメント法による日本海沿岸の高波の地域頻度解析について(その 2), ECOH/YG 技術論文, No. 15, 17p.
- 21) 合田良実・久高将信・河合弘泰 (2011) : 地域頻度解析手法による日本海沿岸の確率波高の推計と L-モーメント法の改良, 土木学会論文集 B2 (海岸工学), Vol.67, No.2, pp. I_141-I_145.
- 22) Hosking, J. R. M. (1990) : L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics, J. Roy. Statistical Soc., Series B, 52, pp.105-124.
- 23) 河合弘泰・合田良実・久高将信・仲井圭二 (2010) : 地域頻度解析手法による我が国沿岸の高潮偏差の極値統計解析, 土木学会論文集 B2 (海岸工学), Vol.66, No.1, pp. I_121-I_125.
- 24) 畑田佳男・猪野恭平 (2013) : 56 年間の推算資料に基づく伊勢湾における確率高潮偏差と確率波高の比較, 土木学会論文集 B2 (海岸工学), Vol.69, No.2, pp. I_96-I_100.
- 25) 成田裕也・本多和彦 (2025) : 潮位偏差に対する再現確率統計量の空間分布推定手法の検討, 土木学会論文集, 81(18), 25-18016.
- 26) Weibull, W. (1939) : A statistical theory of strength of materials, Ing. Vet. Ak. Handl., Stockholm, 151p.
- 27) 一般財団法人沿岸技術センター (2024) : 新しい波浪推算・設計波算定マニュアル～浅海波浪推算と準沖波の導入～, 沿岸技術ライブラリー, No.60.
- 28) 本田浩隆・鈴木善光・服部俊朗・山本修司・大瀬信一・吉本幸太 (2019) : 志布志港におけるうねり性波浪の検討, 沿岸技術研究センター論文集, 20, pp.9-12.
- 29) 平山克也・中村聡孝・伍井稔 (2017) : 潮位記録を用いた高潮及びそれに伴う高波の再現期間の推定手法に関する検討, 土木学会論文集 B3 (海洋開発), Vol.73, No.2, pp. I_156-I_161.
- 30) 高橋倫也・志村隆彰 (2016) : 極値統計学, 近代科学社, 280p.
- 31) Gringorten, I. I. (1963) : A plotting rule for extreme probability paper, Journal of Geophysical Research, Vol.68, No.3, pp.813-814.
- 32) Petruaskas, C. and P. M. Aagaard. (1970) : Extrapolation of historical storm data for estimating design wave heights, Offshore Technology Conference, pp.OTC-1190.
- 33) Pickands III, J. (1975) : Statistical inference using extreme order statistics, the Annals of Statistics, pp.119-131.
- 34) 大西雄基・水野量 (2008) : L-moments を用いた地域頻度解析による全国アメダス地点における年最深積雪の再現期待値, 気象庁研究時報, 60, pp.35-73.
- 35) Hosking, J. R. M. and J. R. Wallis (1997) : Regional Frequency Analysis, Cambridge Univ. Press, 224p.
- 36) Hosking, J. R. M. (2005) : Fortran routines for use with the method of L-moments, Version 3.04 ,

- <https://lib.stat.cmu.edu/general/lmoments> (閲覧日 : 2024年4月30日) .
- 37) Chowdhury, J. U., J. R. Stedinger, and L. H. Lu (1991) : Goodness of fit tests for regional generalized extreme value flood distributions, *Water Resources Res.*, Vol.27, No.7, pp.1765-1776.
- 38) 片山裕之・鶴飼亮行・菅原弘貴 (2022) : 日本沿岸潮位の確率的特性と統計期間に関する一考察, *土木学会論文集 B2 (海岸工学)*, Vol.78, No.2, pp.I_97-I_102.

付録A 代表地点における分布関数の当てはめ結果（合田法）

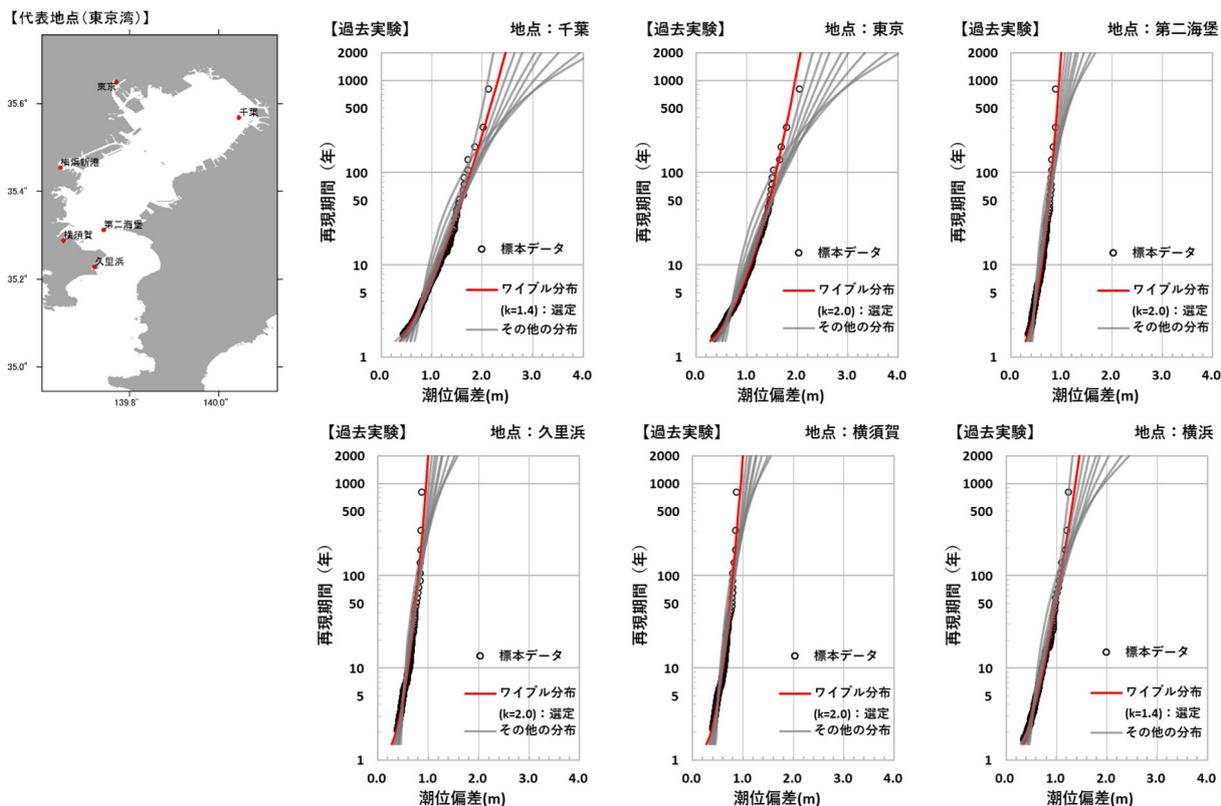


図-A.1 代表地点における分布関数の当てはめ結果（過去実験，東京湾）

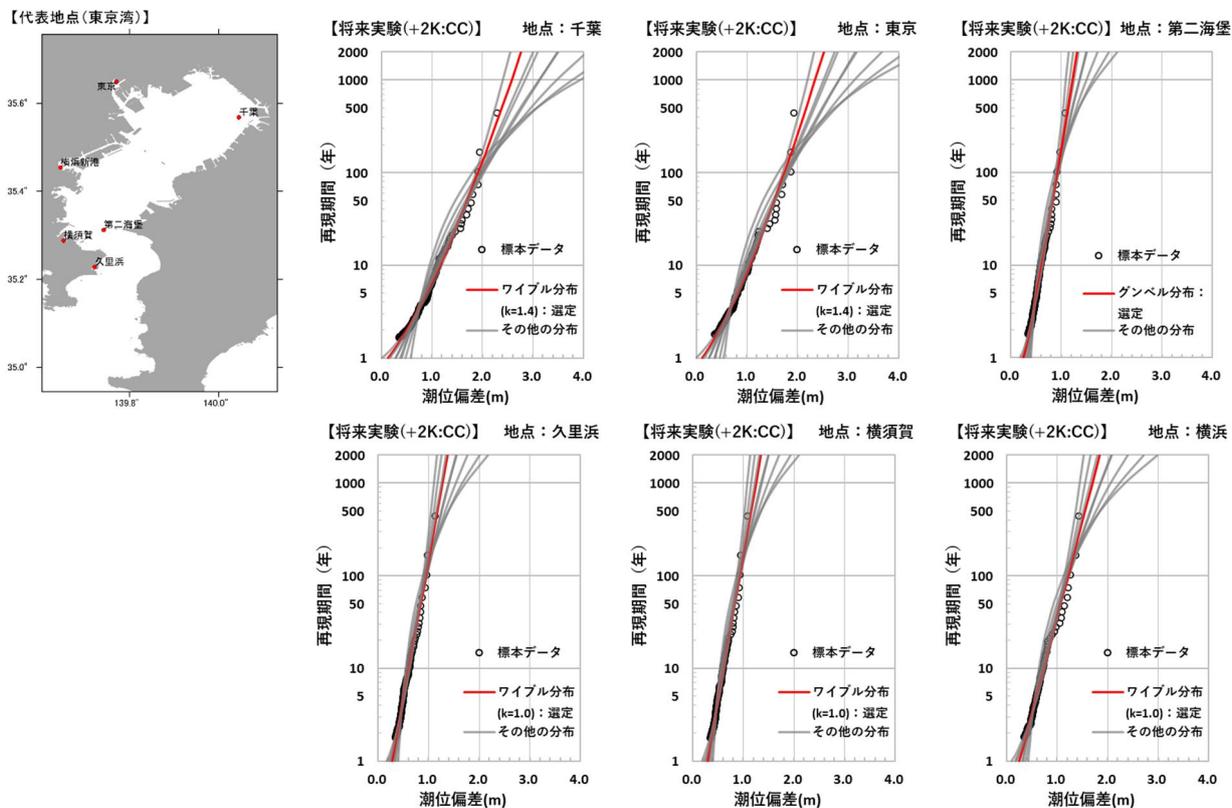


図-A.2 代表地点における分布関数の当てはめ結果（将来実験（+2K：CC），東京湾）

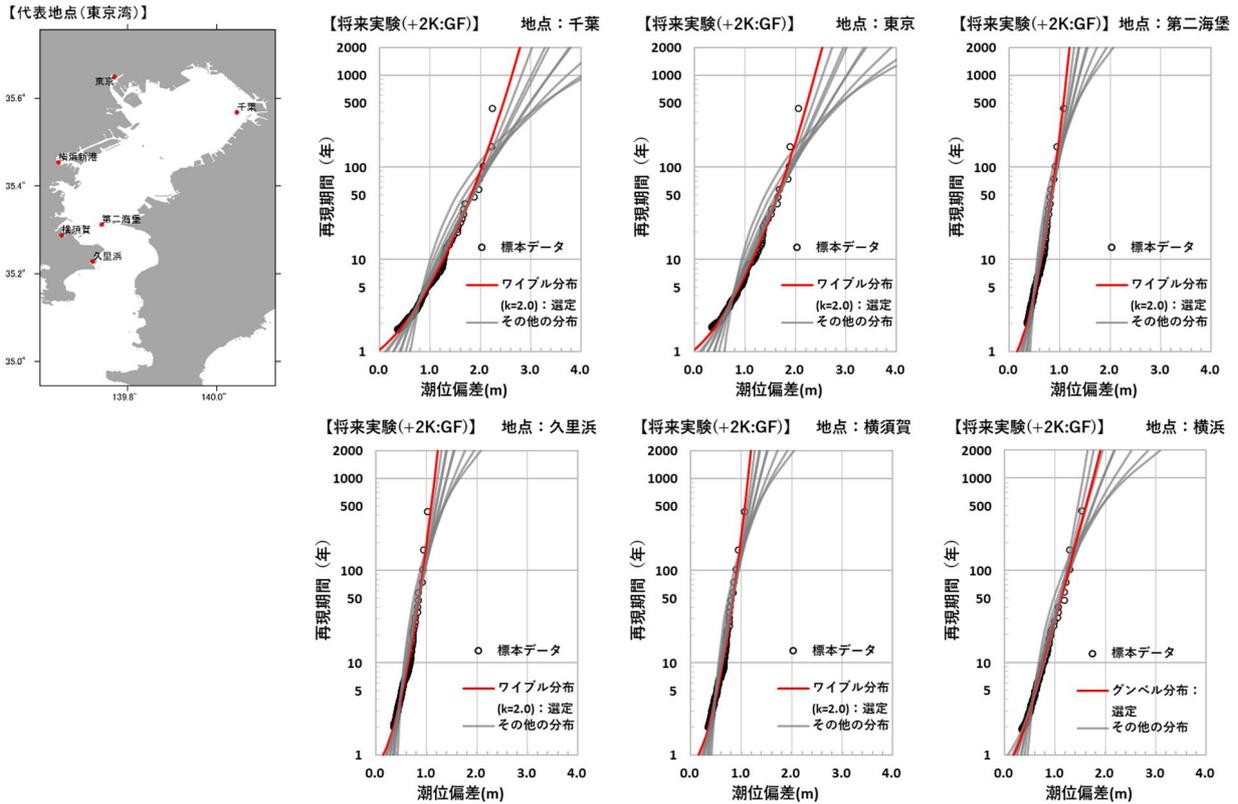


図-A.3 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : GF), 東京湾)

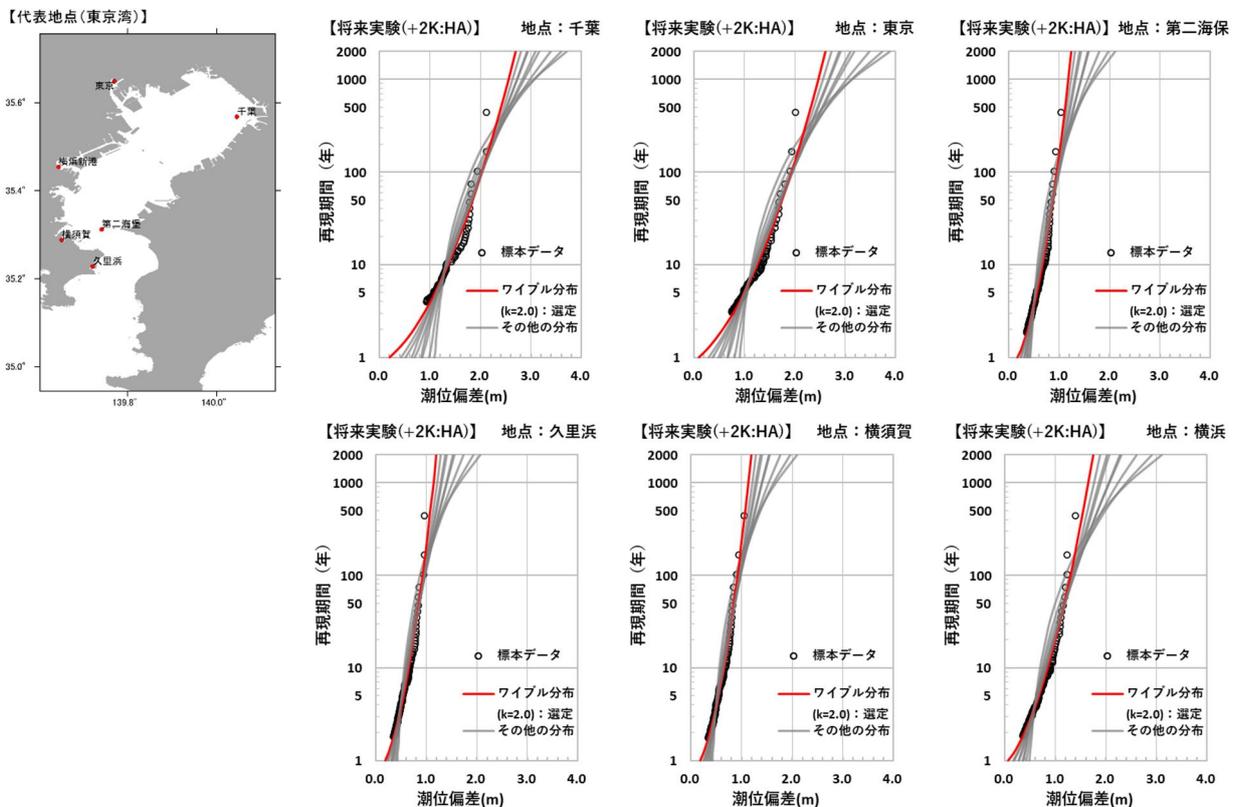


図-A.4 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : HA), 東京湾)

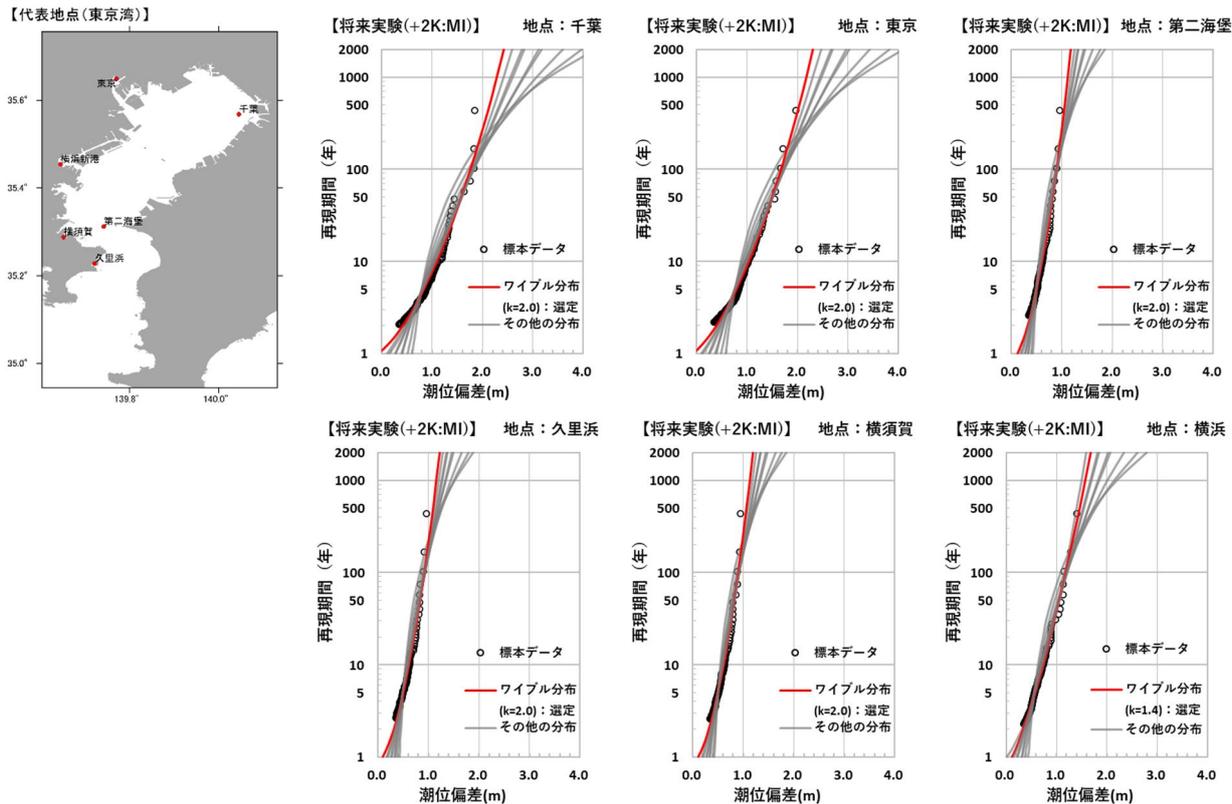


図-A.5 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MI), 東京湾)

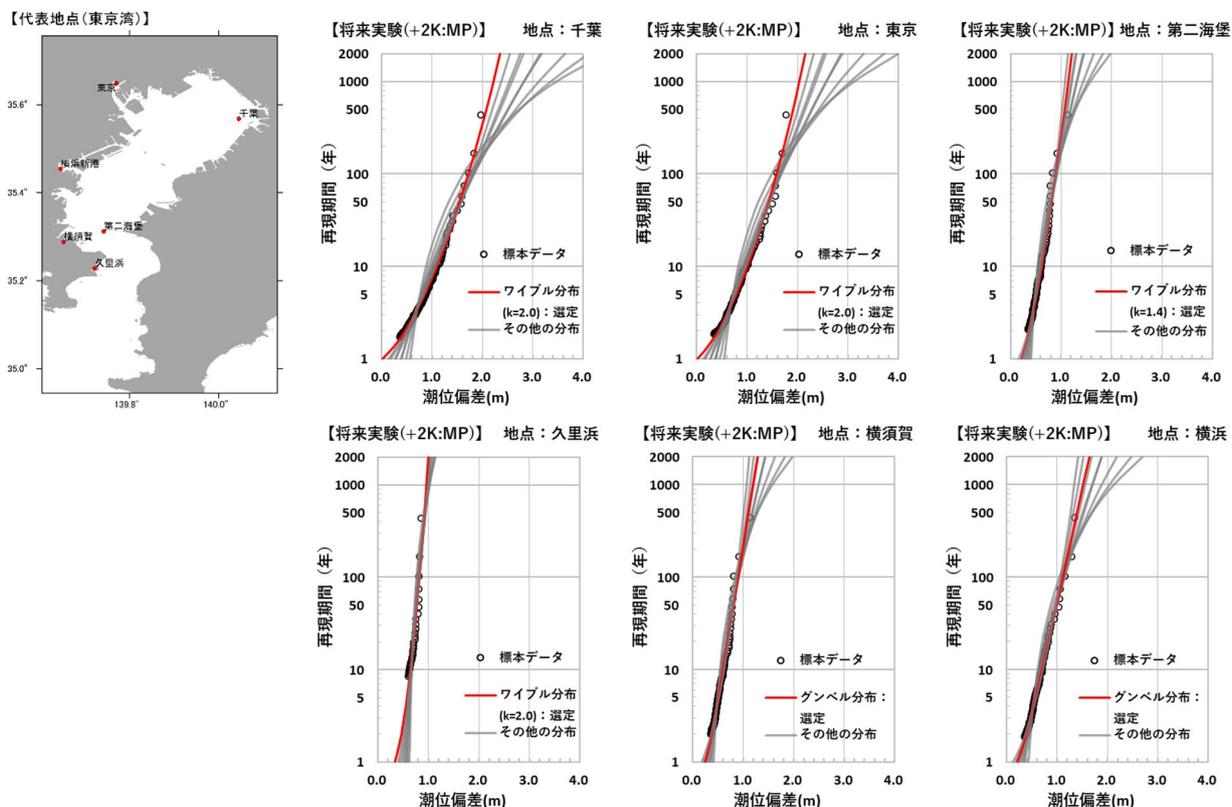


図-A.6 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MP), 東京湾)

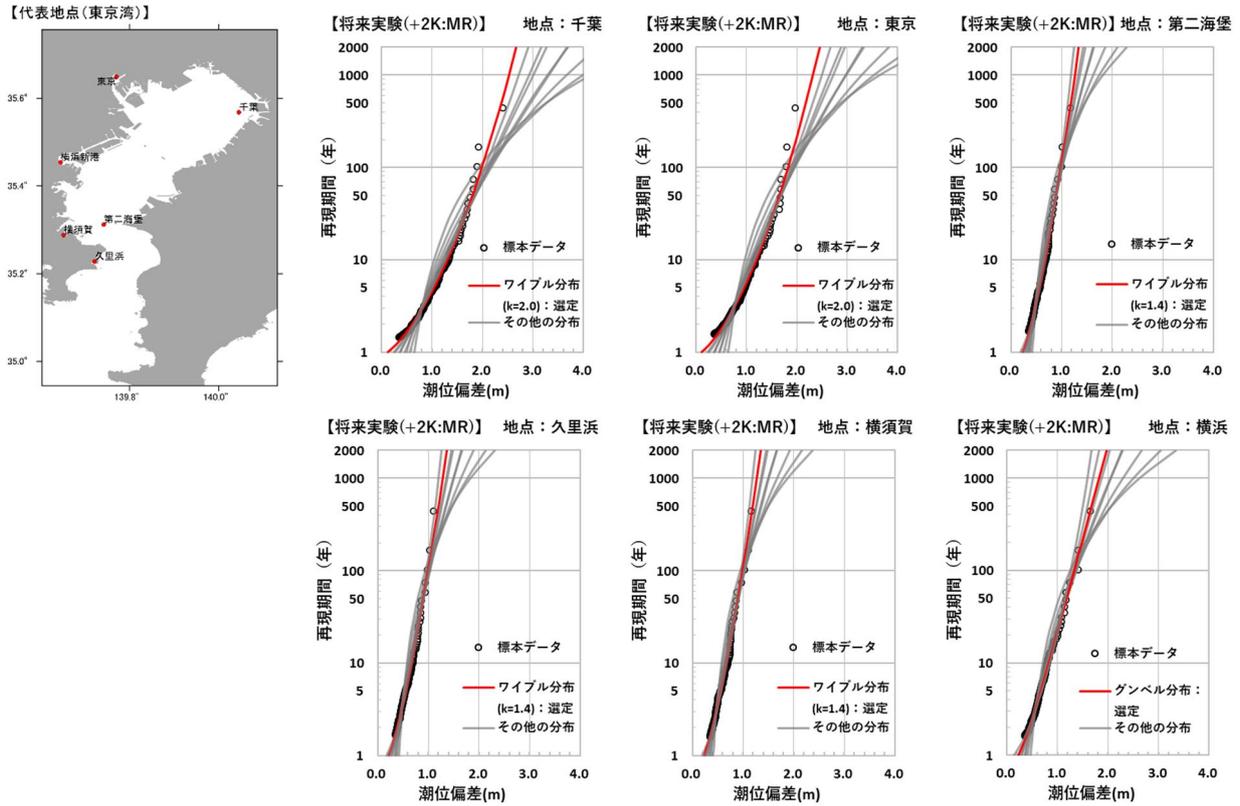


図-A.7 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K:MR), 東京湾)

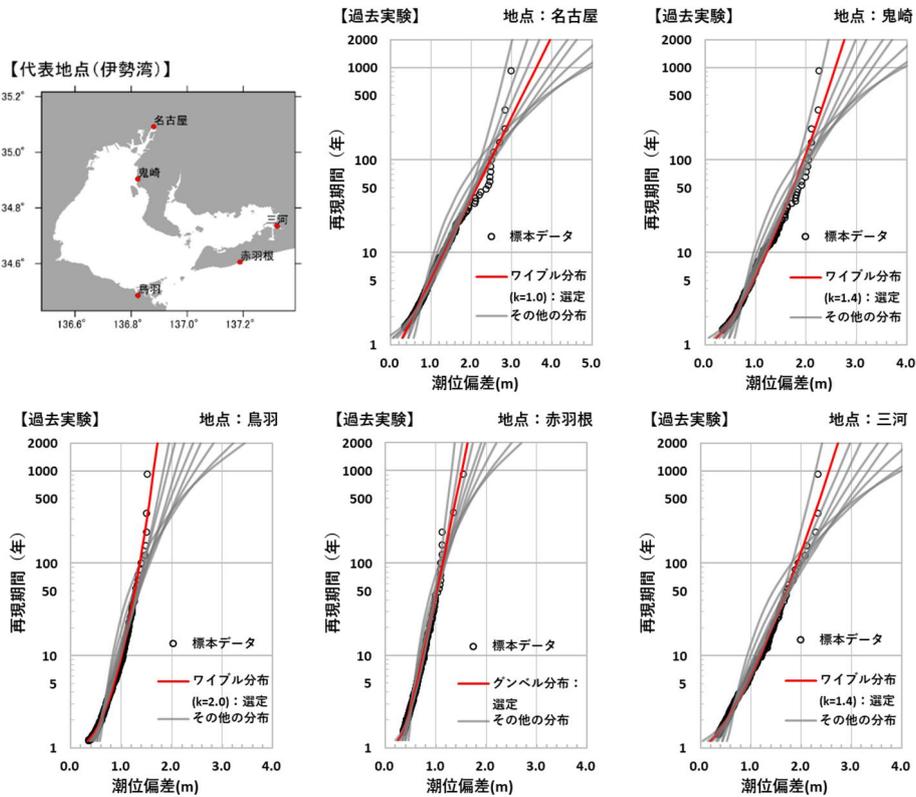


図-A.8 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (過去実験, 伊勢湾)

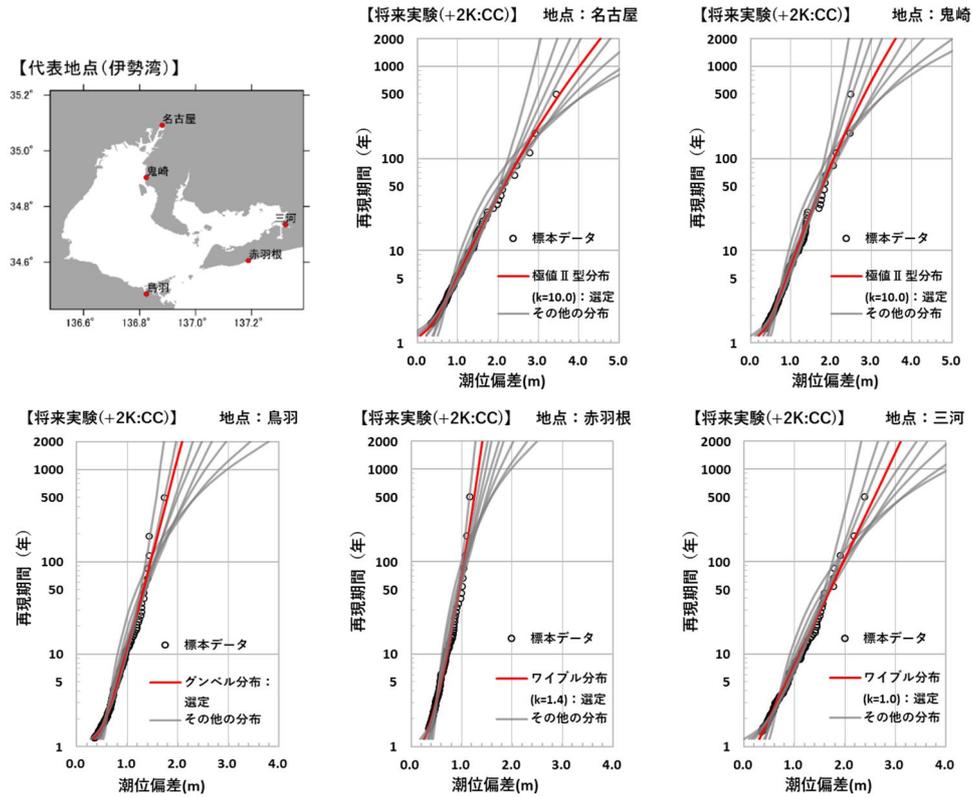


図-A.9 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K:CC), 伊勢湾)

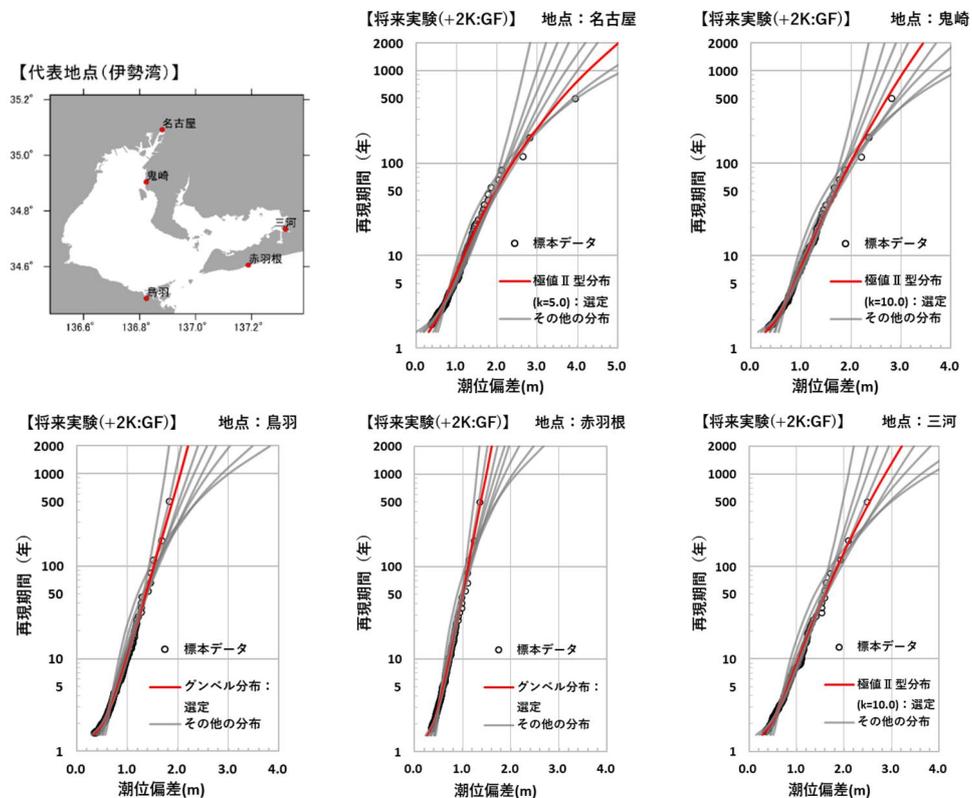


図-A.10 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K:GF), 伊勢湾)

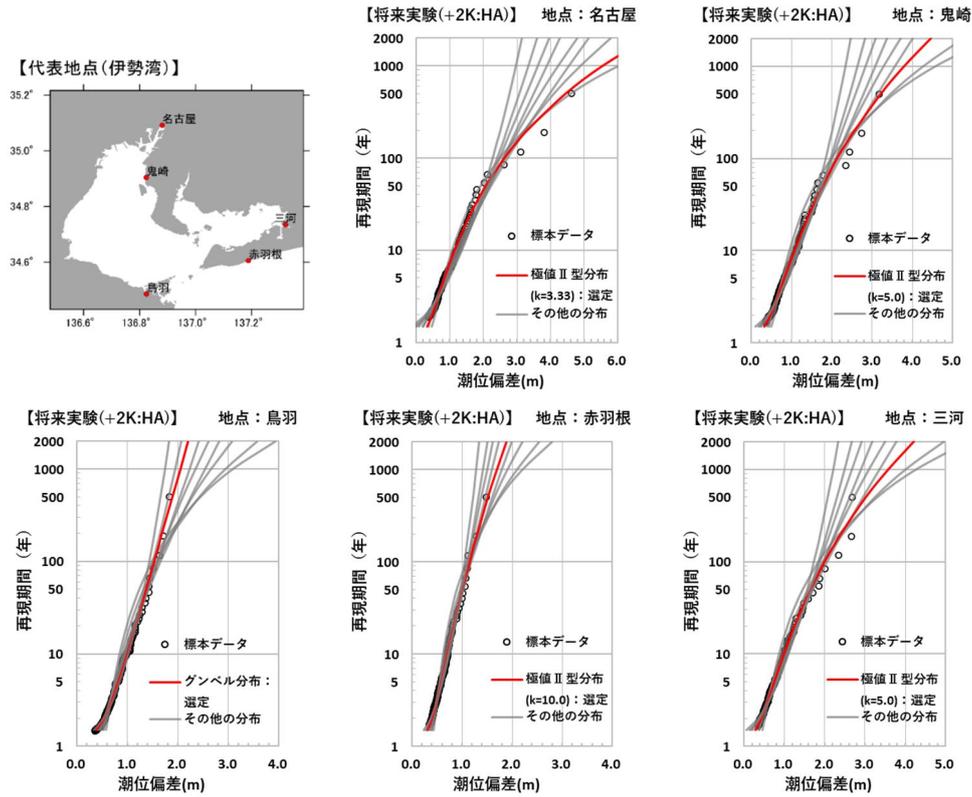


図-A.11 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K:HA), 伊勢湾)

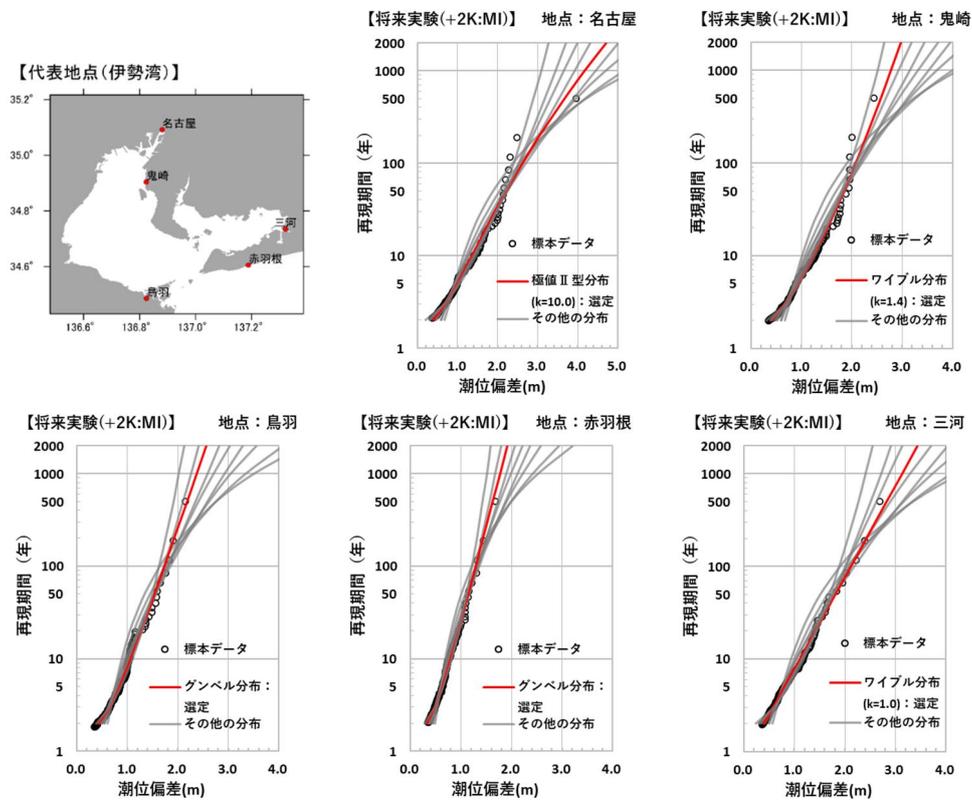


図-A.12 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K:MI), 伊勢湾)

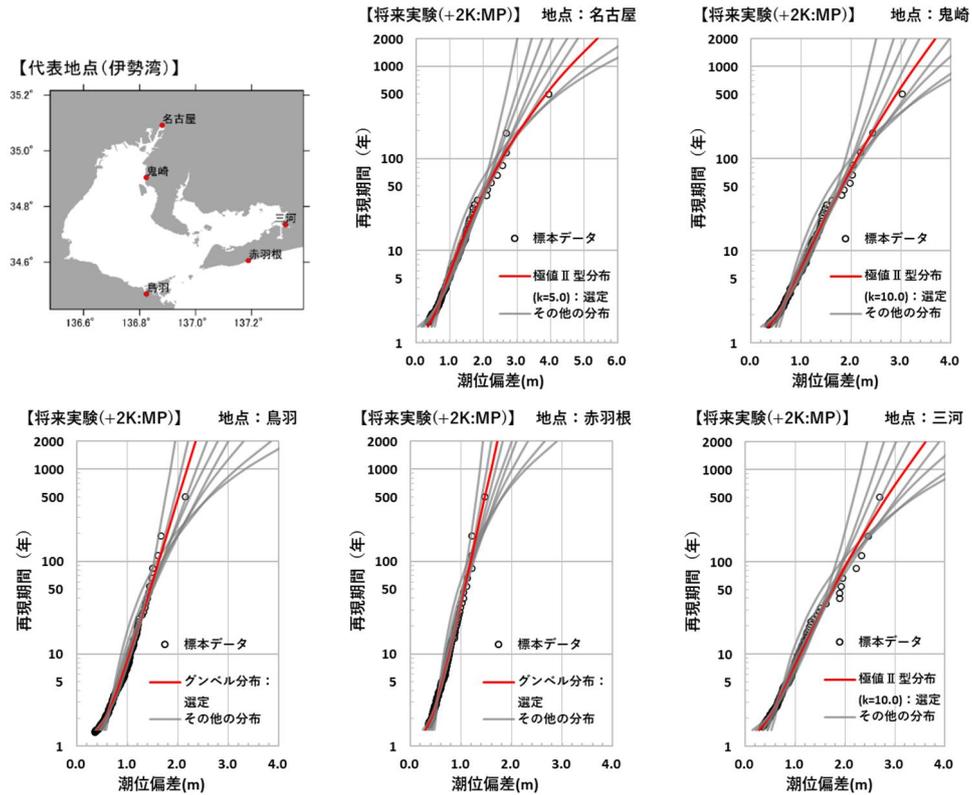


図-A.13 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MP), 伊勢湾)

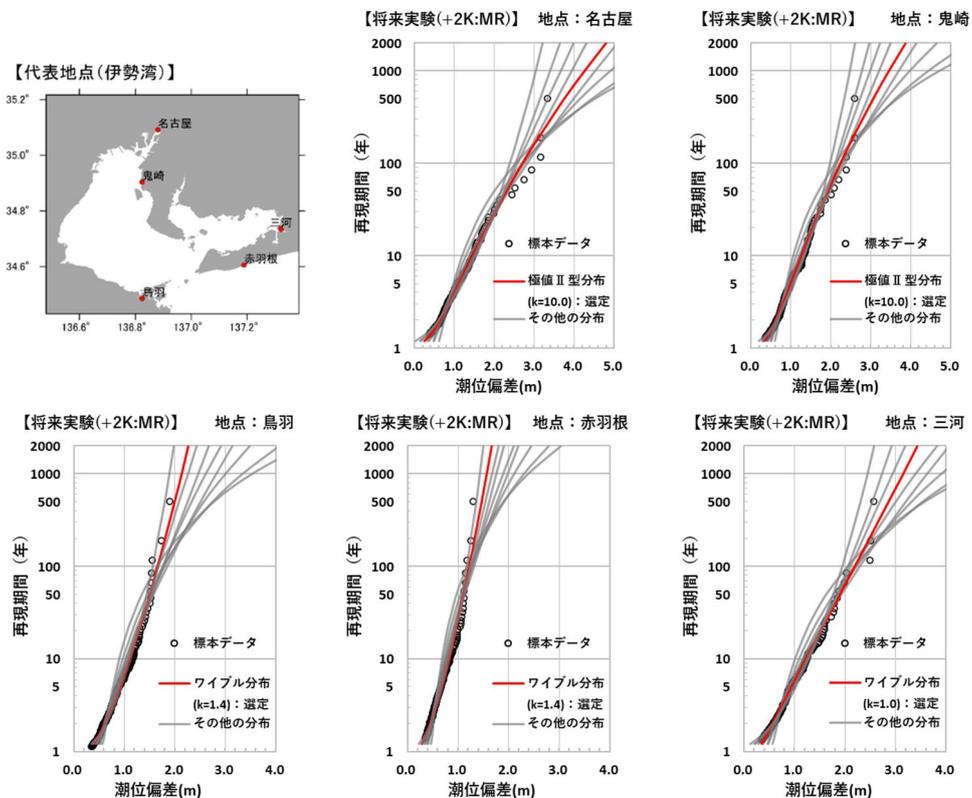


図-A.14 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MR), 伊勢湾)

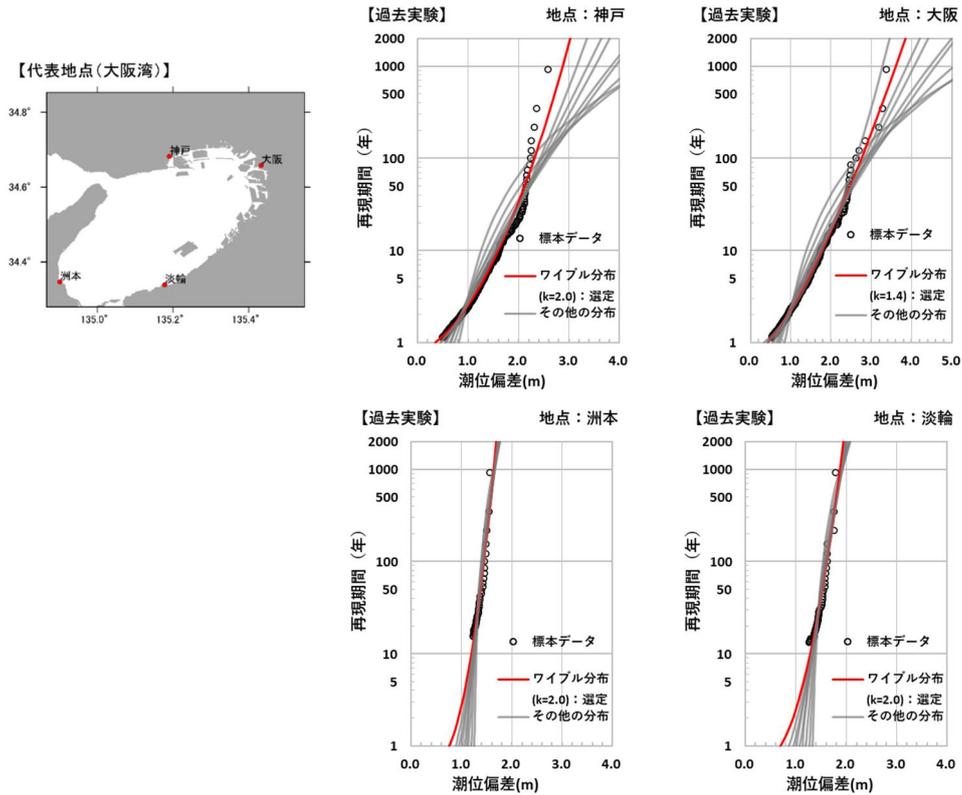


図-A.15 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (過去実験, 大阪湾)

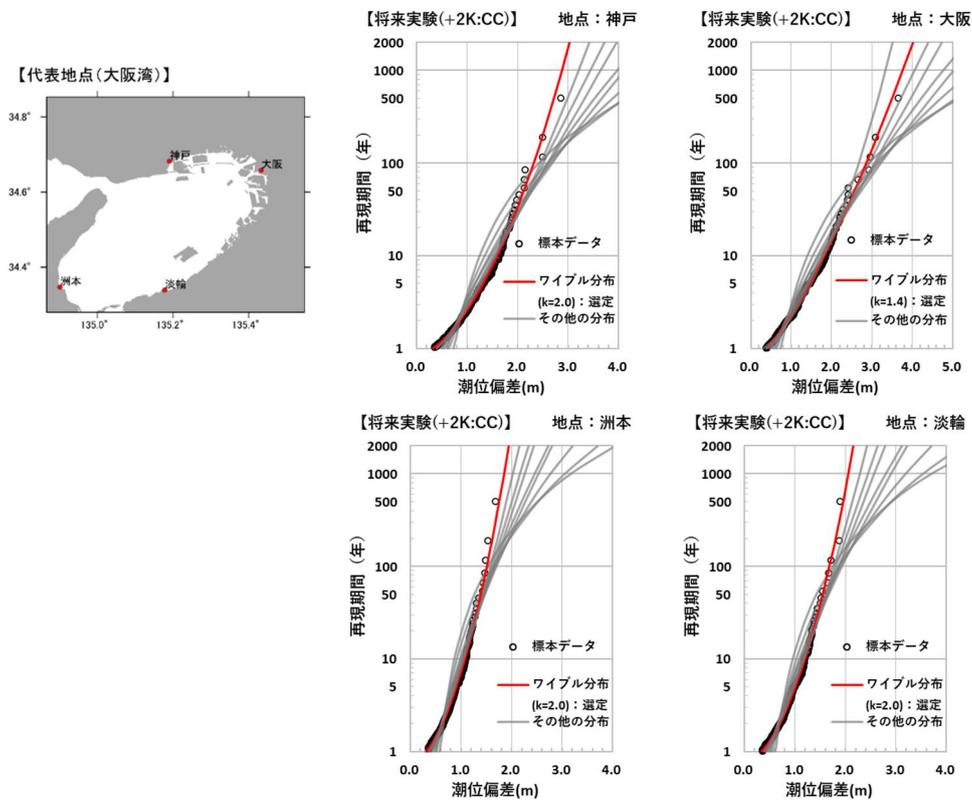


図-A.16 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : CC), 大阪湾)

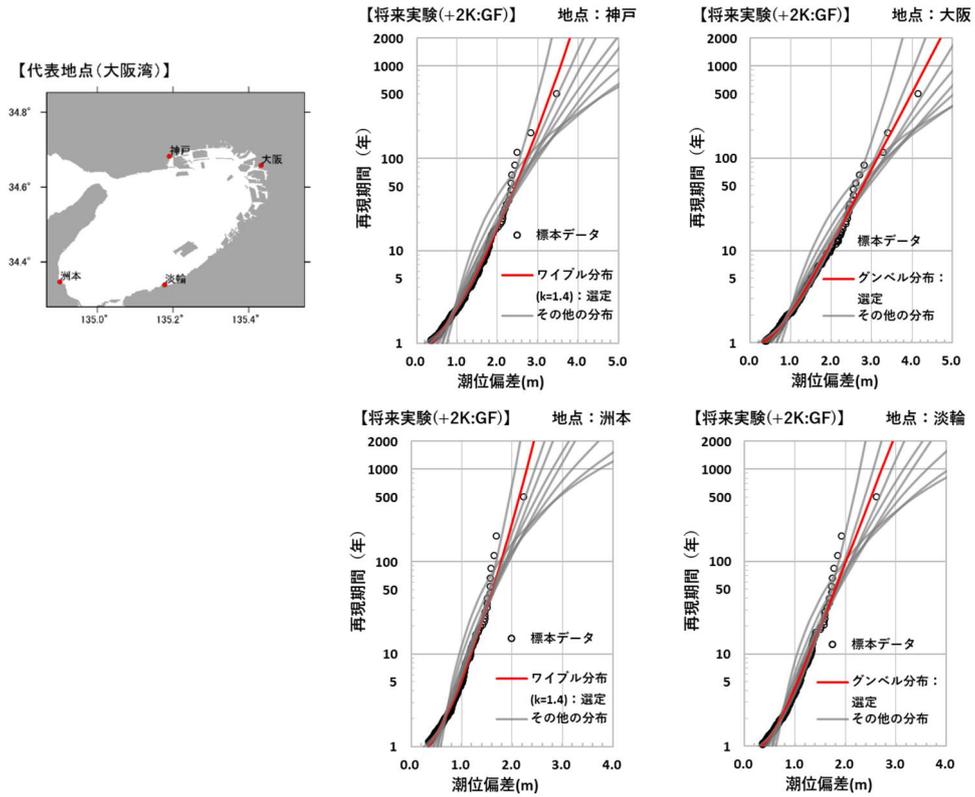


図-A.17 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K:GF), 大阪湾)

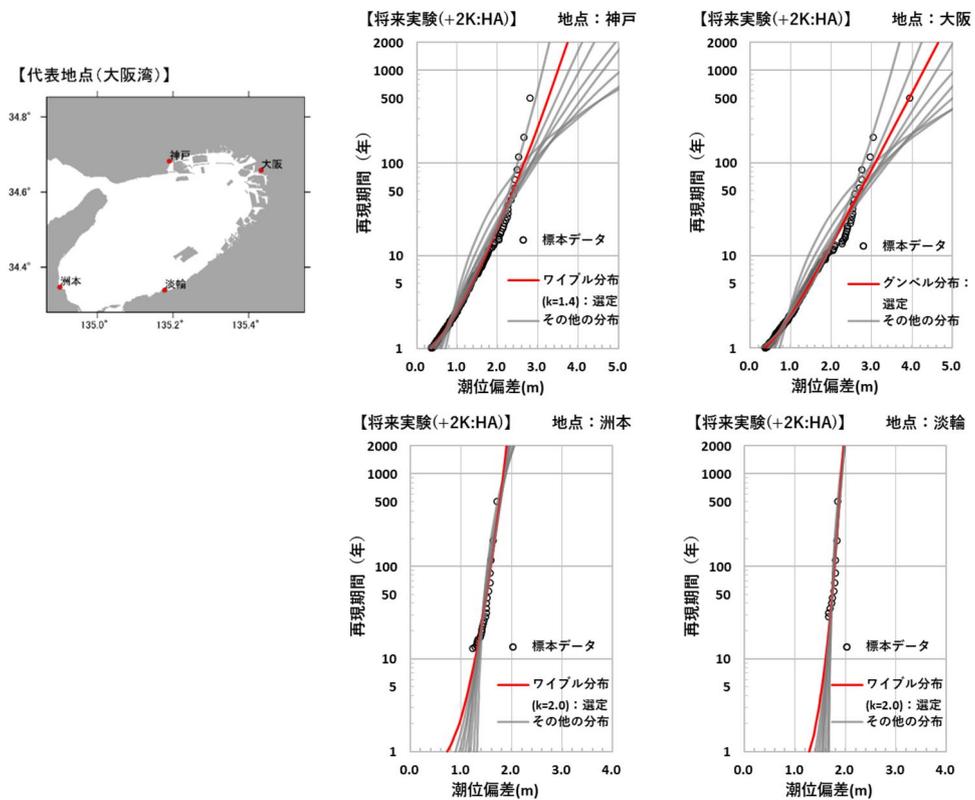


図-A.18 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K:HA), 大阪湾)

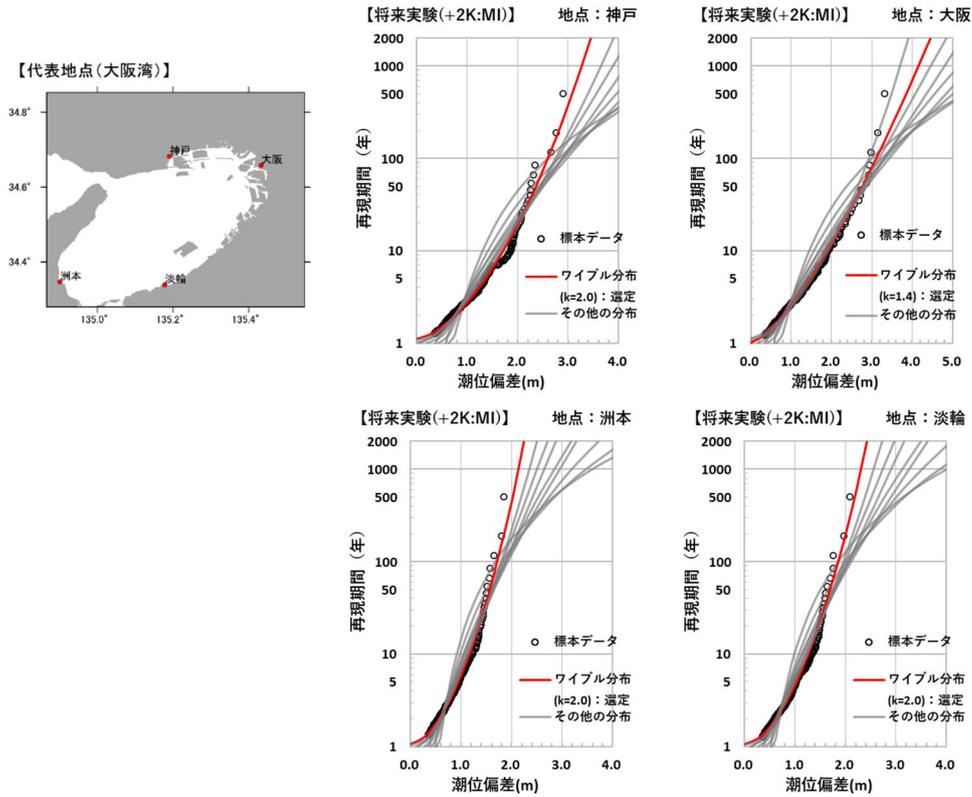


図-A.19 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MI), 大阪湾)

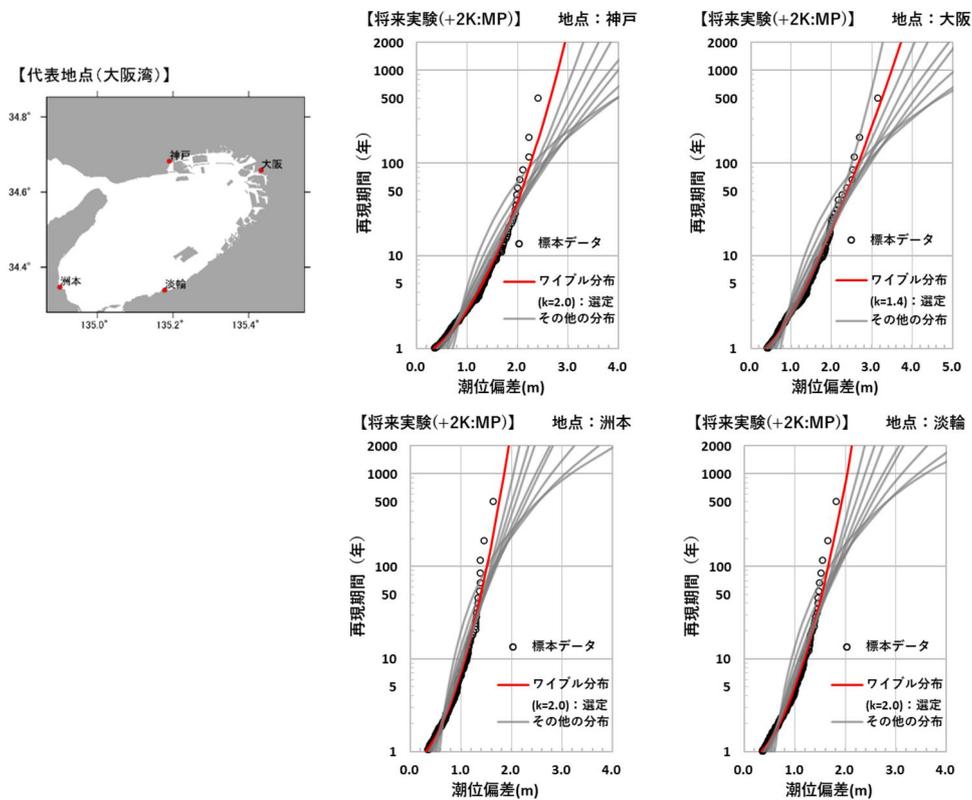


図-A.20 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MP), 大阪湾)

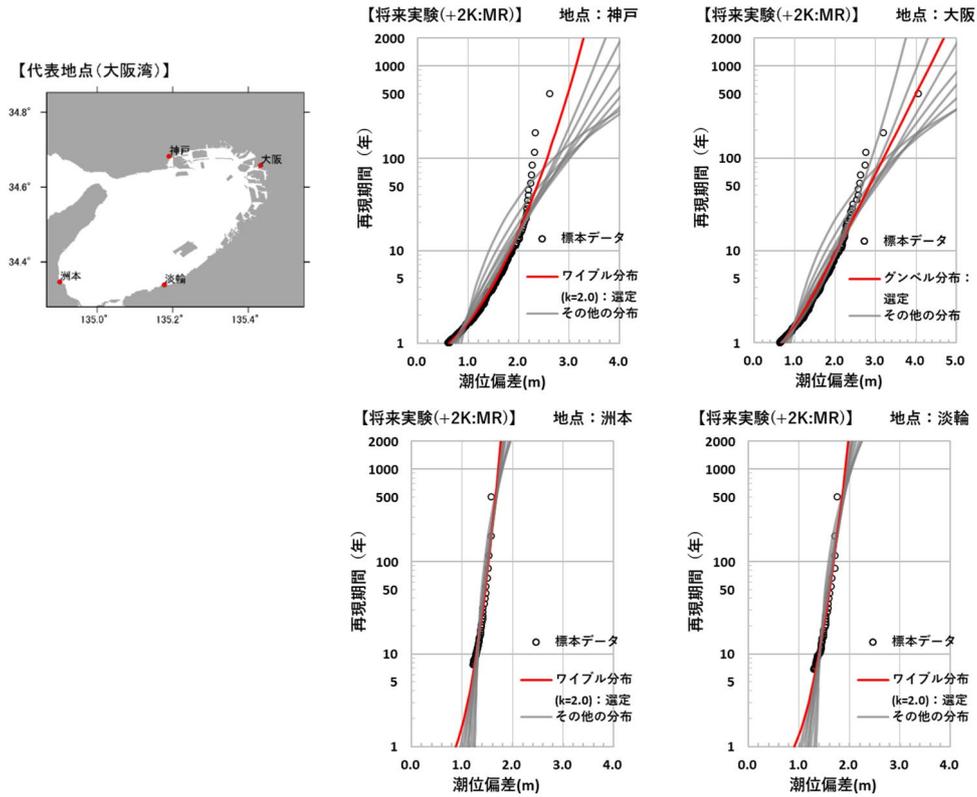


図-A.21 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MR), 大阪湾)

付録B 代表地点における再現確率統計量の95%信頼区間の推定結果（合田法）

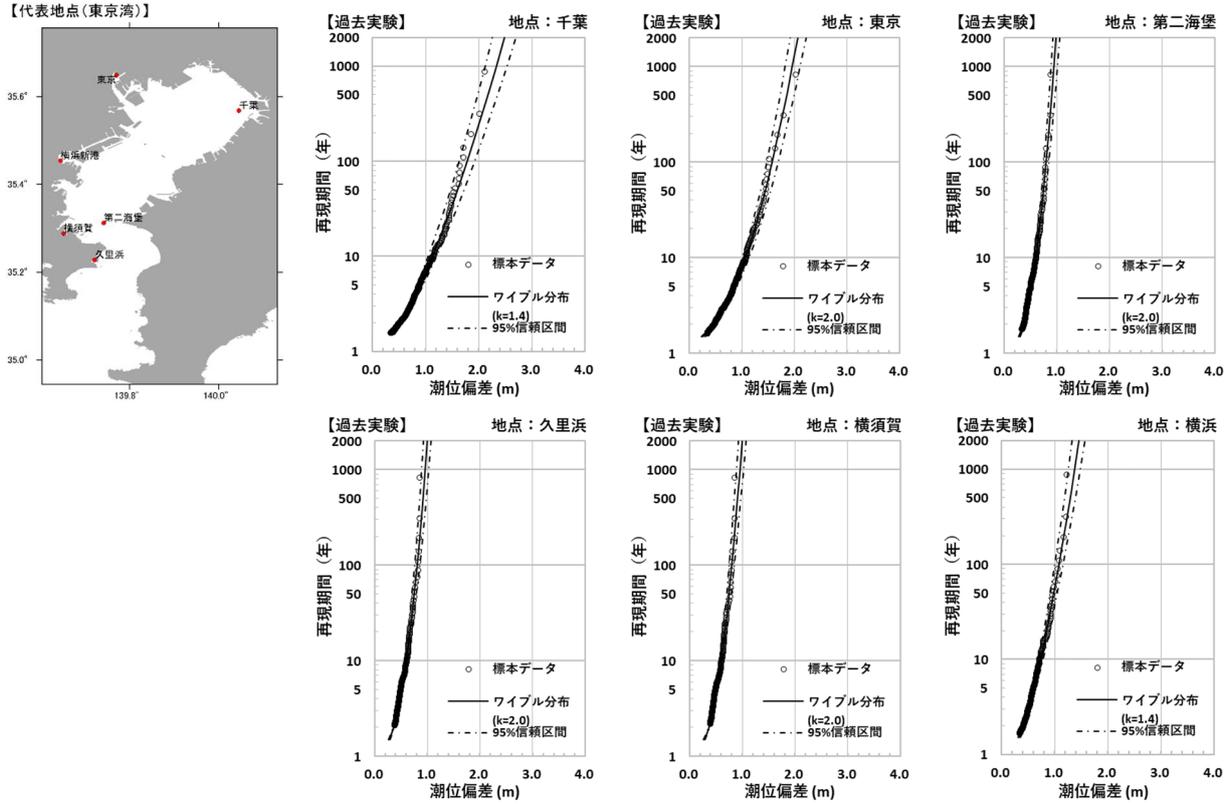


図-B.1 代表地点における95%信頼区間の推定結果（過去実験，東京湾）

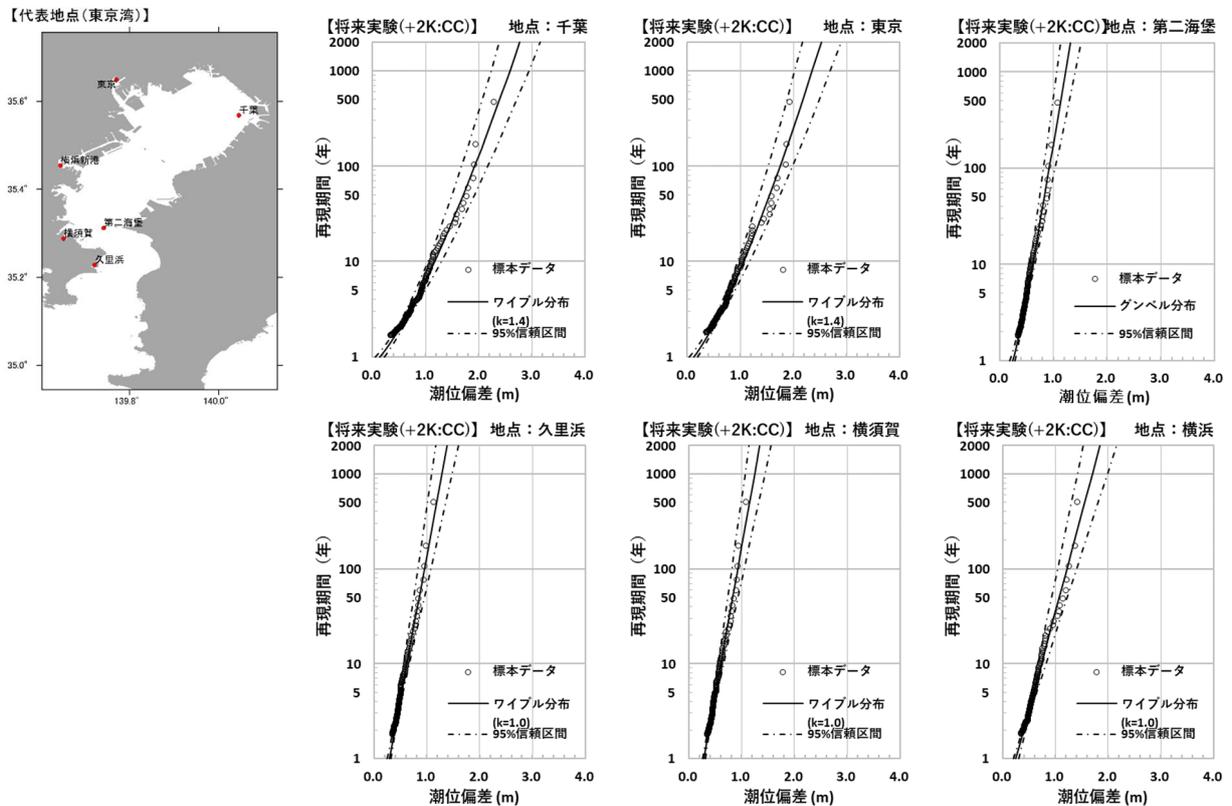


図-B.2 代表地点における95%信頼区間の推定結果（将来実験（+2K：CC），東京湾）

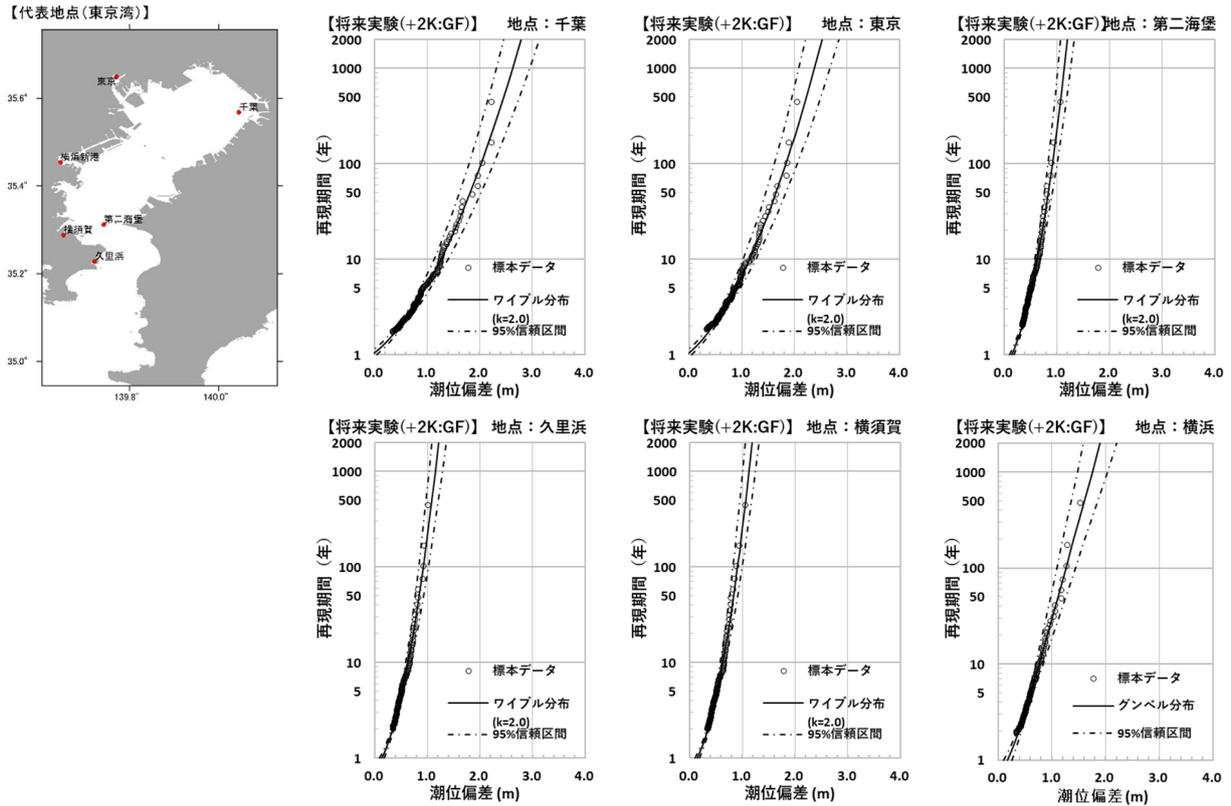


図-B.3 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:GF), 東京湾)

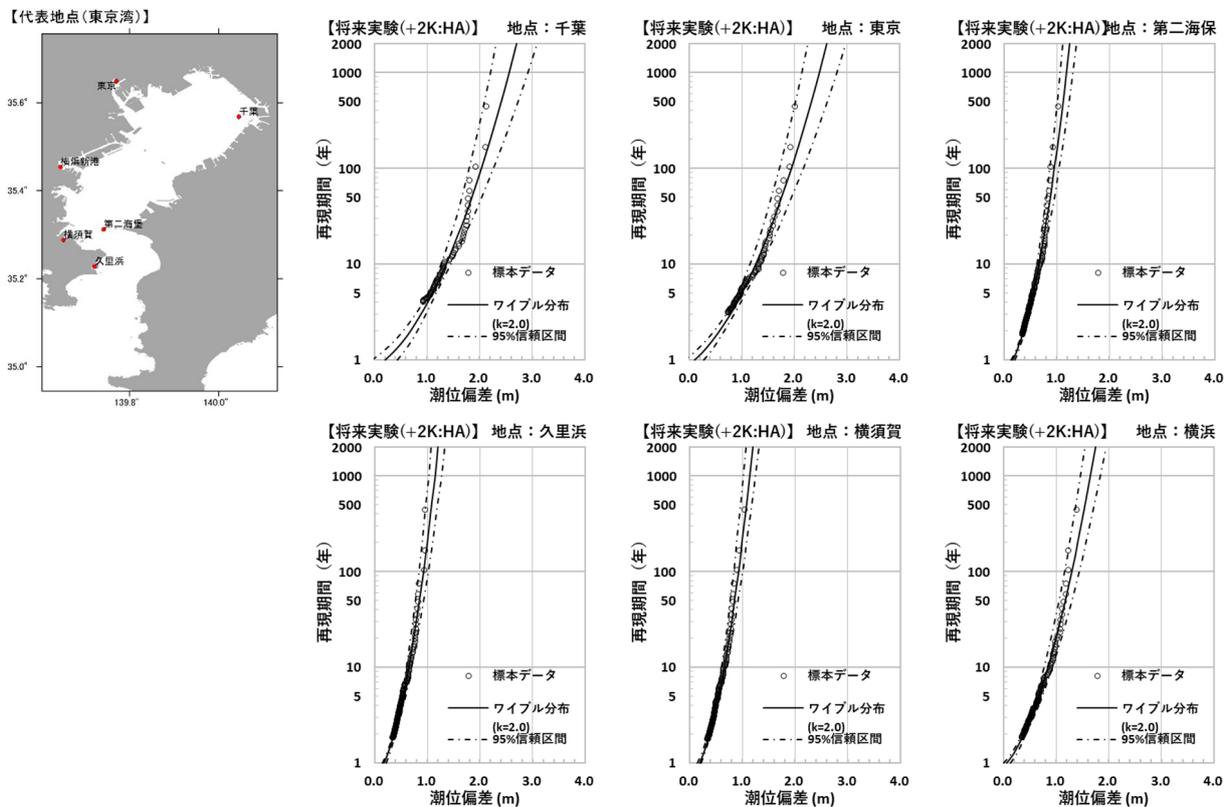


図-B.4 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:HA), 東京湾)

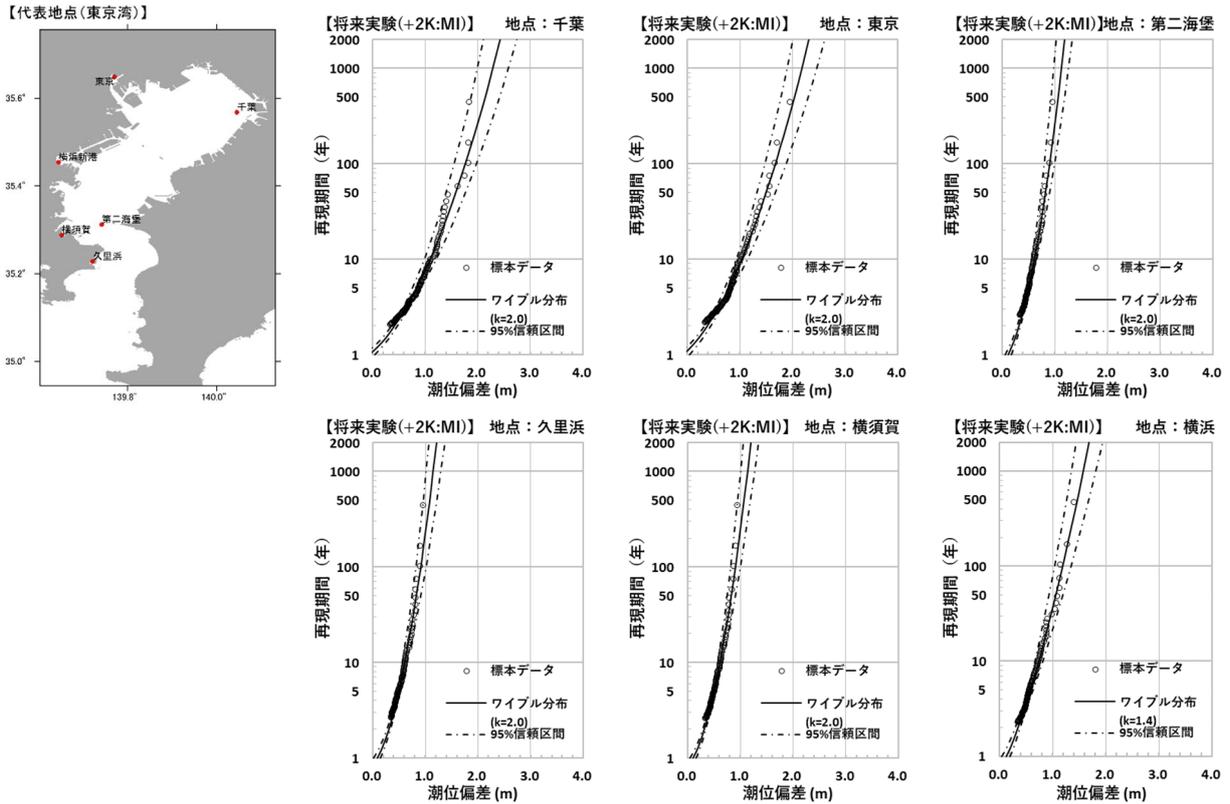


図-B.5 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MI), 東京湾)

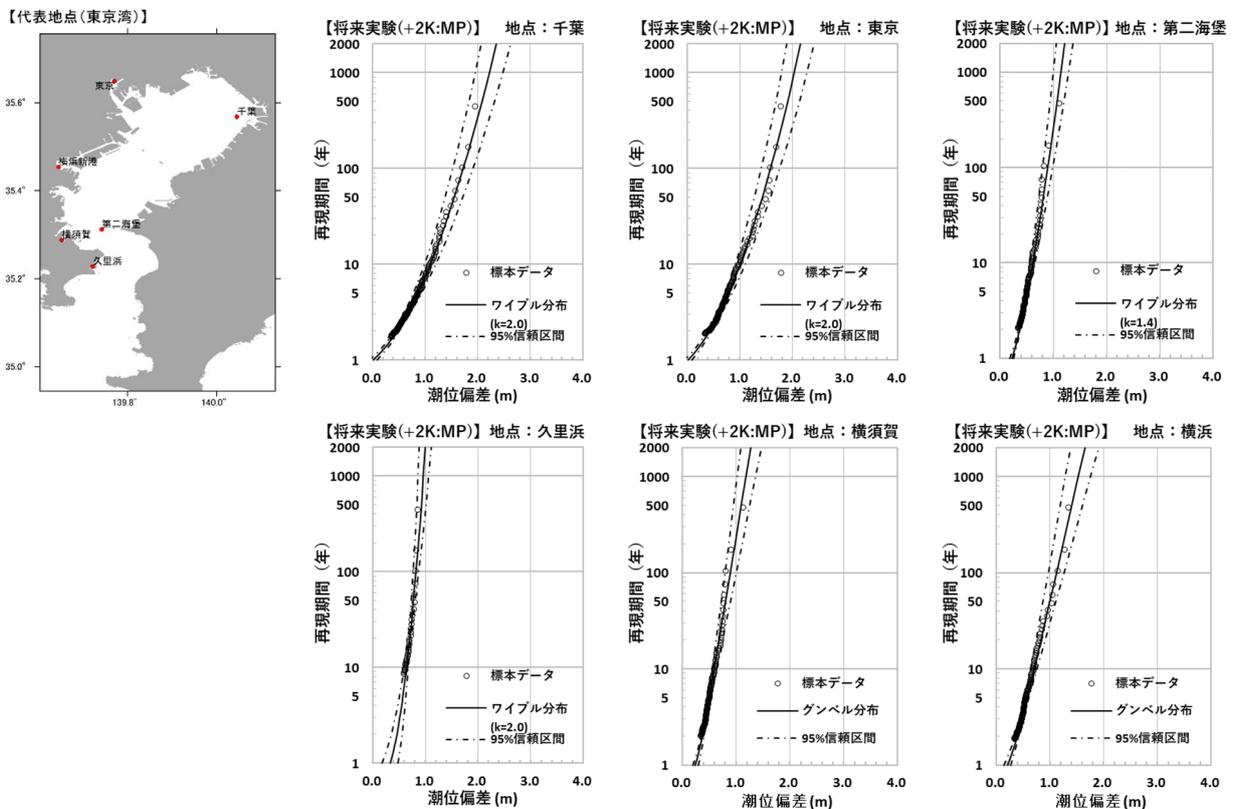


図-B.6 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MP), 東京湾)

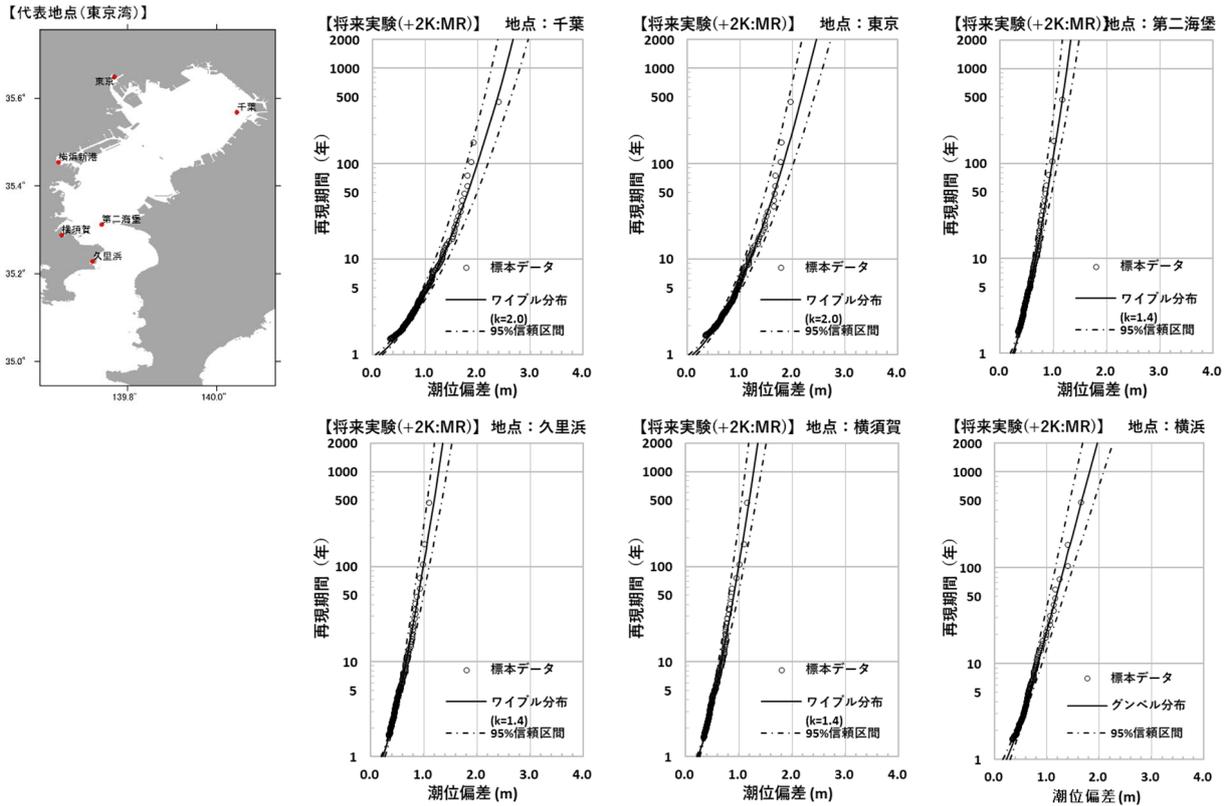


図-B.7 代表地点における 95%信頼区間の推定結果 (将来実験 (+2K : MR), 東京湾)

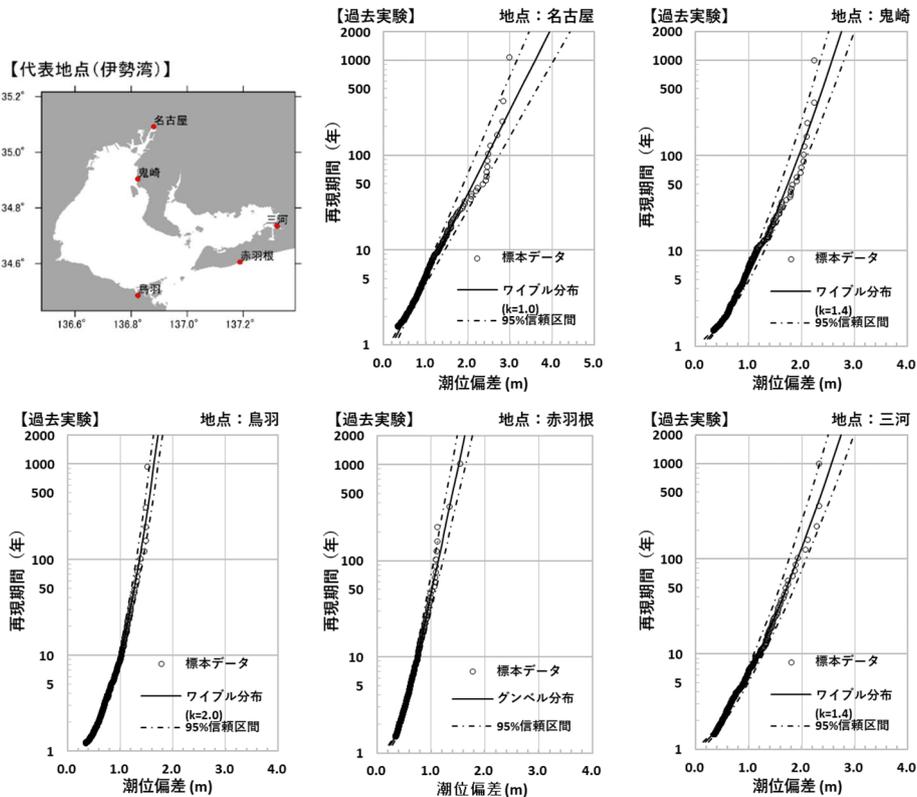


図-B.8 代表地点における 95%信頼区間の推定結果 (過去実験, 伊勢湾)

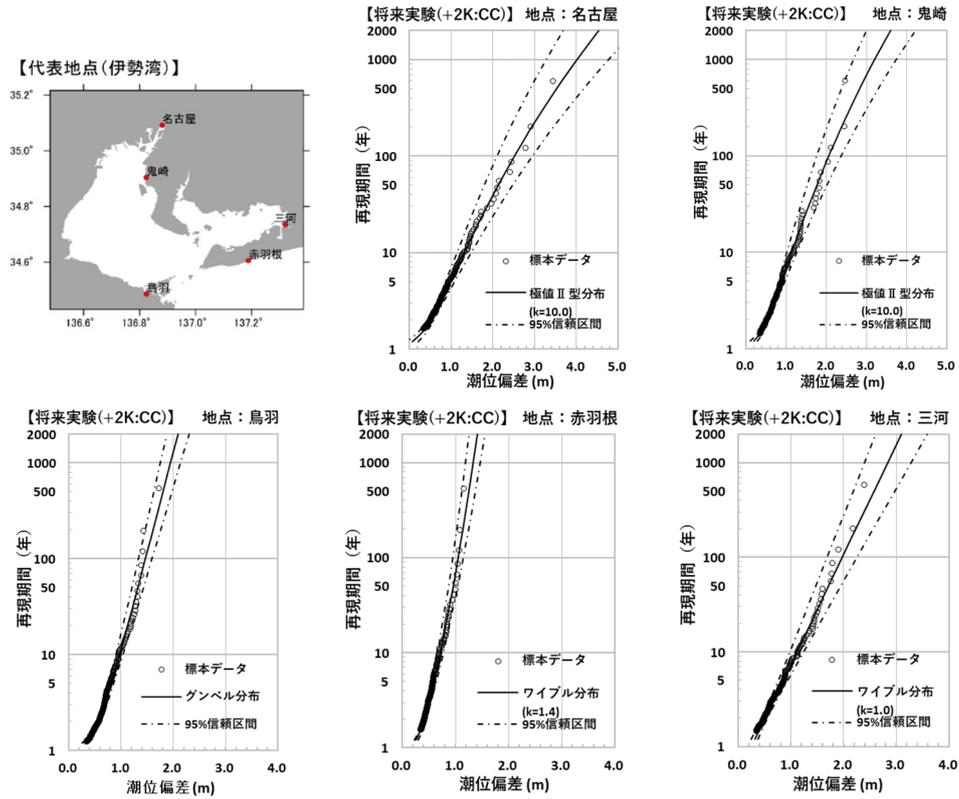


図-B.9 代表地点における95%信頼区間の推定結果 (将来実験 (+2K : CC), 伊勢湾)

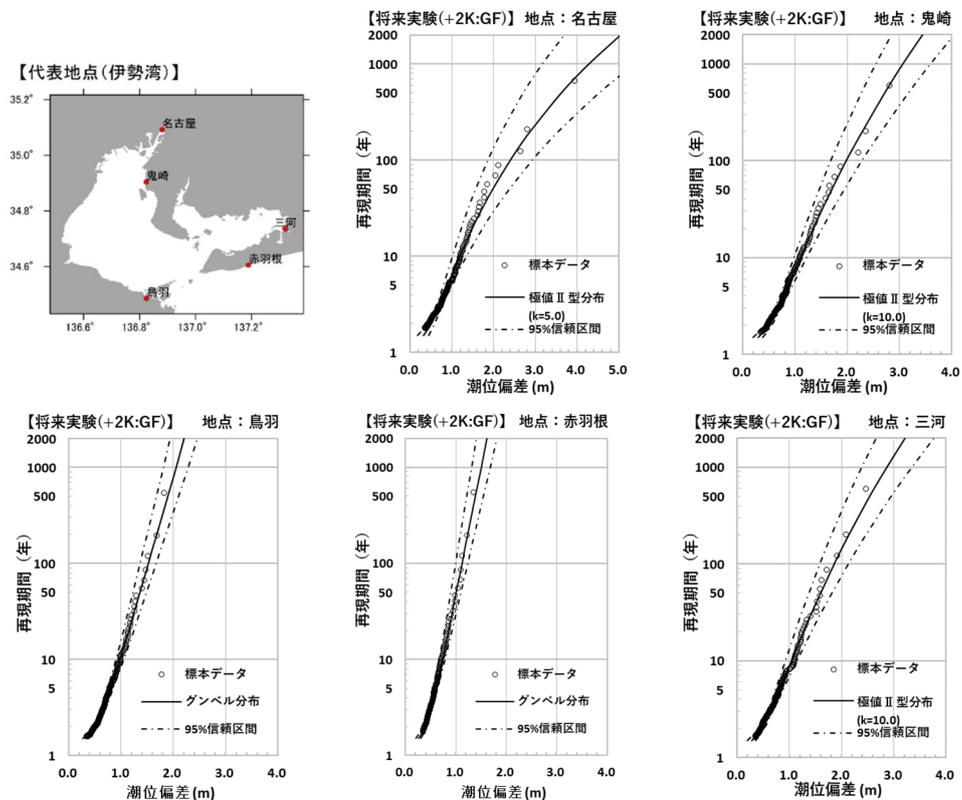


図-B.10 代表地点における95%信頼区間の推定結果 (将来実験 (+2K : GF), 伊勢湾)

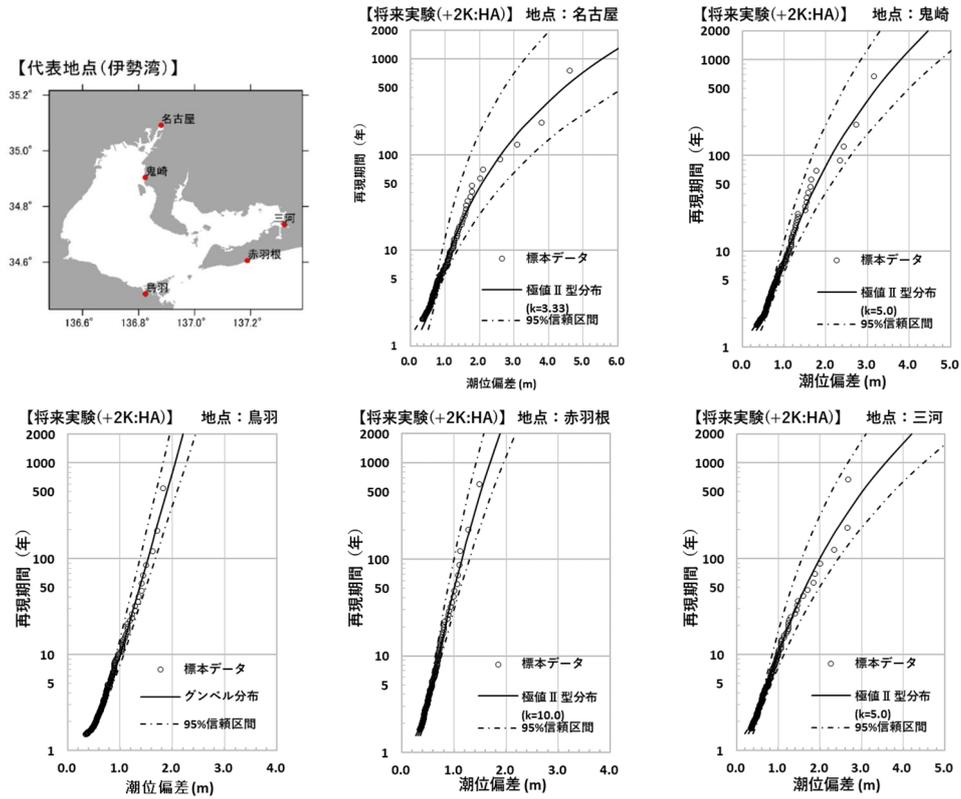


図-B.11 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:HA),伊勢湾)

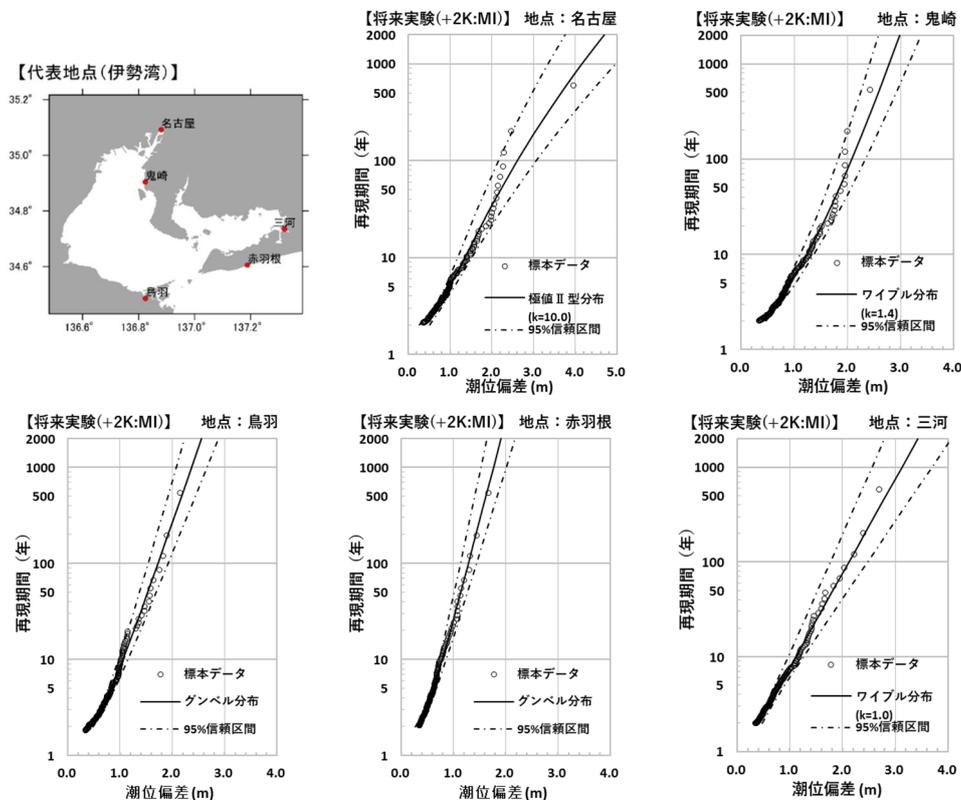


図-B.12 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MI),伊勢湾)

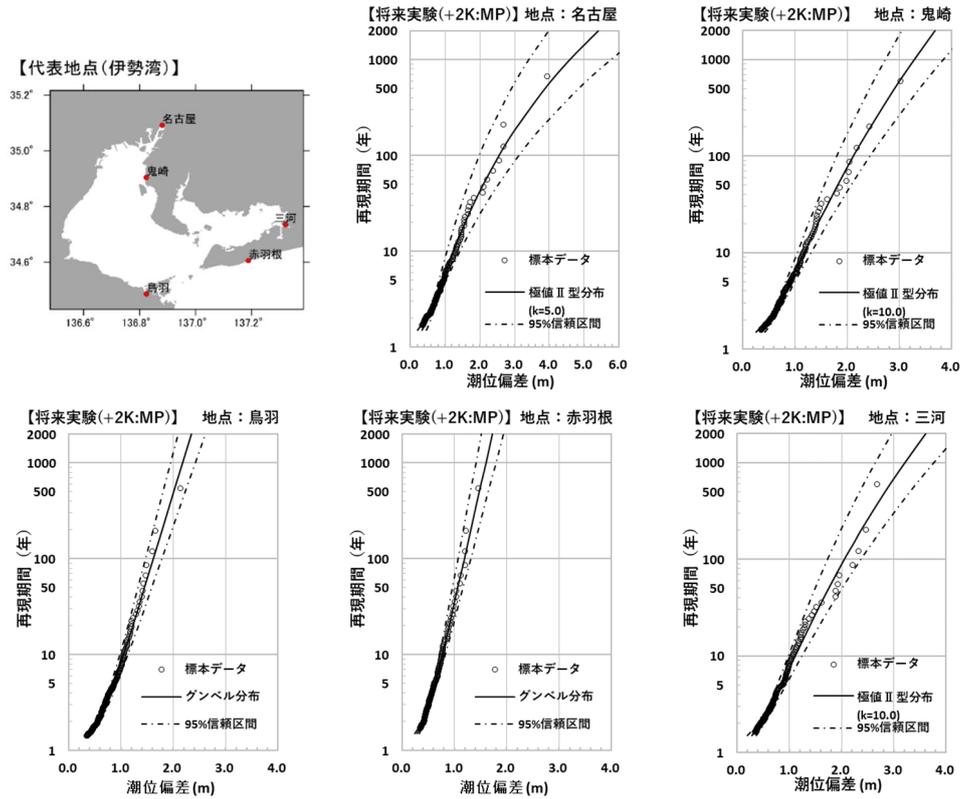


図-B.13 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MP),伊勢湾)

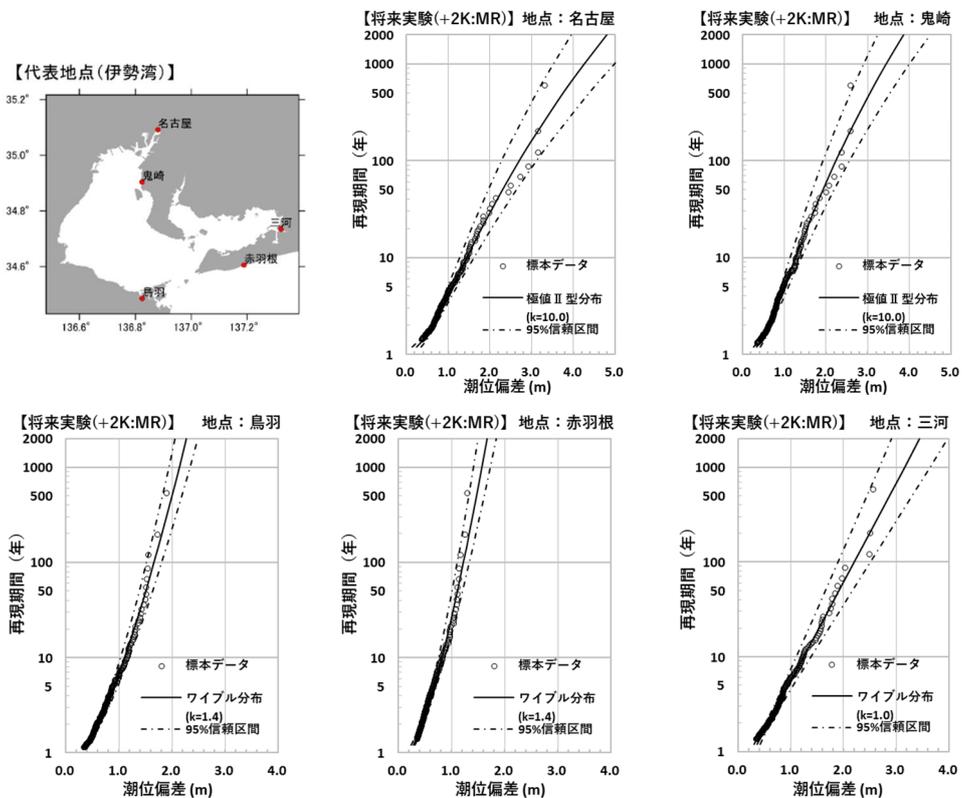


図-B.14 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MR),伊勢湾)

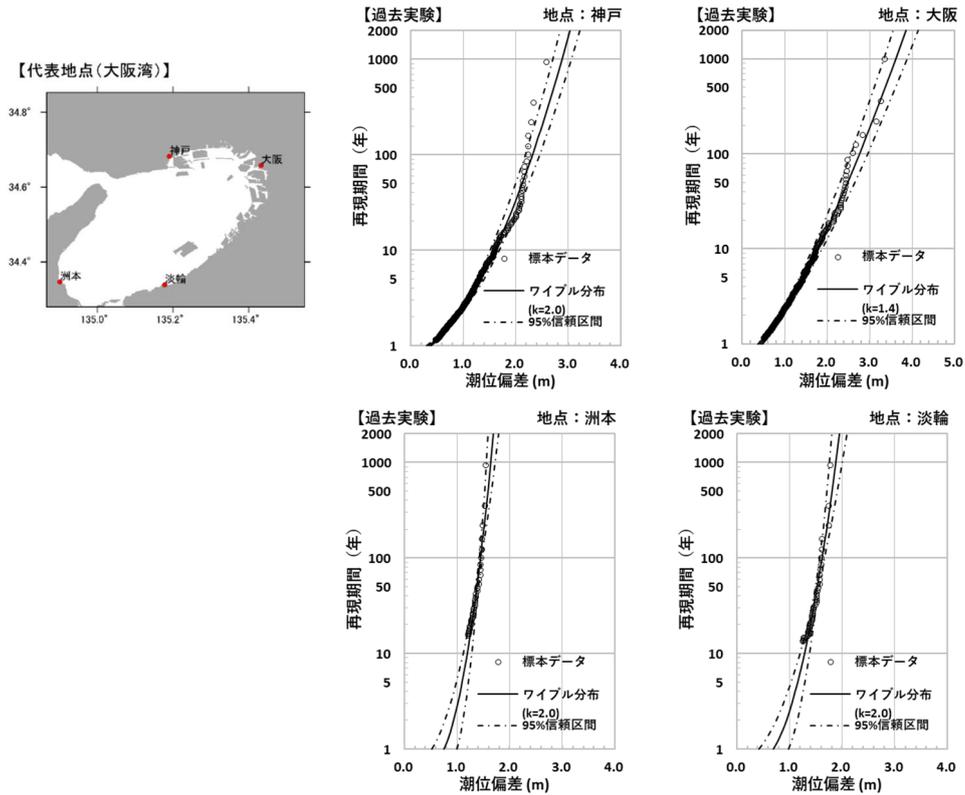


図-B.15 代表地点における95%信頼区間の推定結果 (過去実験, 大阪湾)

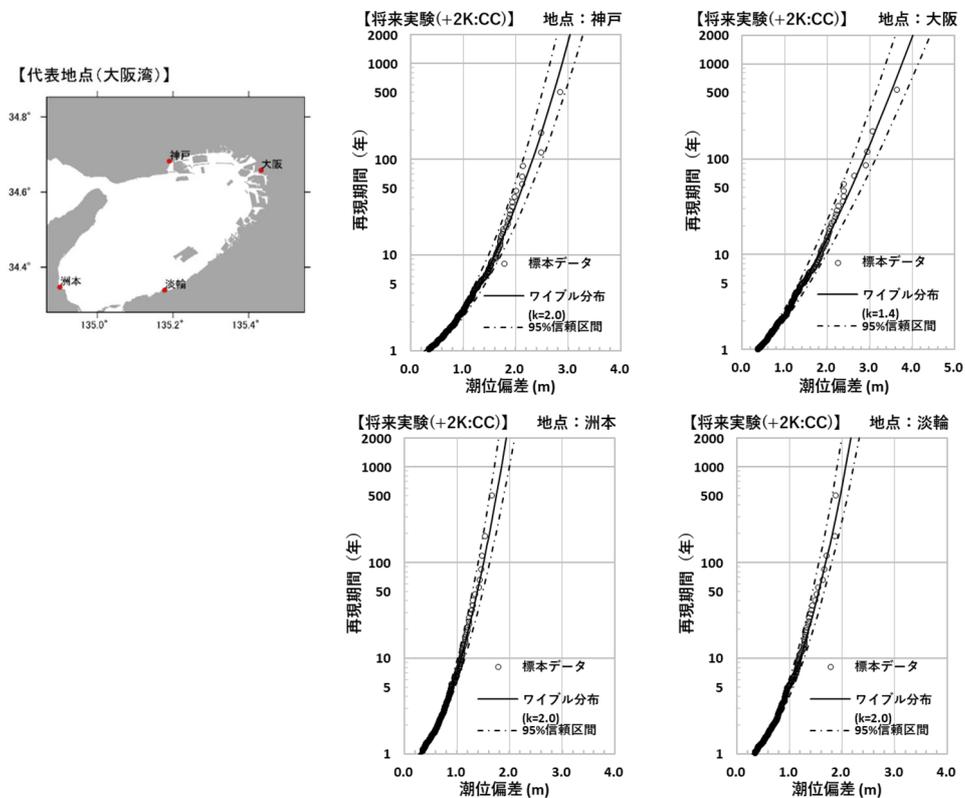


図-B.16 代表地点における95%信頼区間の推定結果 (将来実験 (+2K : CC), 大阪湾)

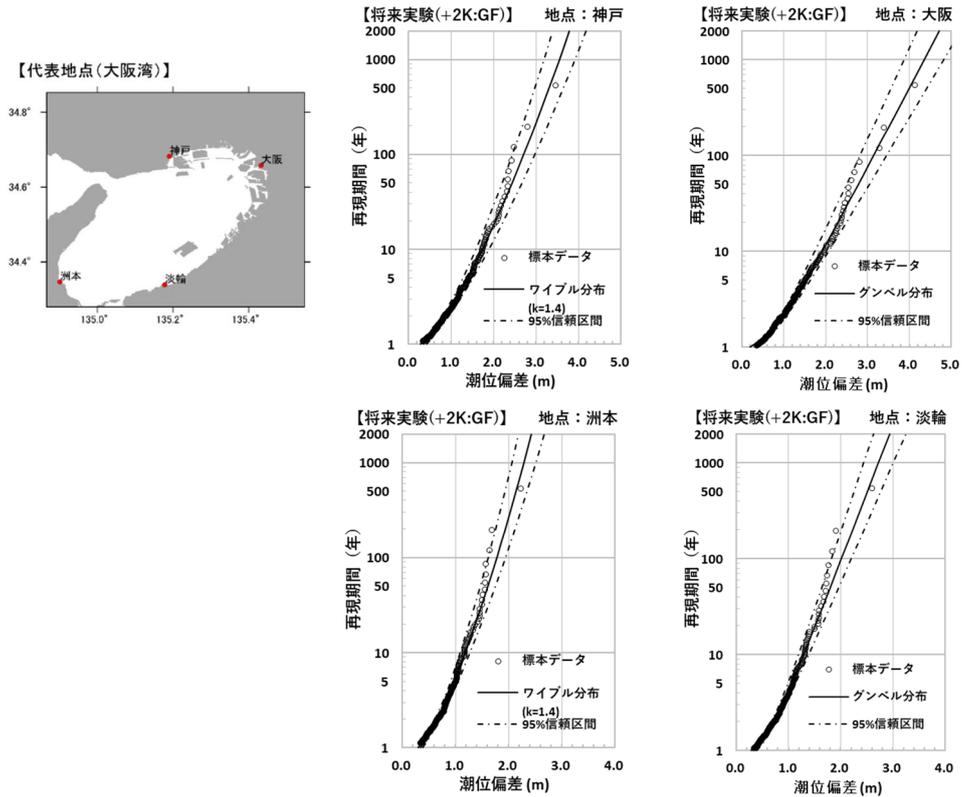


図-B.17 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:GF),大阪湾)

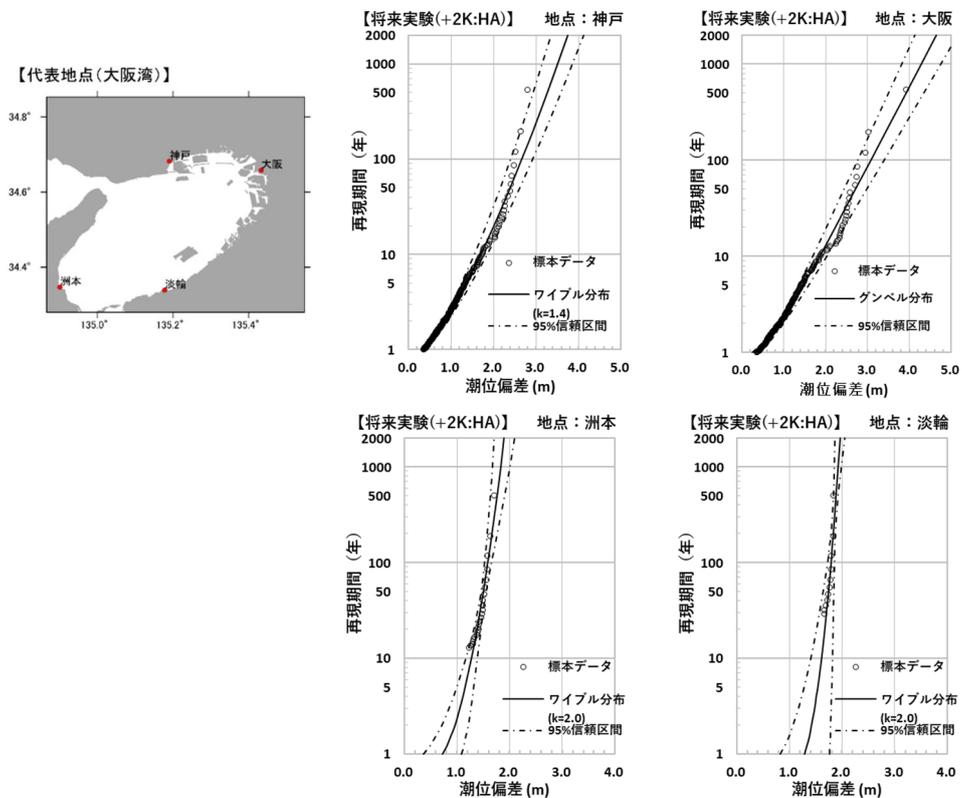


図-B.18 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:HA),大阪湾)

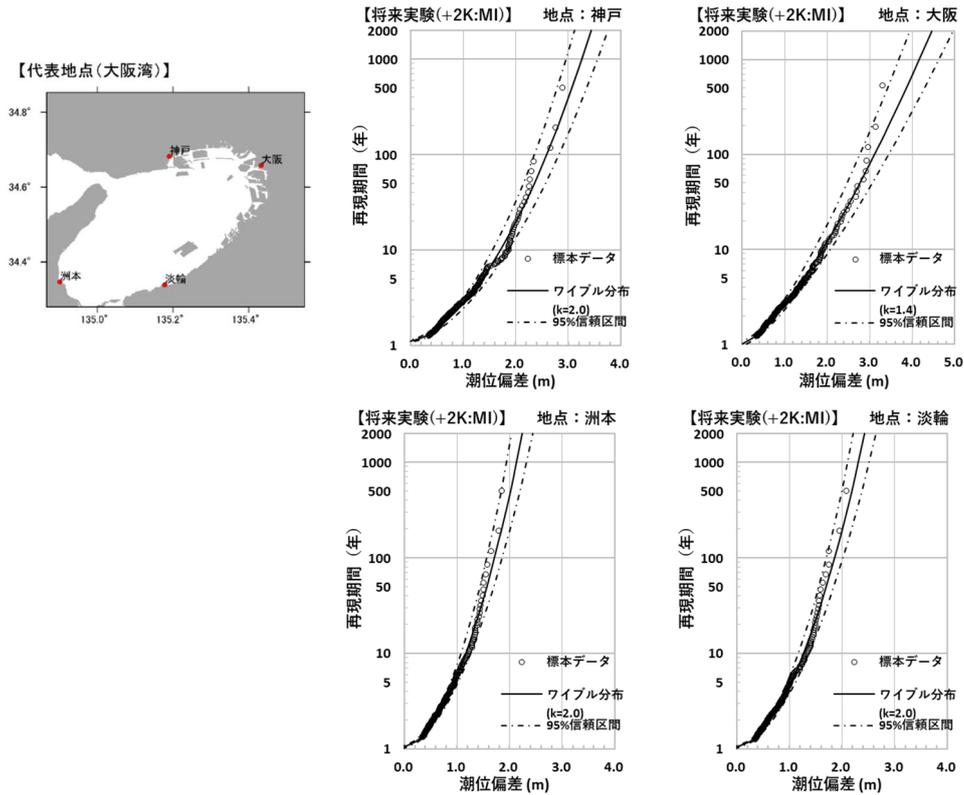


図-B.19 代表地点における 95%信頼区間の推定結果 (将来実験 (+2K : MI), 大阪湾)

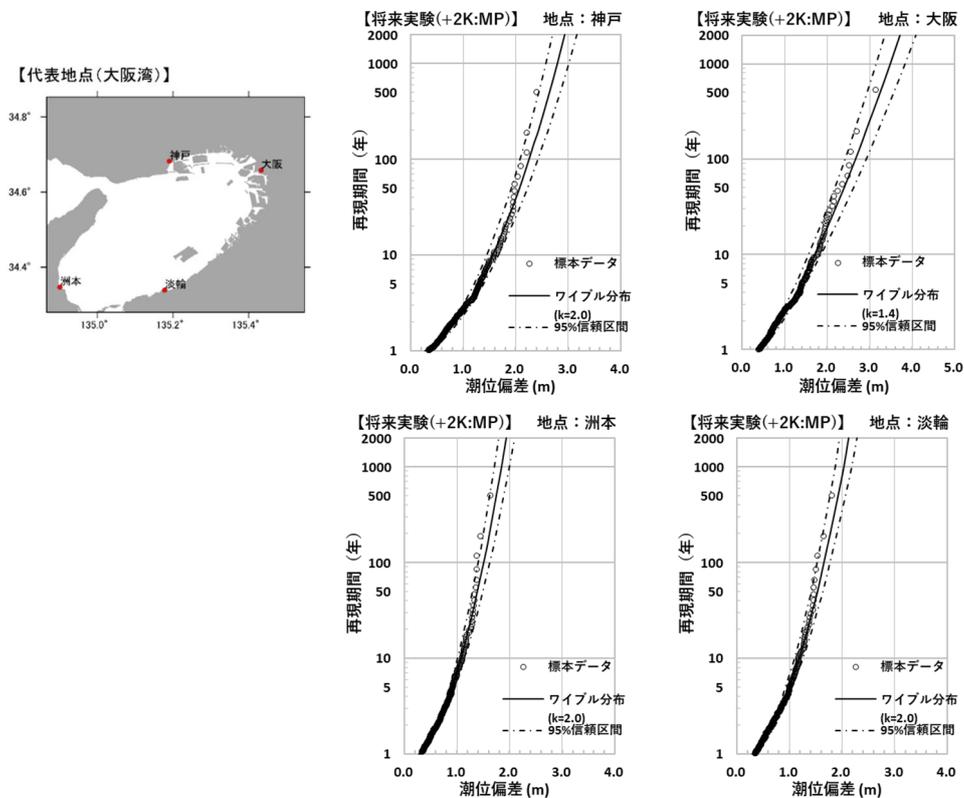


図-B.20 代表地点における 95%信頼区間の推定結果 (将来実験 (+2K : MP), 大阪湾)

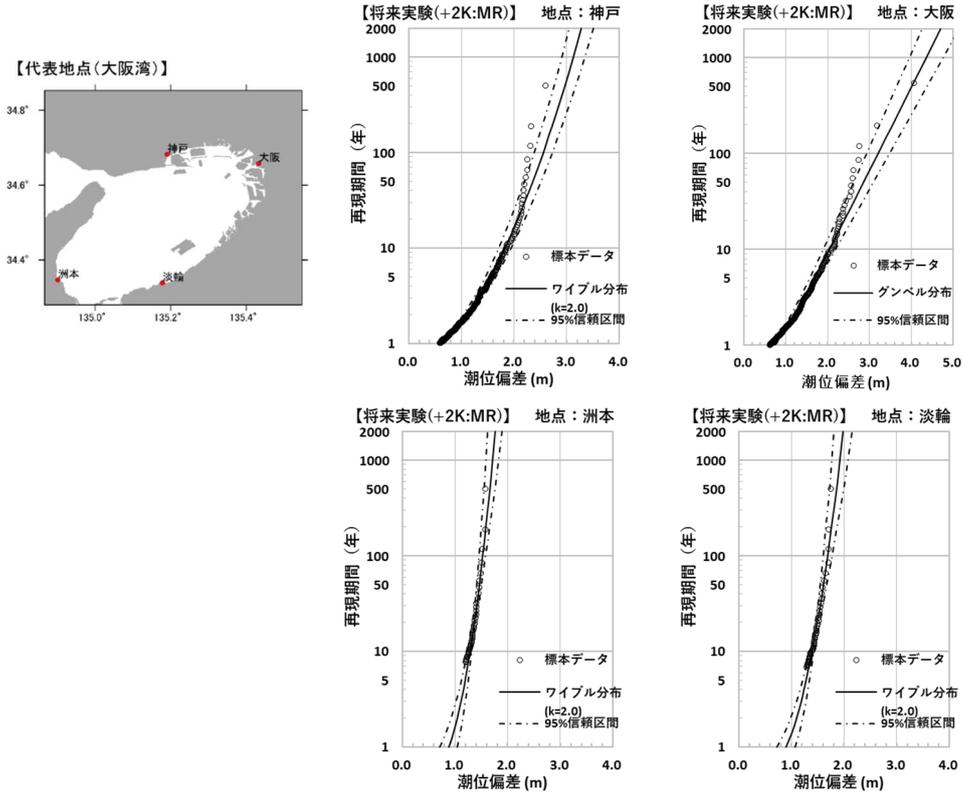


図-B.21 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MR),大阪湾)

付録C 代表地点における分布関数の当てはめ結果（本研究の手法）

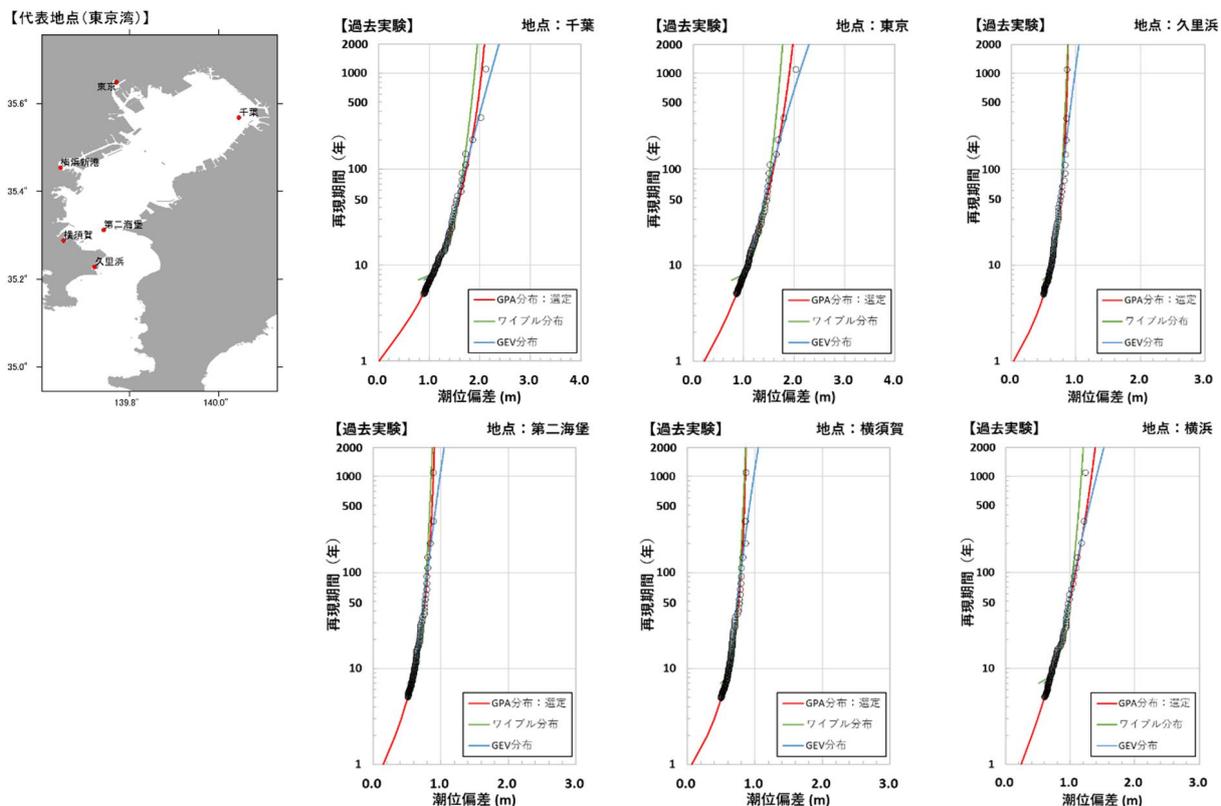


図-C.1 代表地点における分布関数の当てはめ結果（過去実験，東京湾）

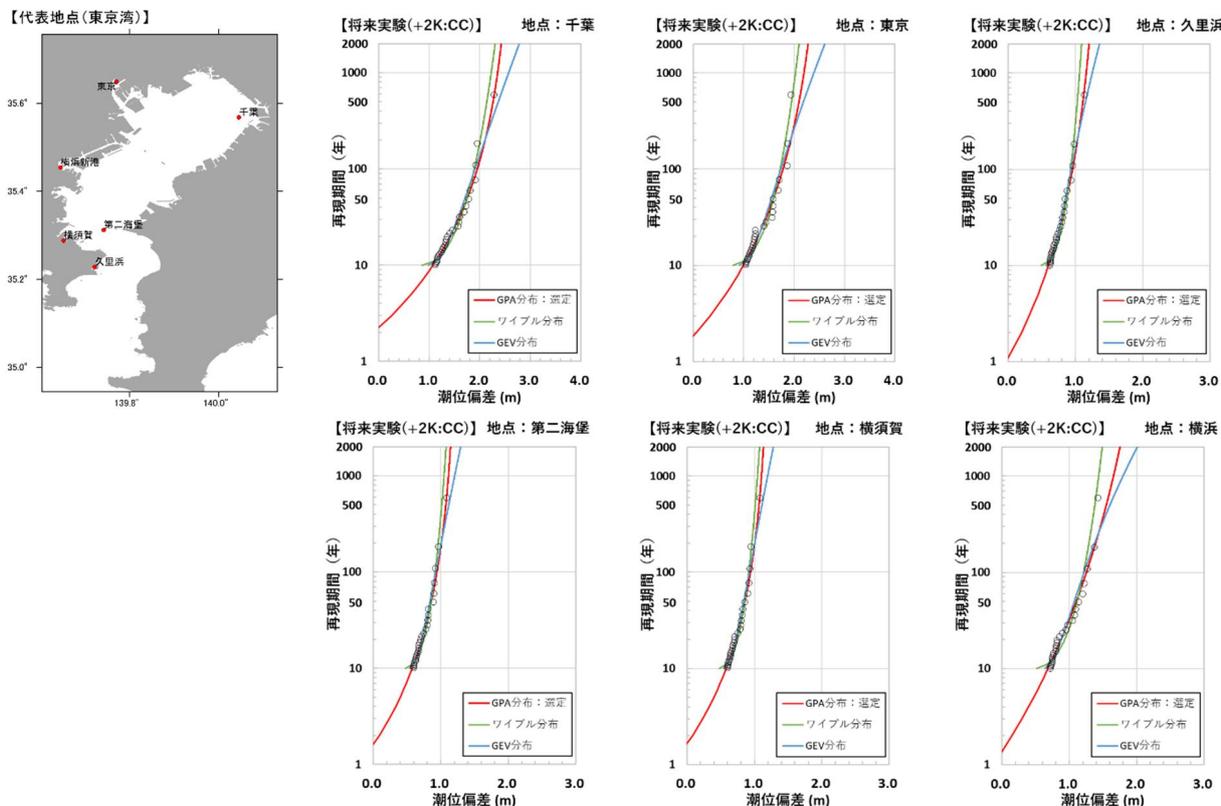


図-C.2 代表地点における分布関数の当てはめ結果（将来実験（+2K：CC），東京湾）

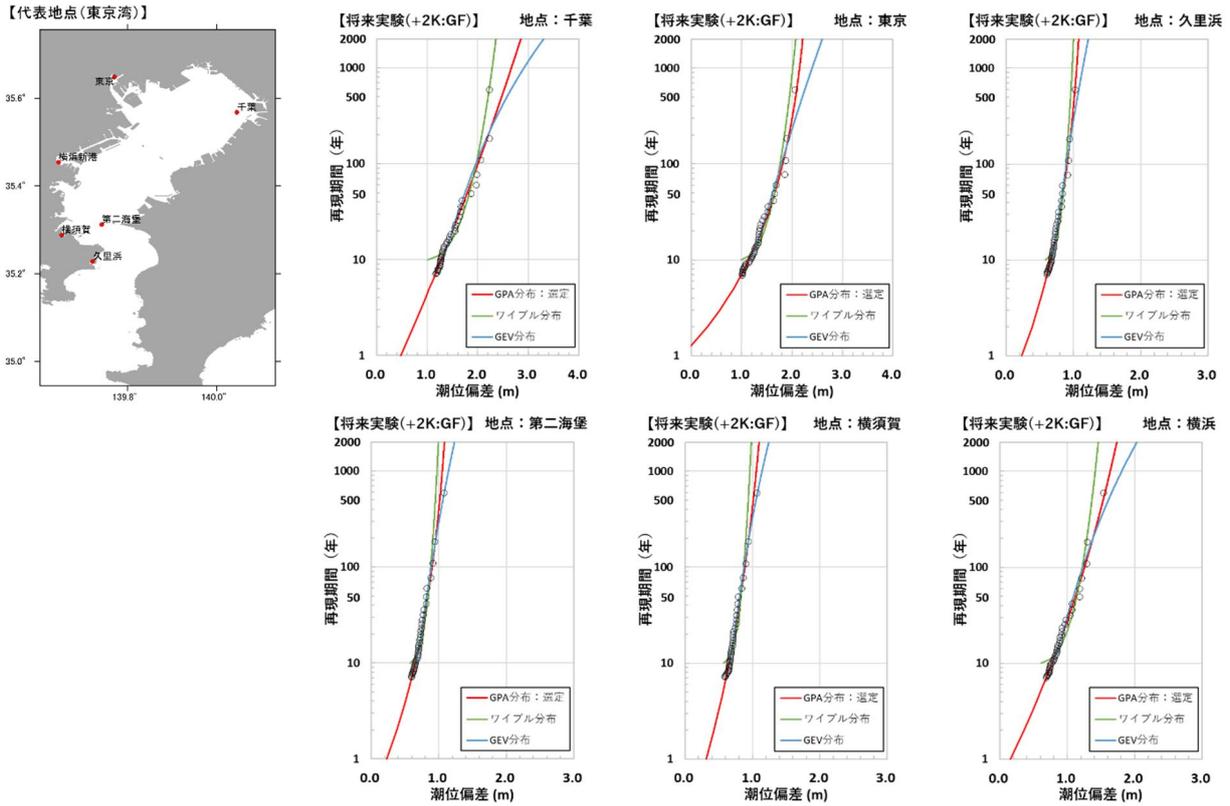


図-C.3 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : GF), 東京湾)

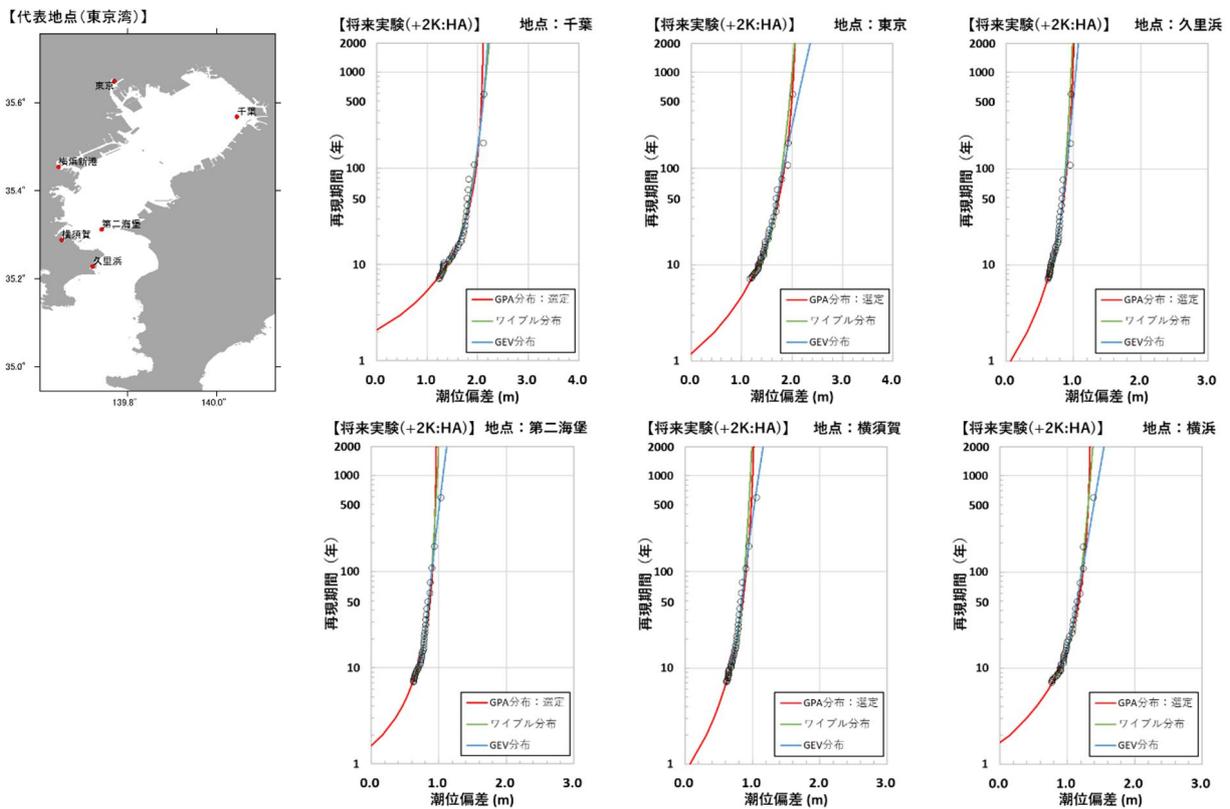


図-C.4 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : HA), 東京湾)

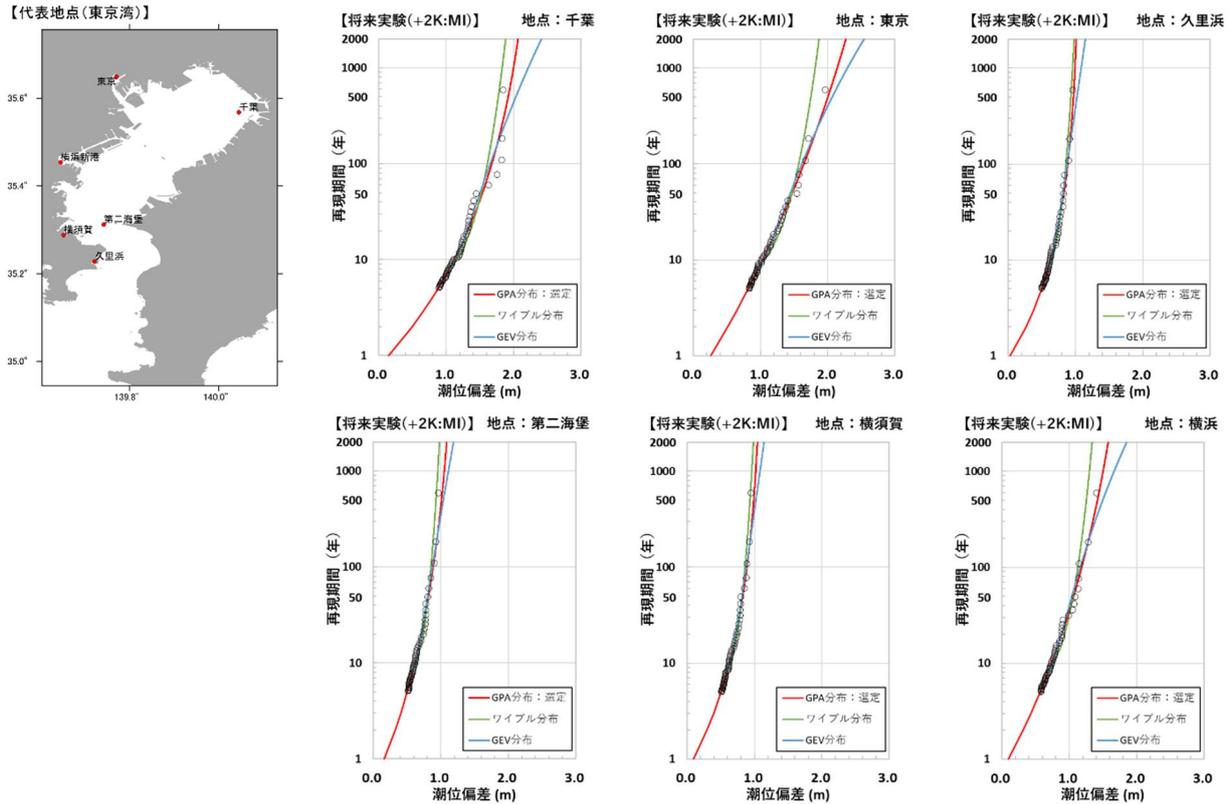


図-C.5 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MI), 東京湾)

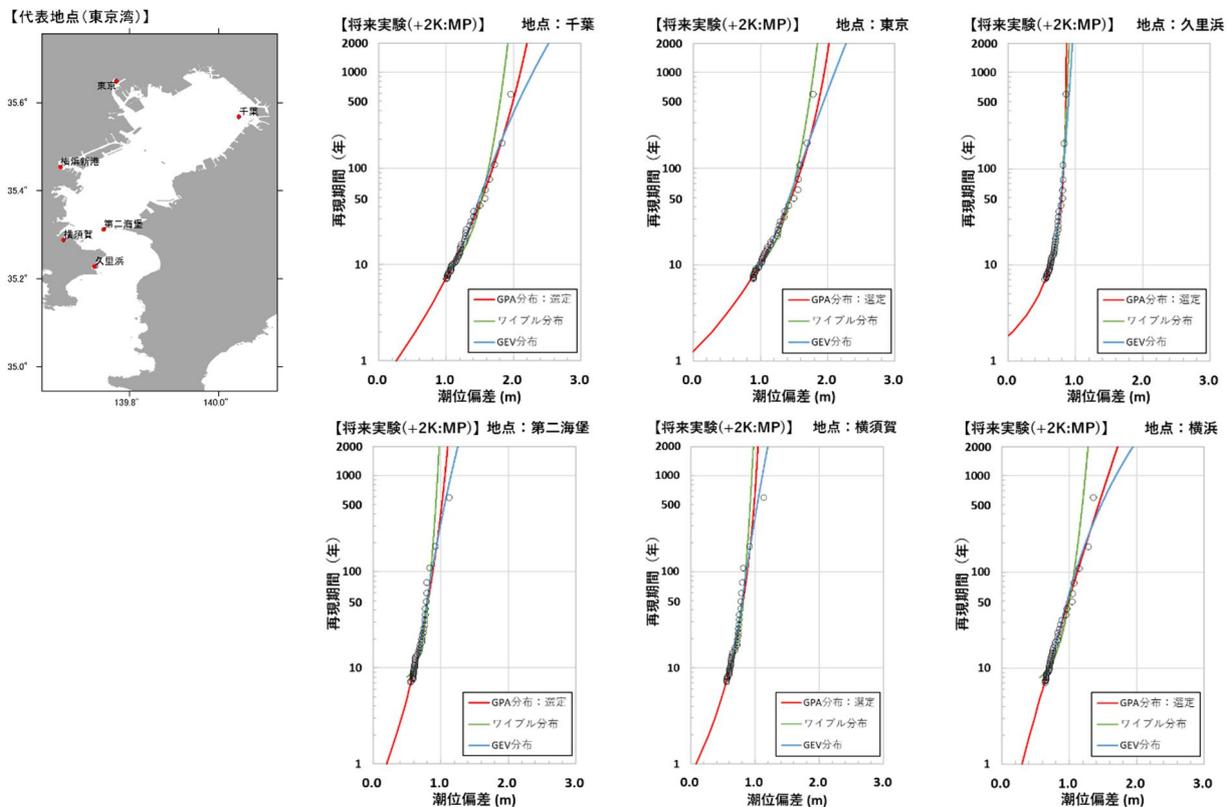


図-C.6 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MP), 東京湾)

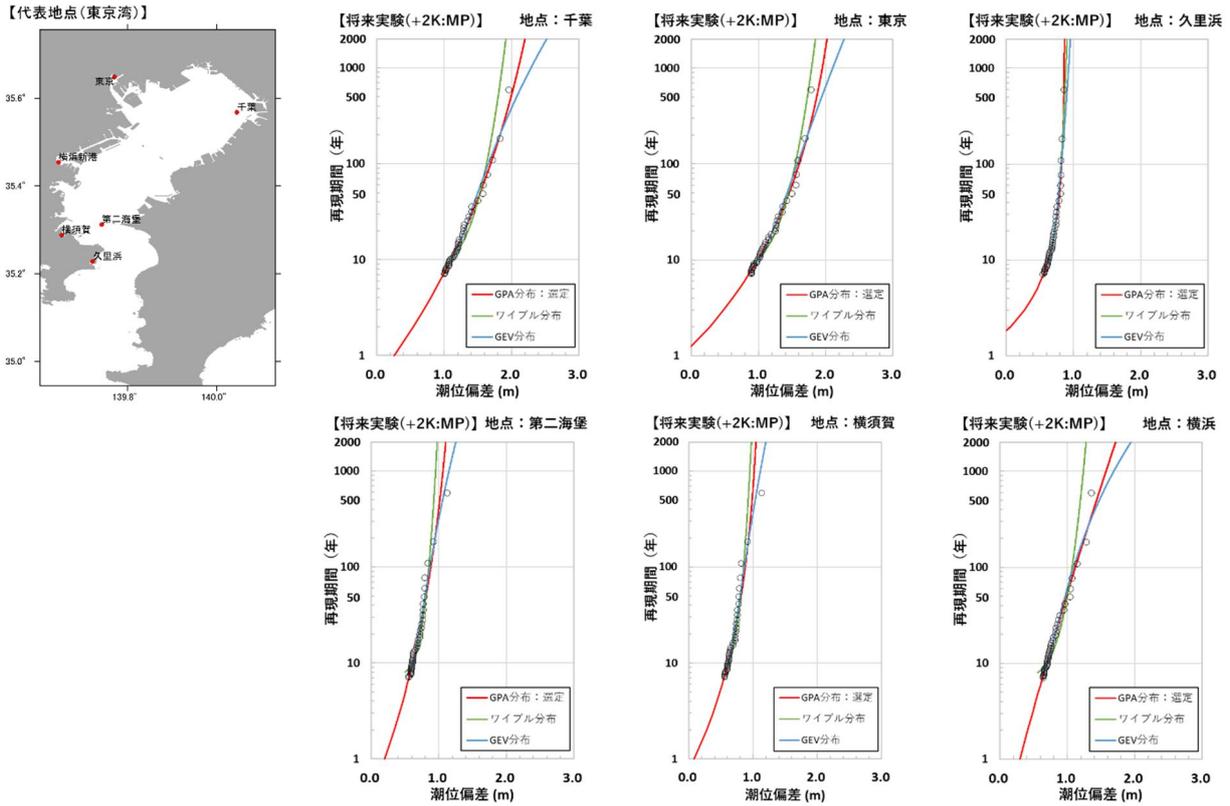


図-C.7 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K:MP), 東京湾)

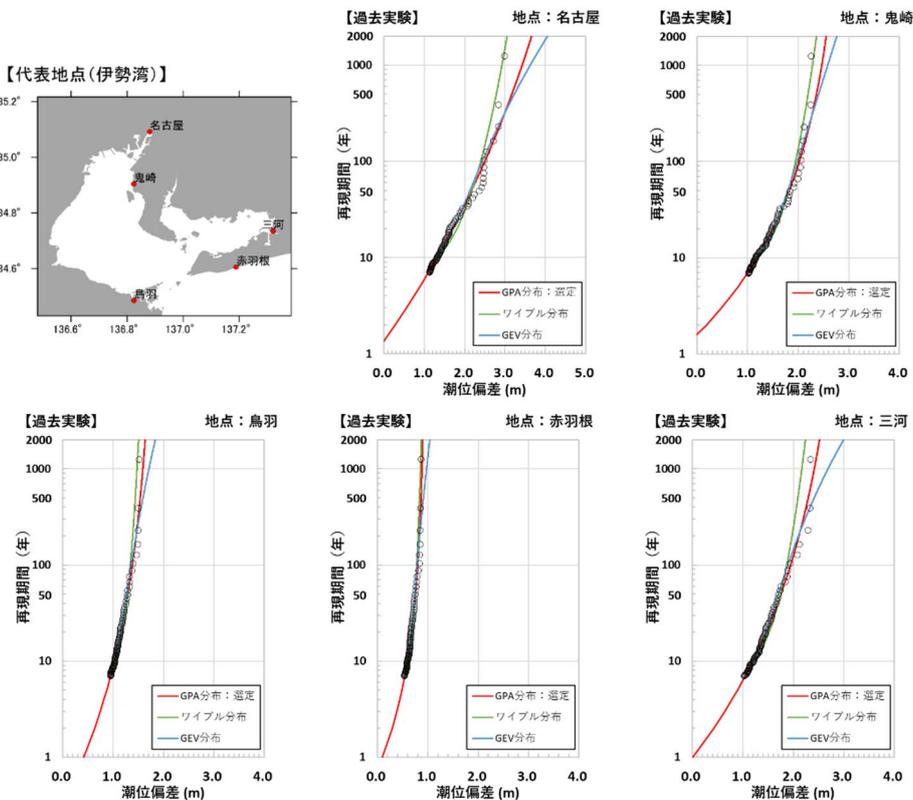


図-C.8 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (過去実験, 伊勢湾)

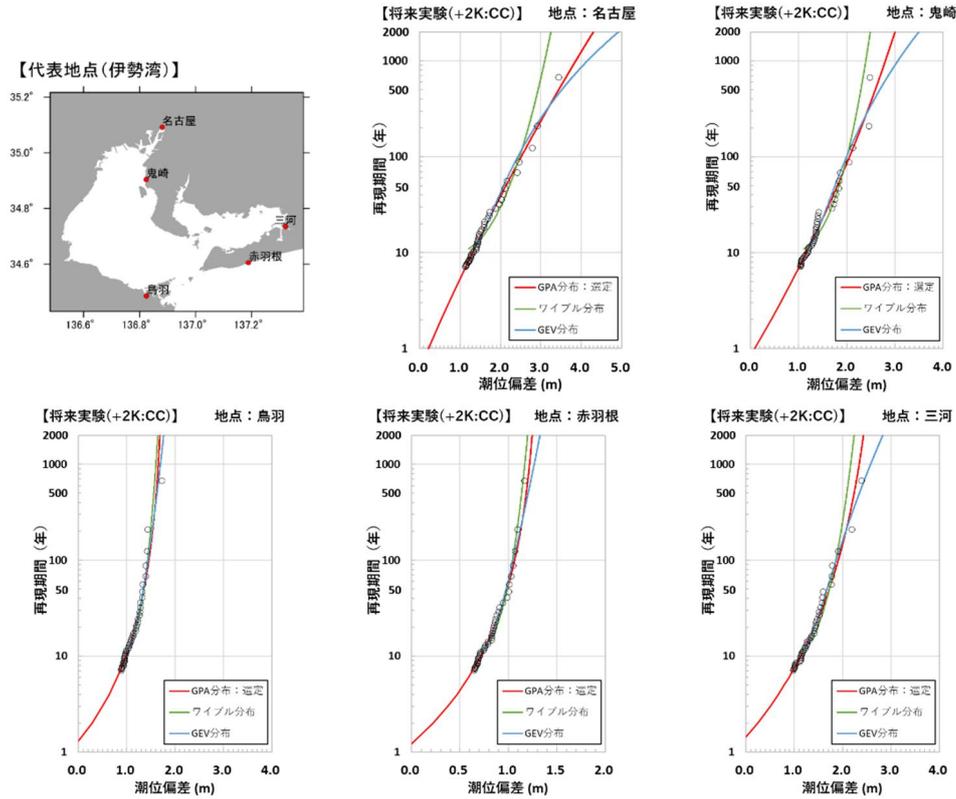


図-C.9 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : CC), 伊勢湾)

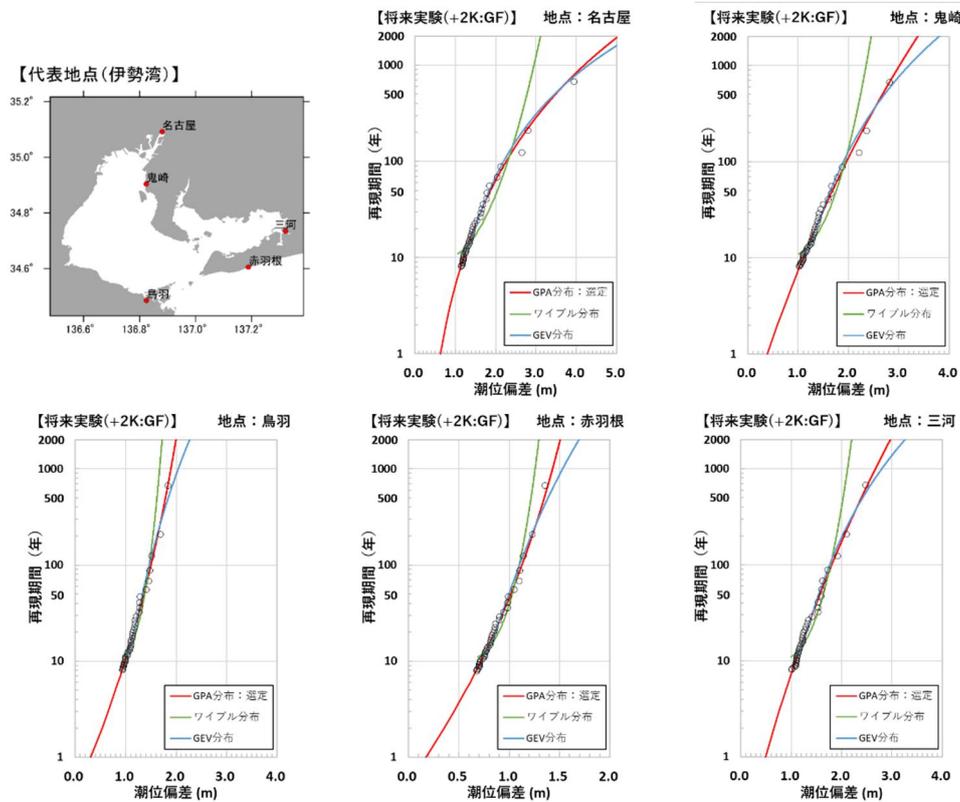


図-C.10 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : GF), 伊勢湾)

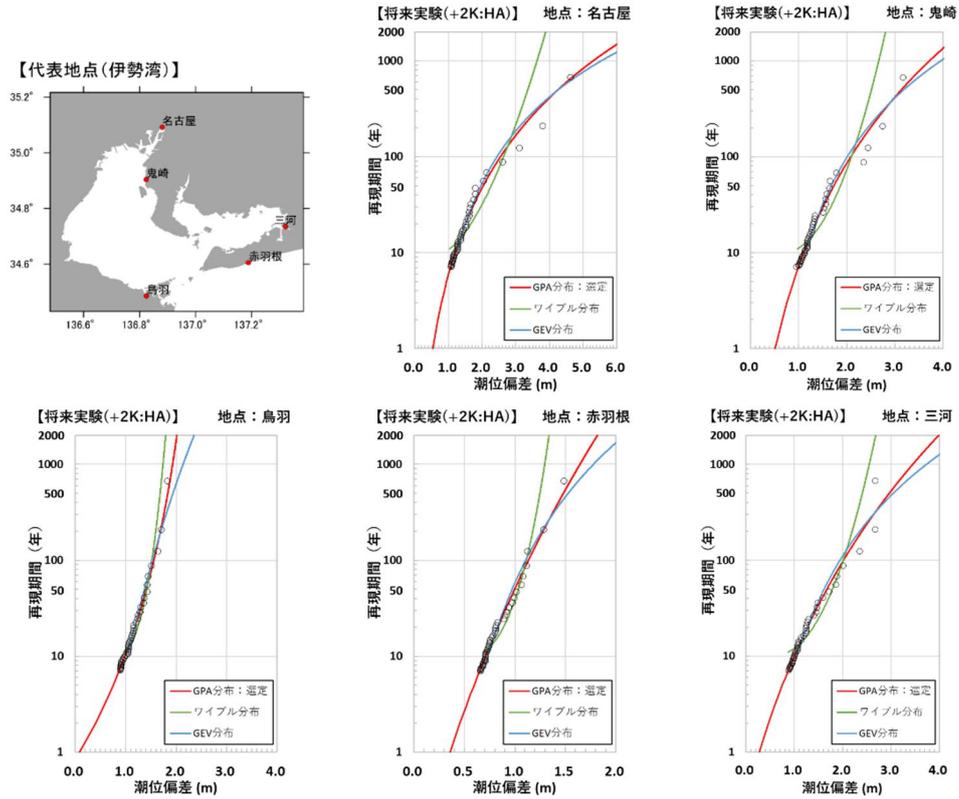


図-C.11 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : HA), 伊勢湾)

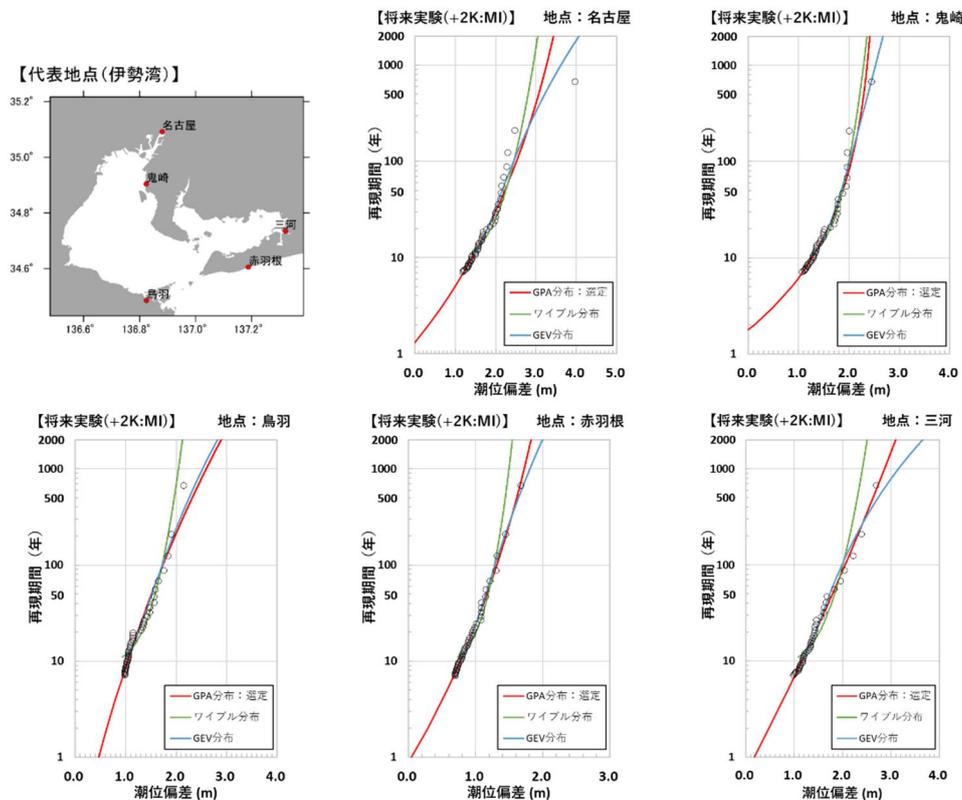


図-C.12 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MI), 伊勢湾)

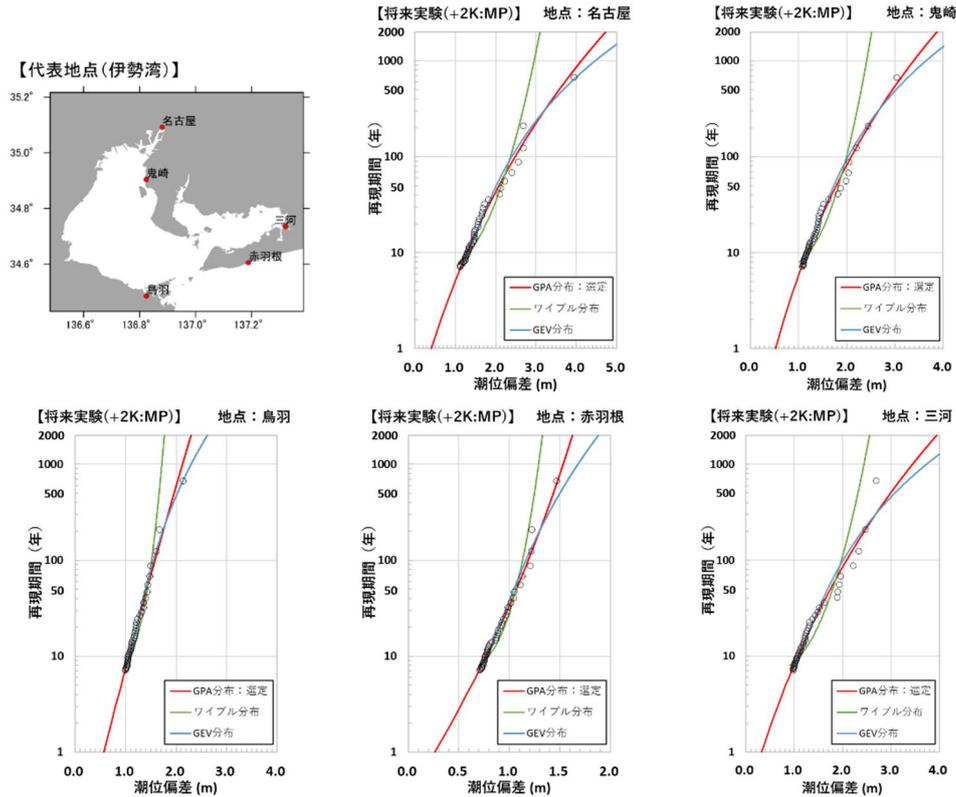


図-C.13 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MP), 伊勢湾)

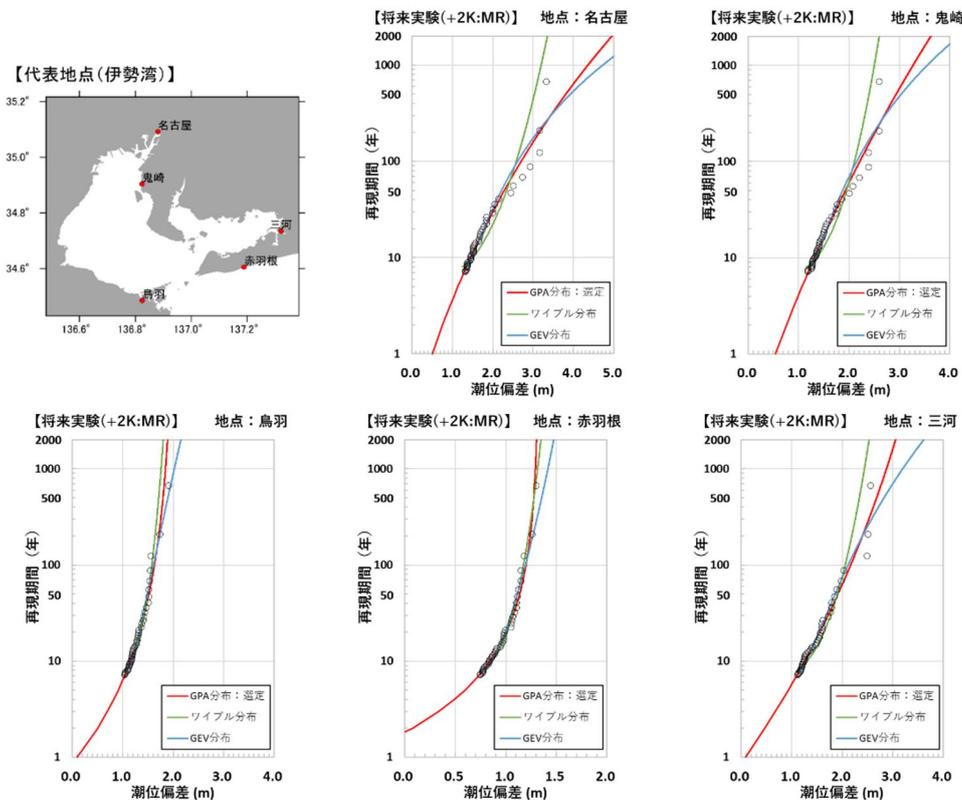


図-C.14 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MR), 伊勢湾)

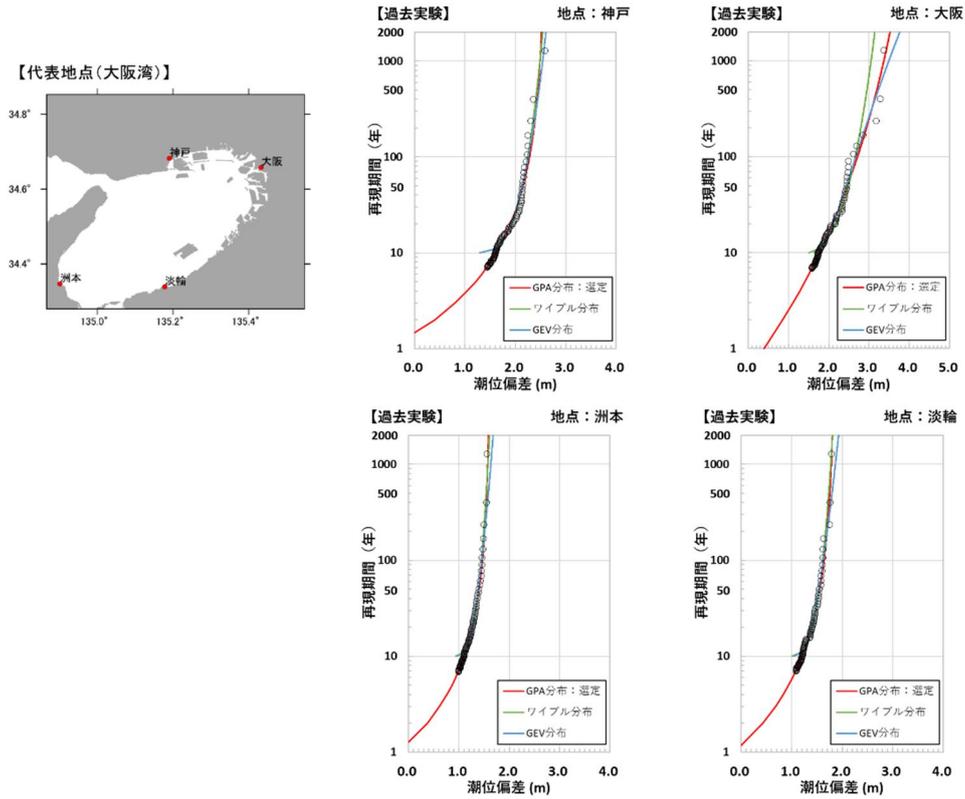


図-C.15 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (過去実験, 大阪湾)

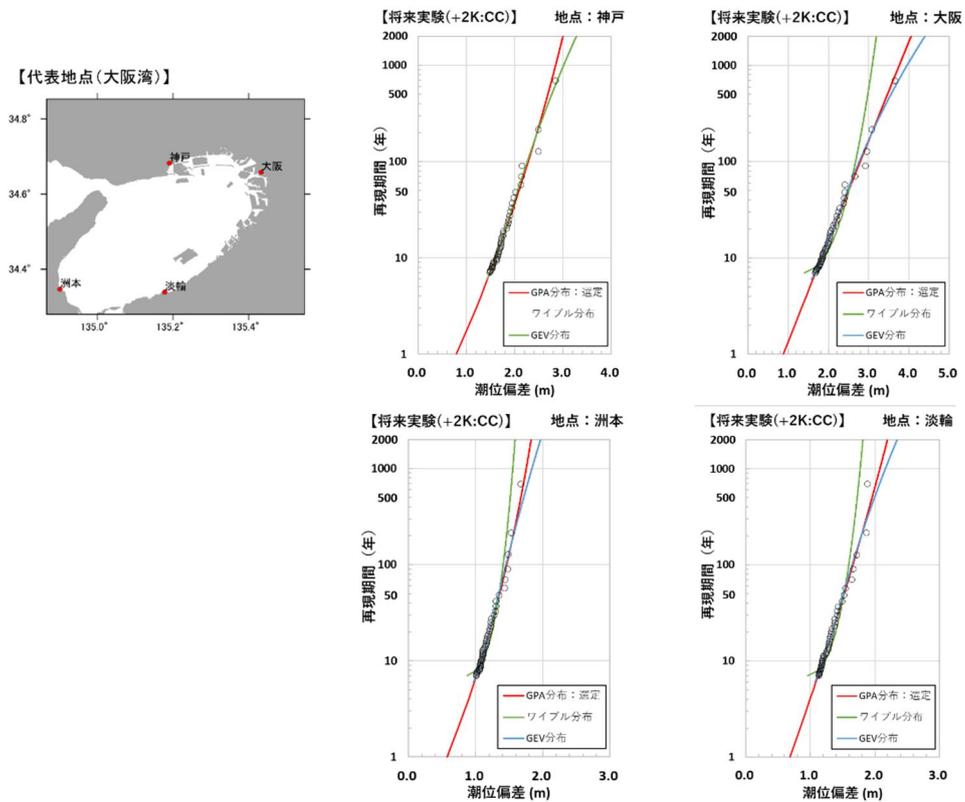


図-C.16 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : CC), 大阪湾)

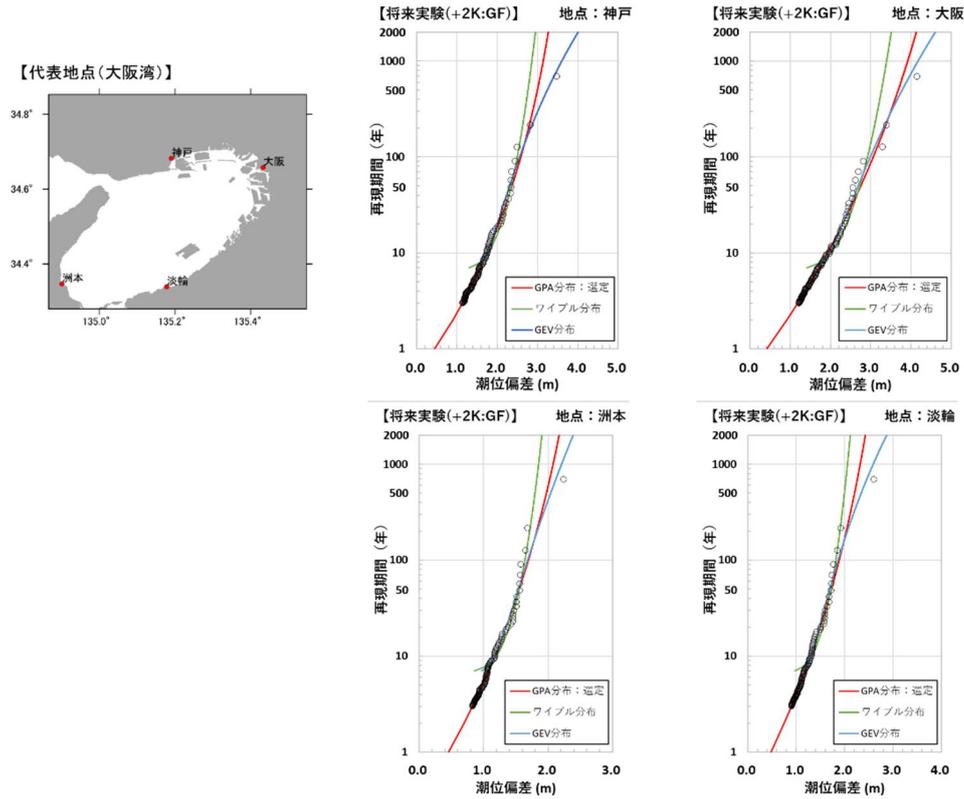


図-C.17 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : GF), 大阪湾)

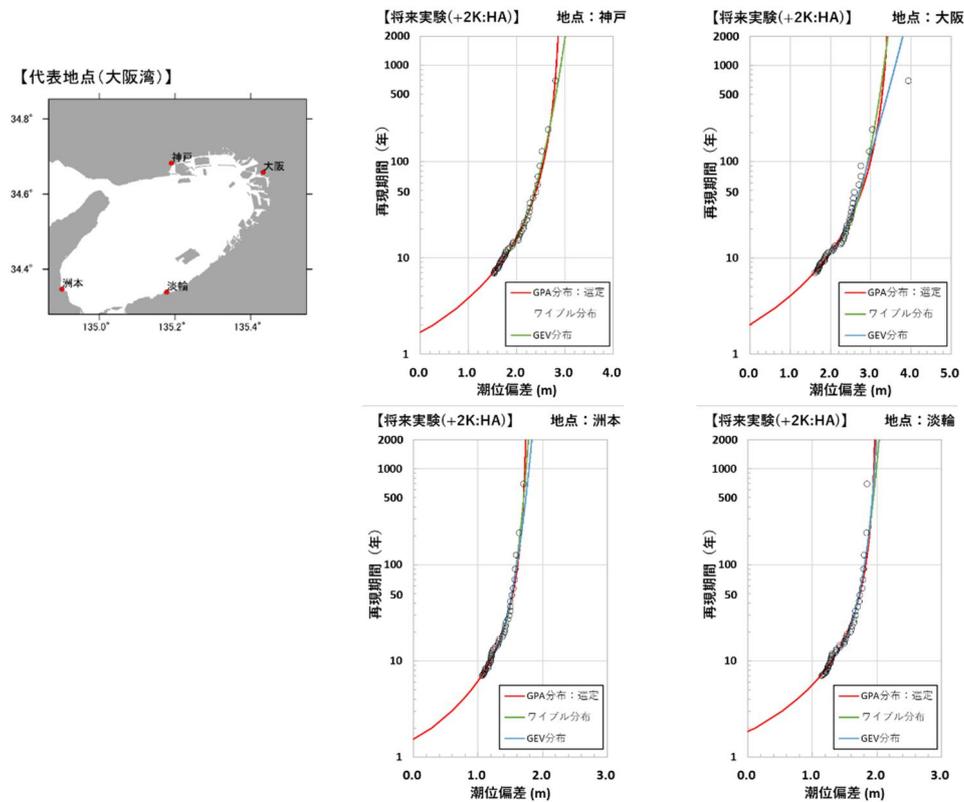


図-C.18 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : HA), 大阪湾)

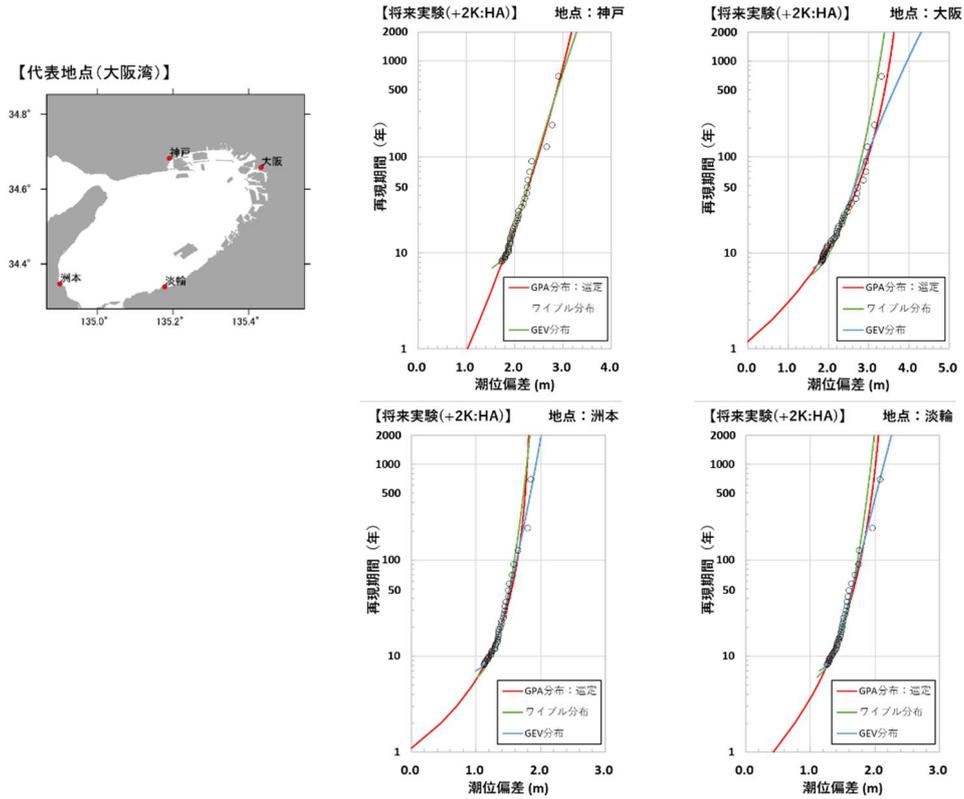


図-C.19 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MI), 大阪湾)

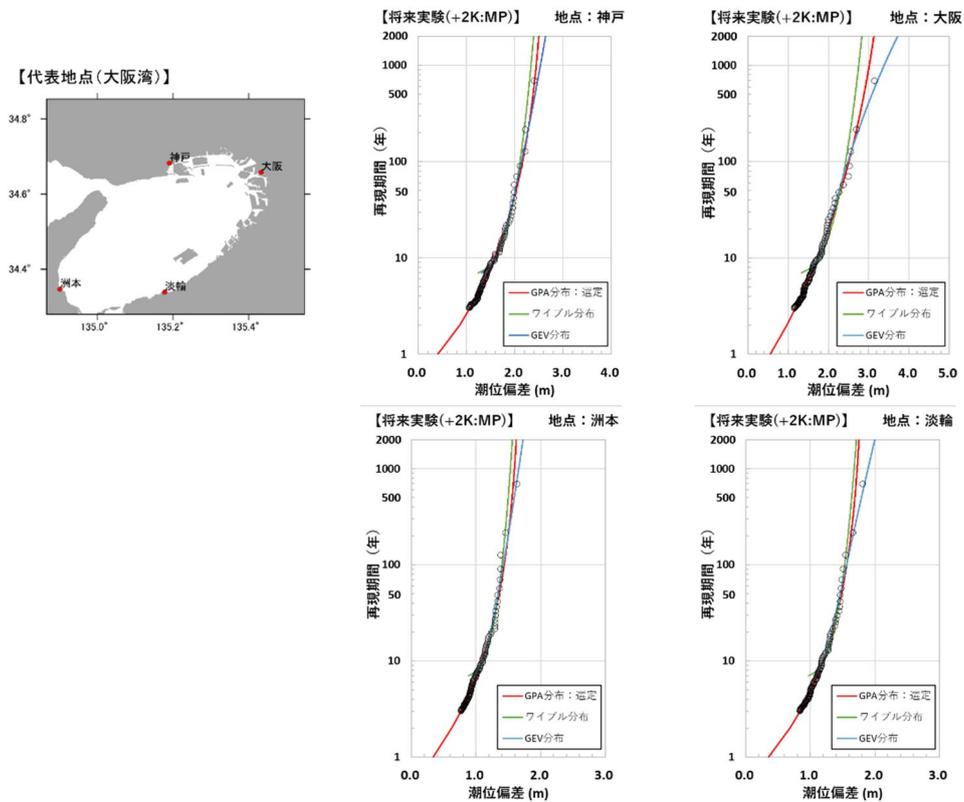


図-C.20 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MP), 大阪湾)

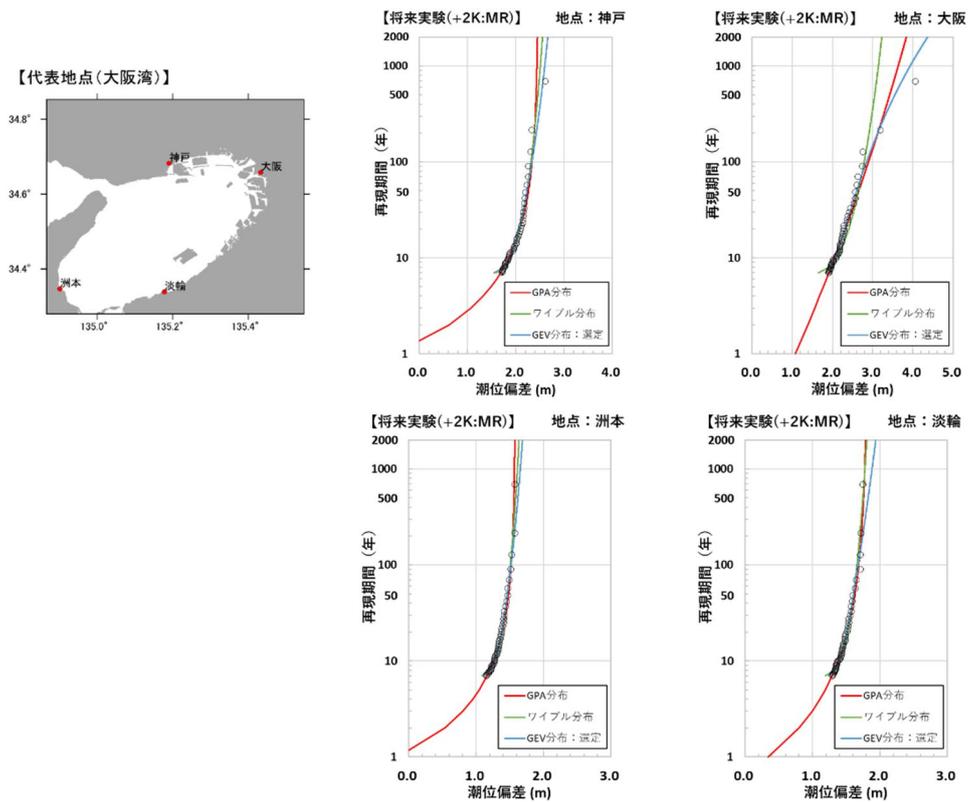


図-C.21 代表地点における分布関数の当てはめ結果 (将来実験 (+2K : MR), 大阪湾)

付録D 代表地点における再現確率統計量の95%信頼区間の推定結果（本研究の手法）

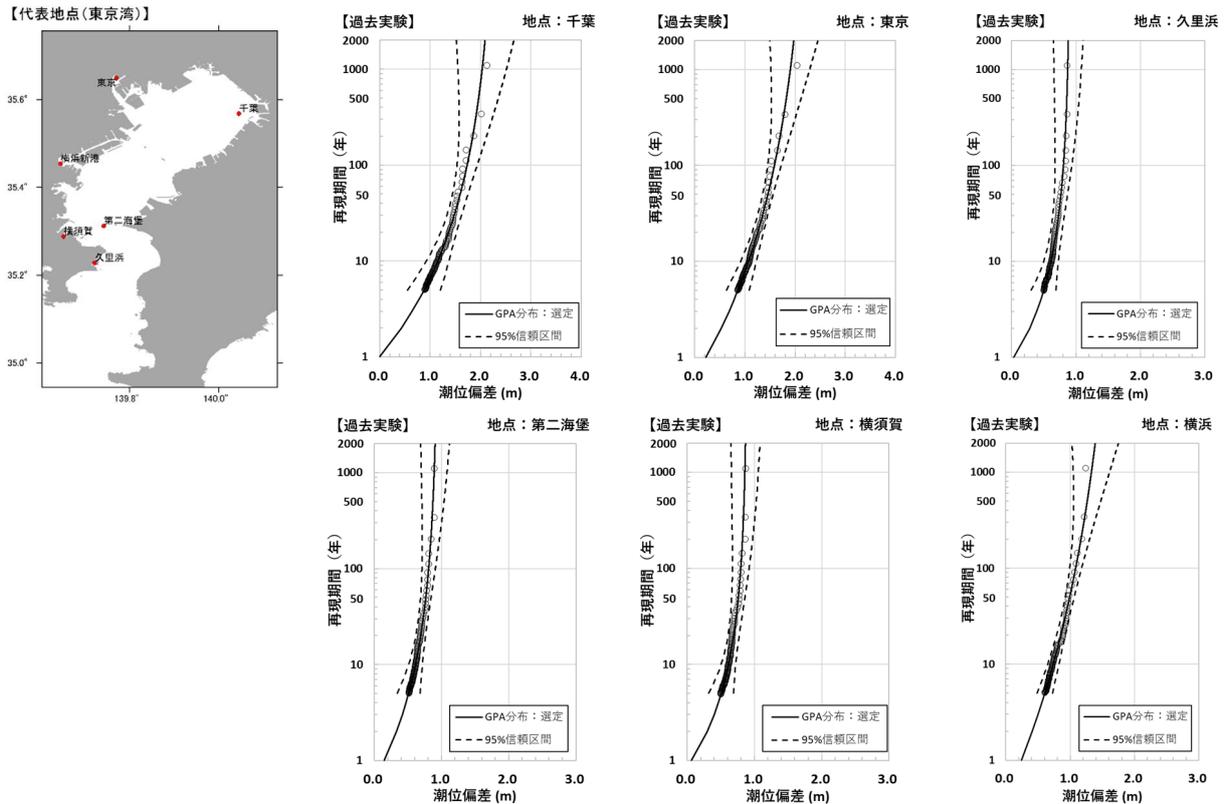


図-D.1 代表地点における95%信頼区間の推定結果（過去実験，東京湾）

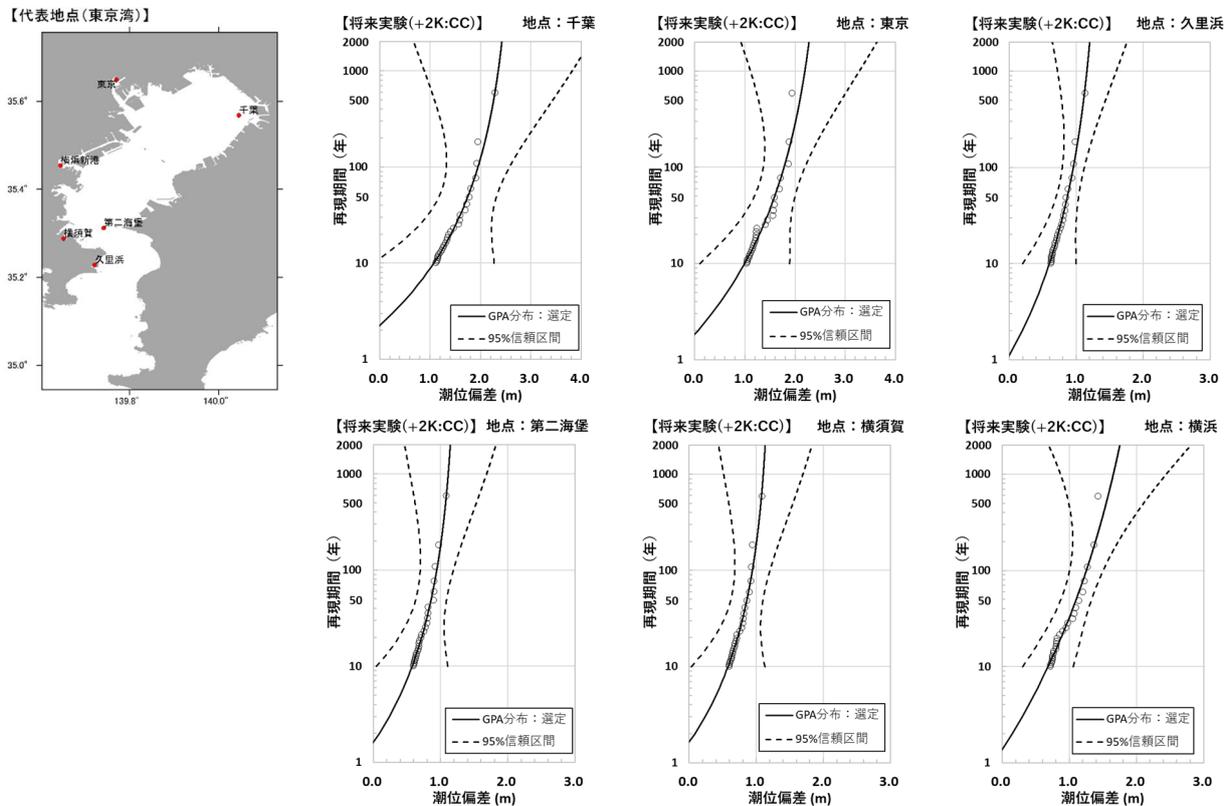


図-D.2 代表地点における95%信頼区間の推定結果（将来実験（+2K：CC），東京湾）

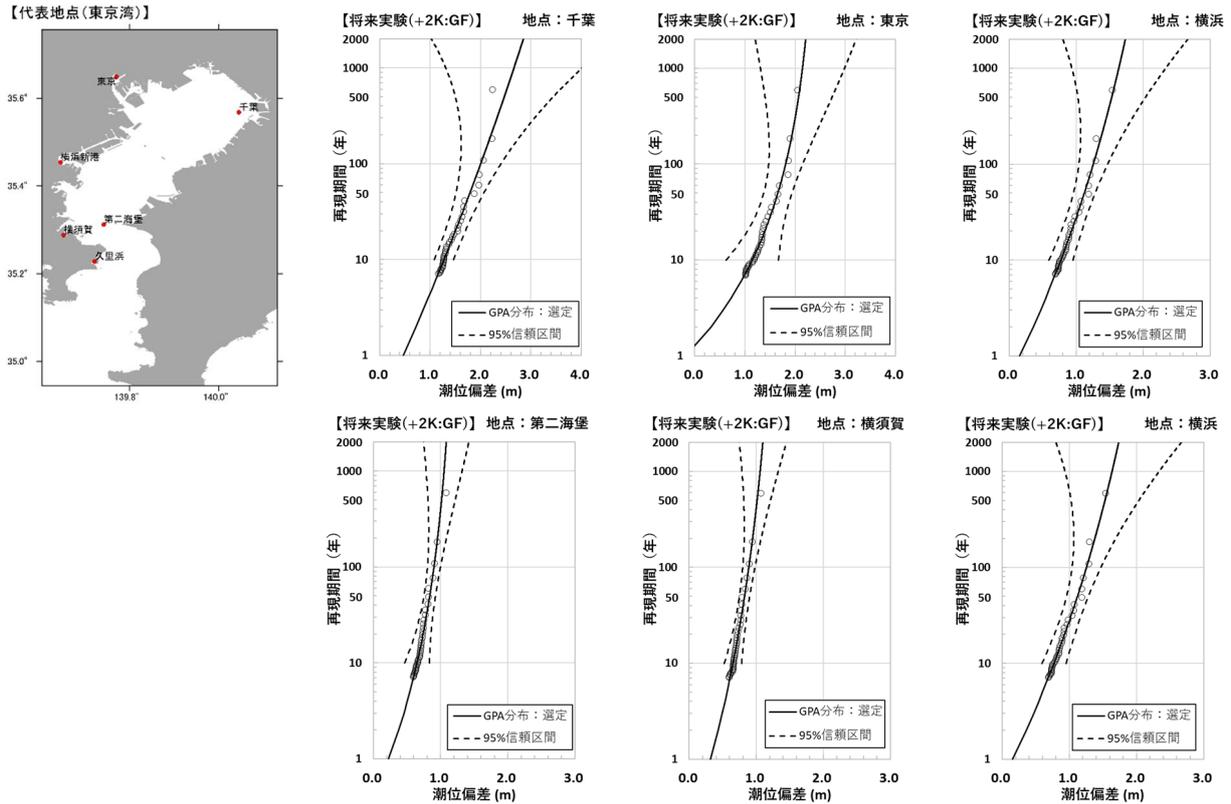


図-D.3 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:GF), 東京湾)

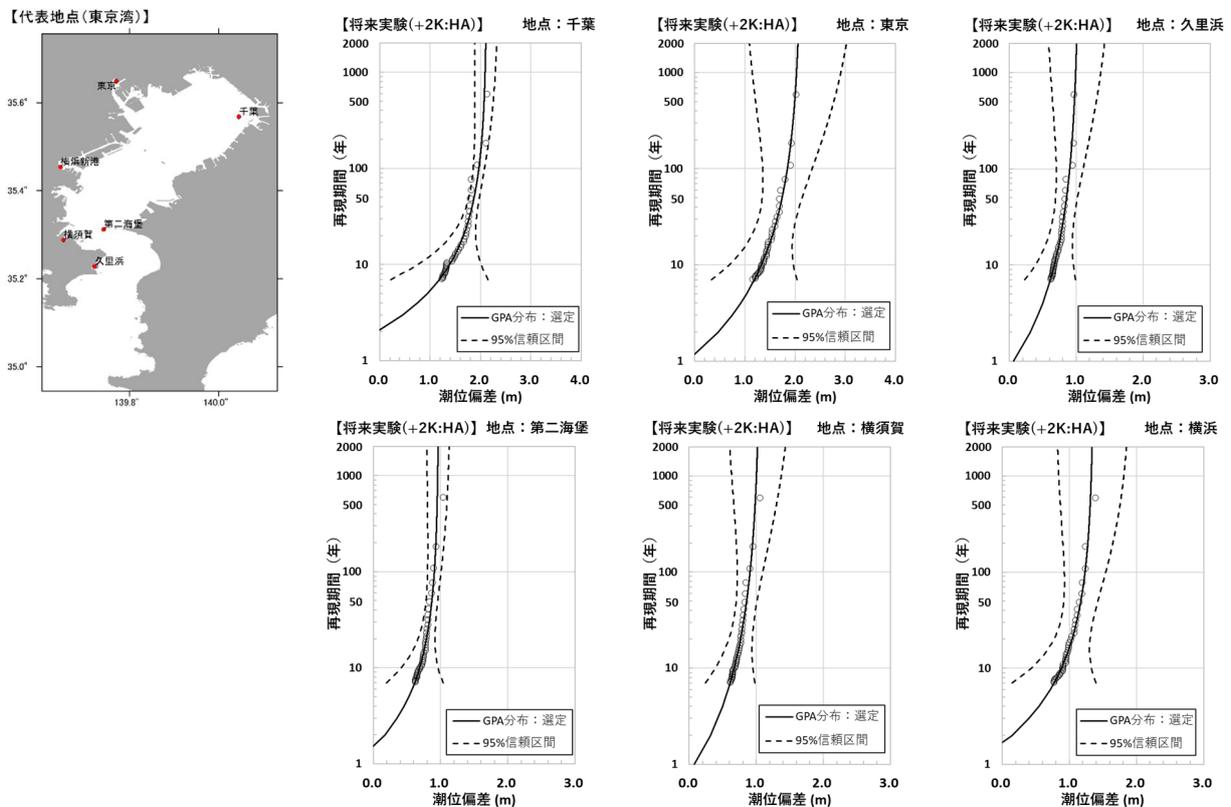


図-D.4 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:HA), 東京湾)

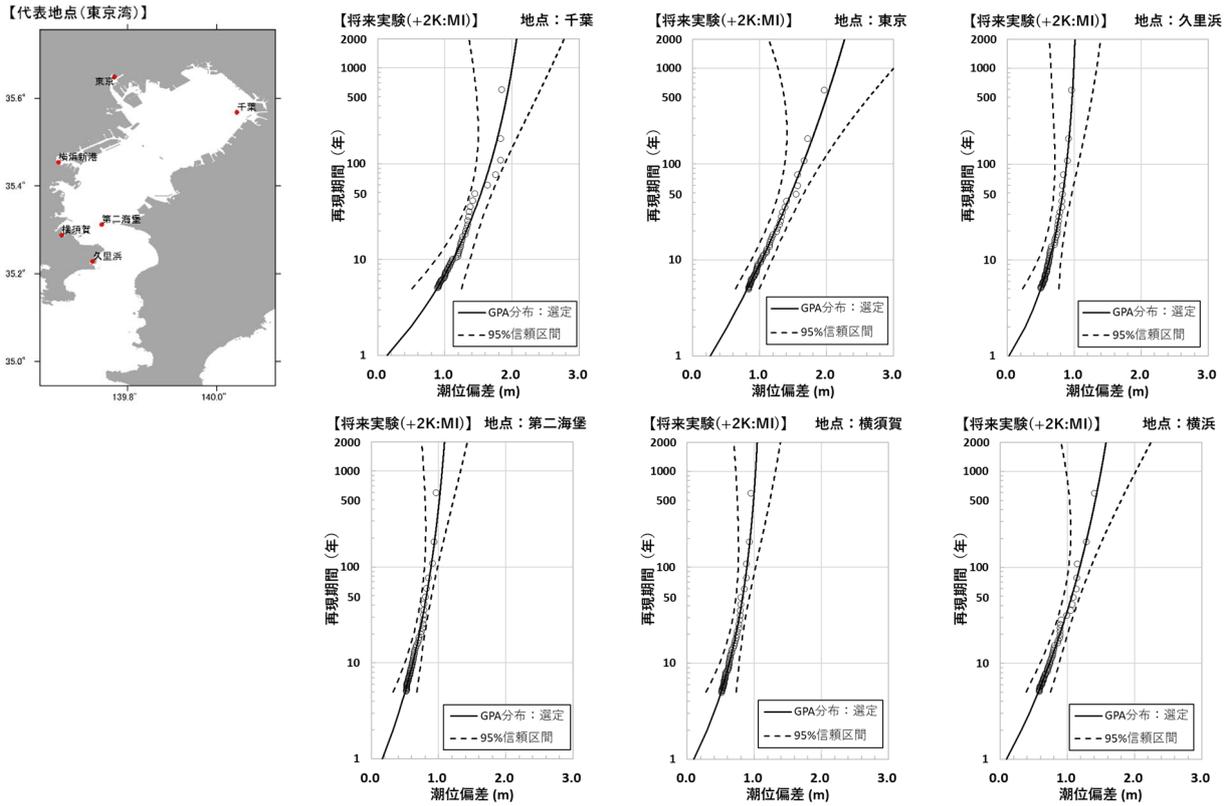


図-D.5 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MI), 東京湾)

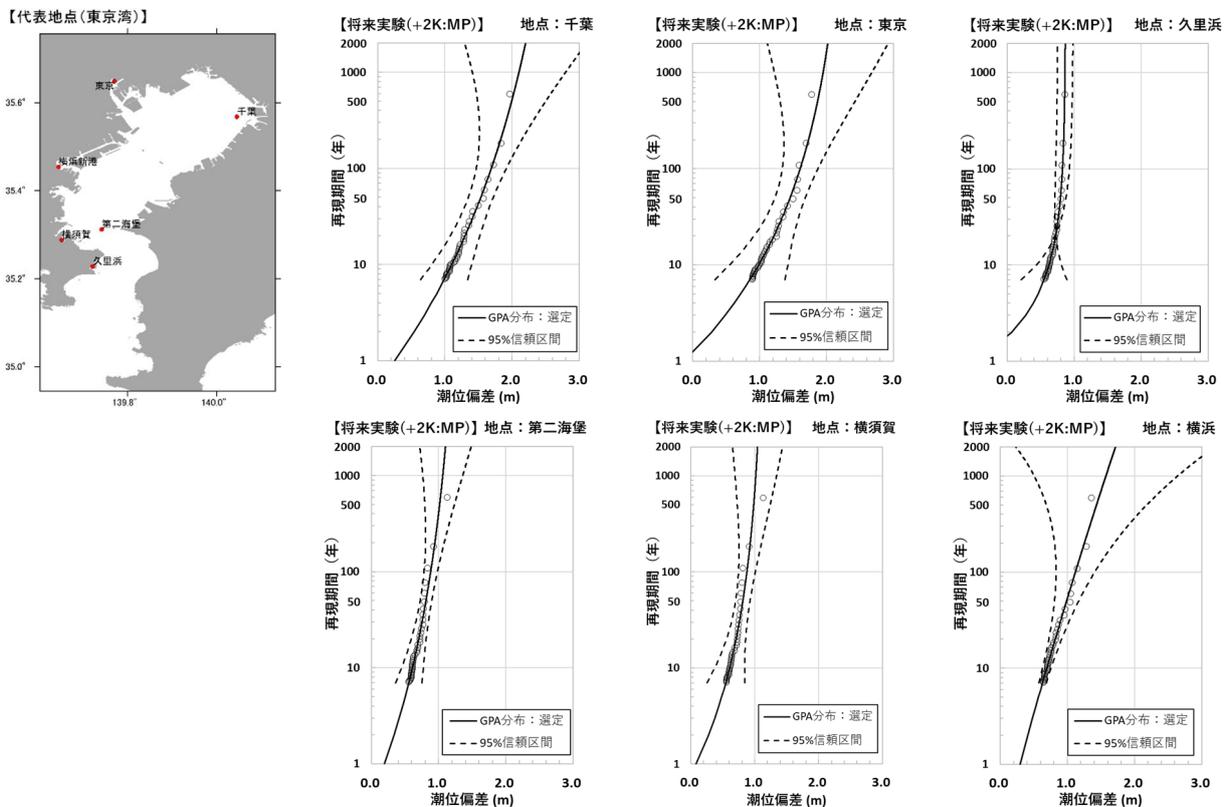


図-D.6 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MP), 東京湾)

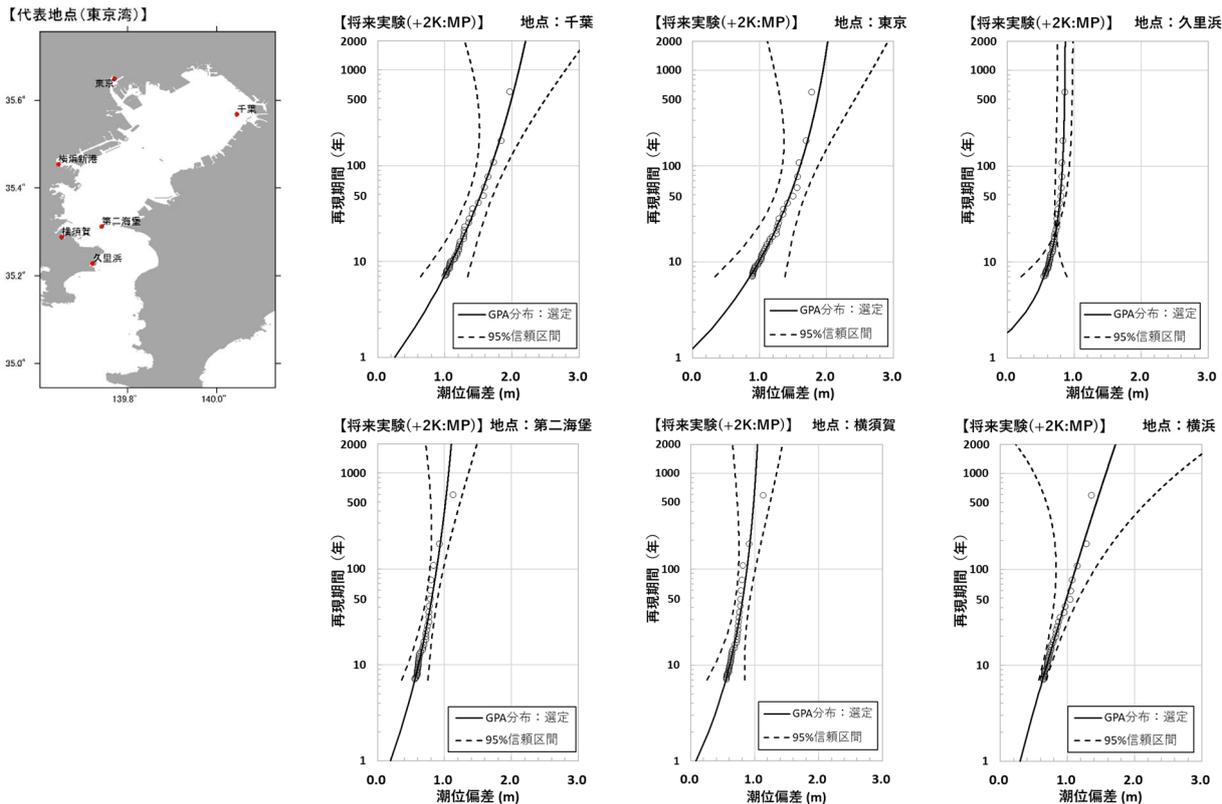


図-D.7 代表地点における95%信頼区間の推定結果 (将来実験 (+2K:MR), 東京湾)

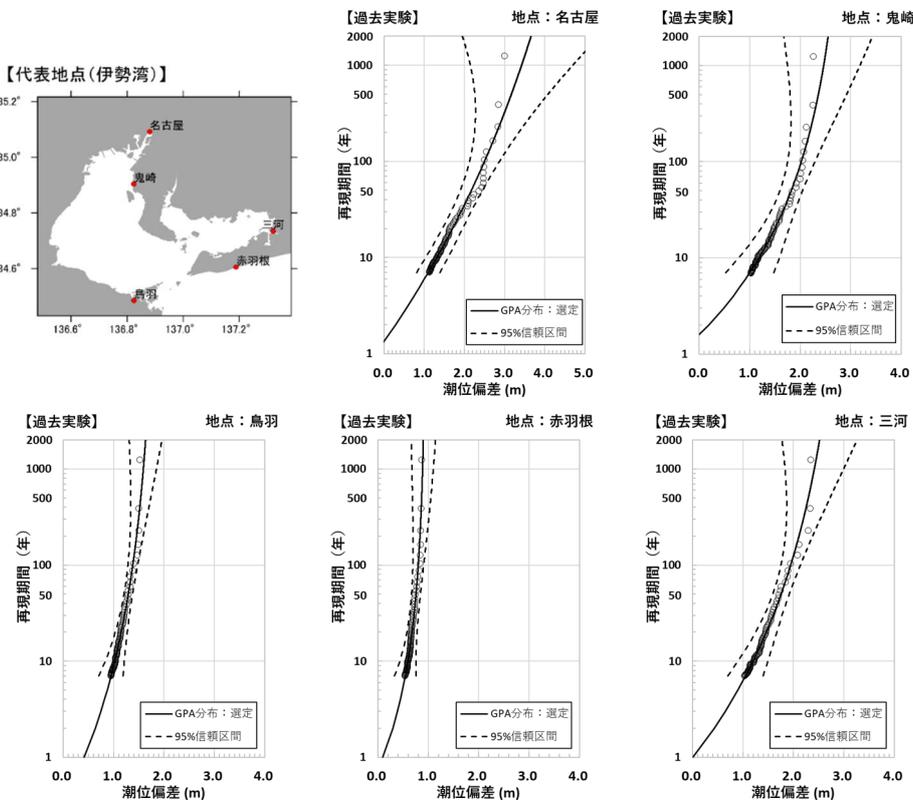


図-D.8 代表地点における95%信頼区間の推定結果 (過去実験, 伊勢湾)

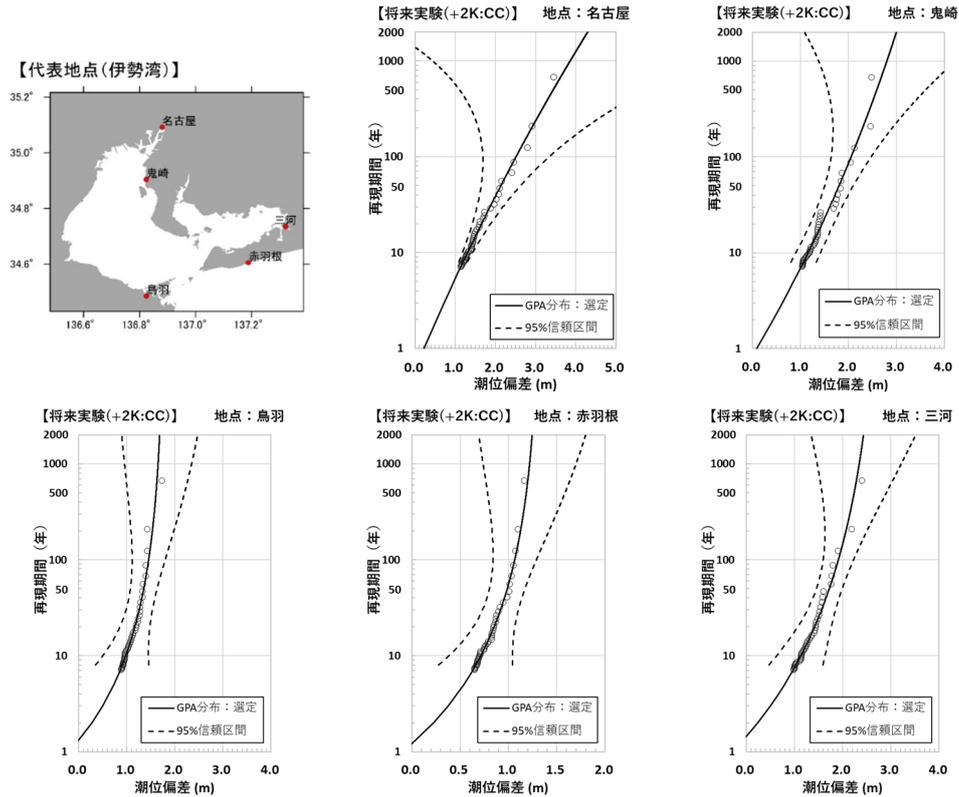


図-D.9 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:CC), 伊勢湾)

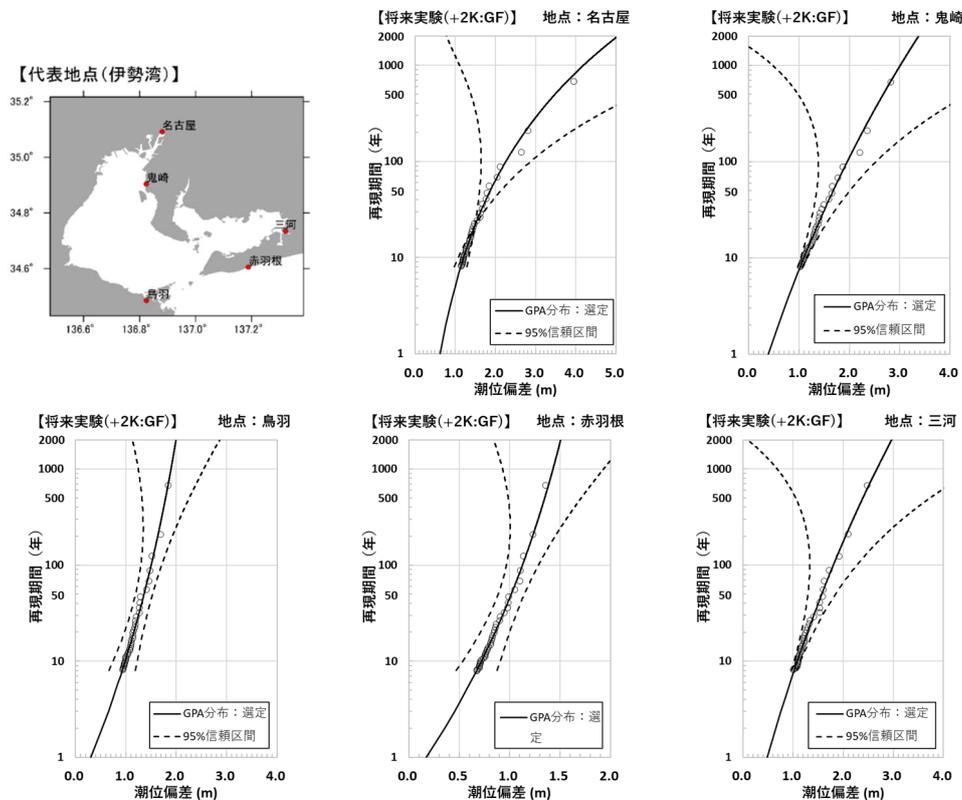


図-D.10 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:GF), 伊勢湾)

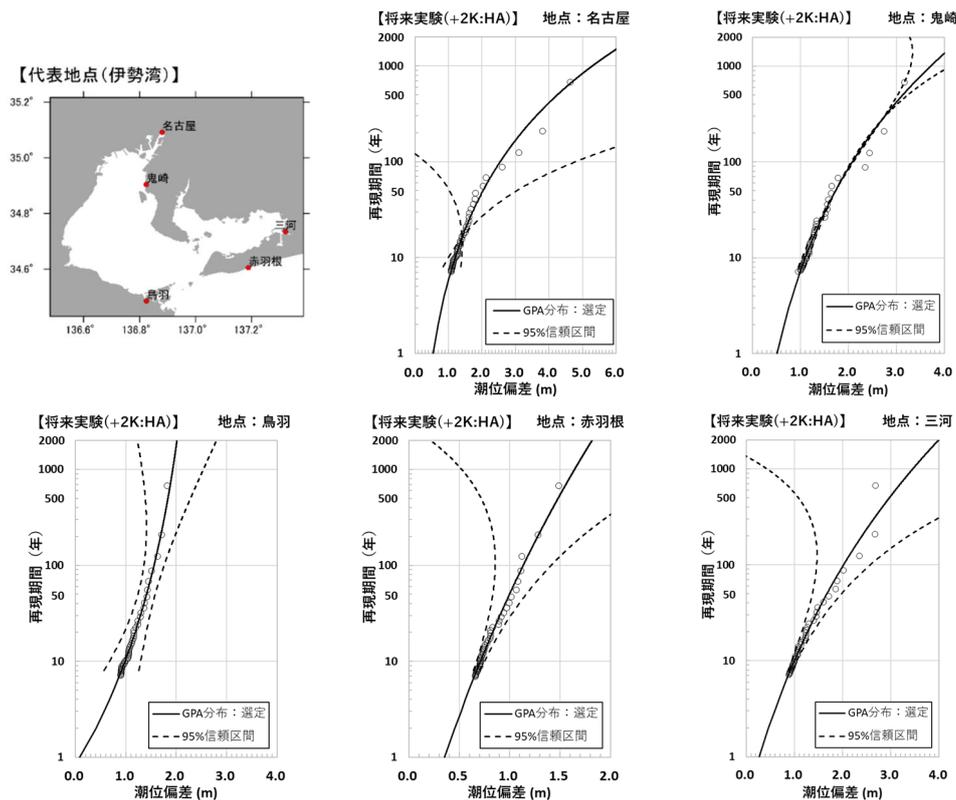


図-D.11 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:HA),伊勢湾)

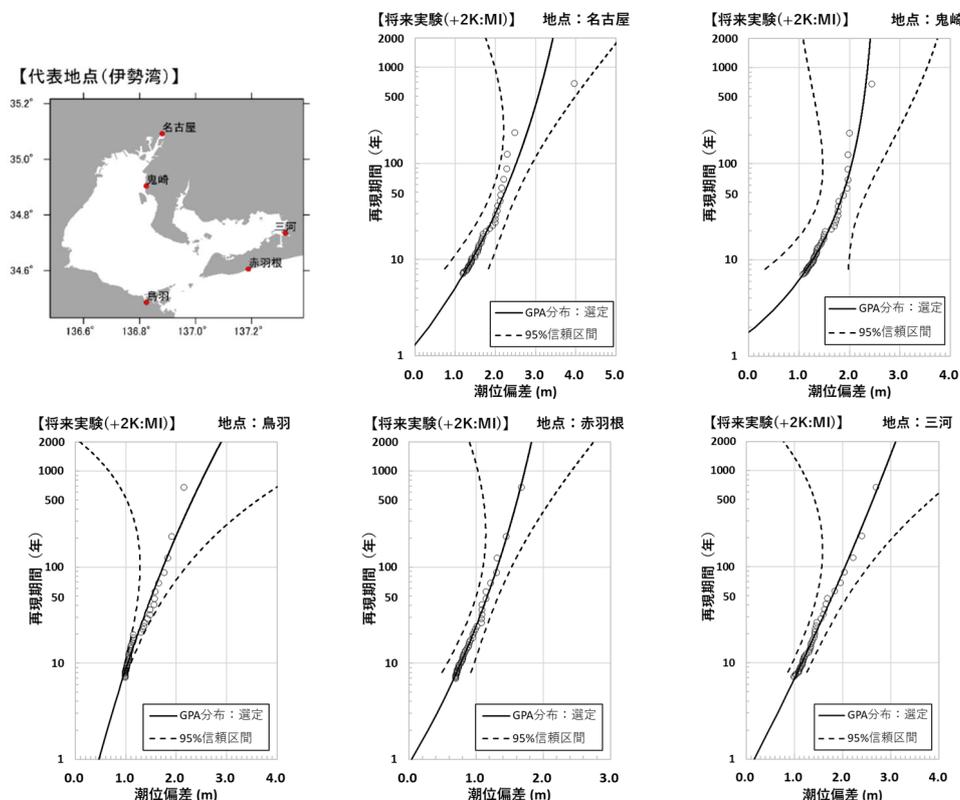


図-D.12 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MI),伊勢湾)

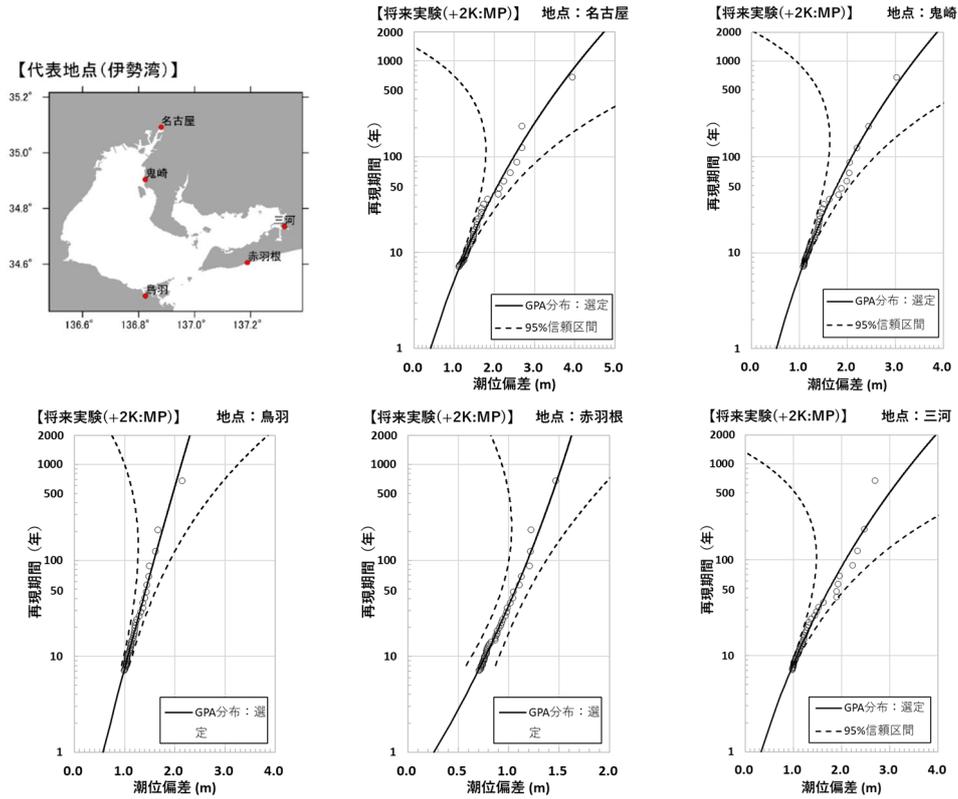


図-D.13 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MP),伊勢湾)

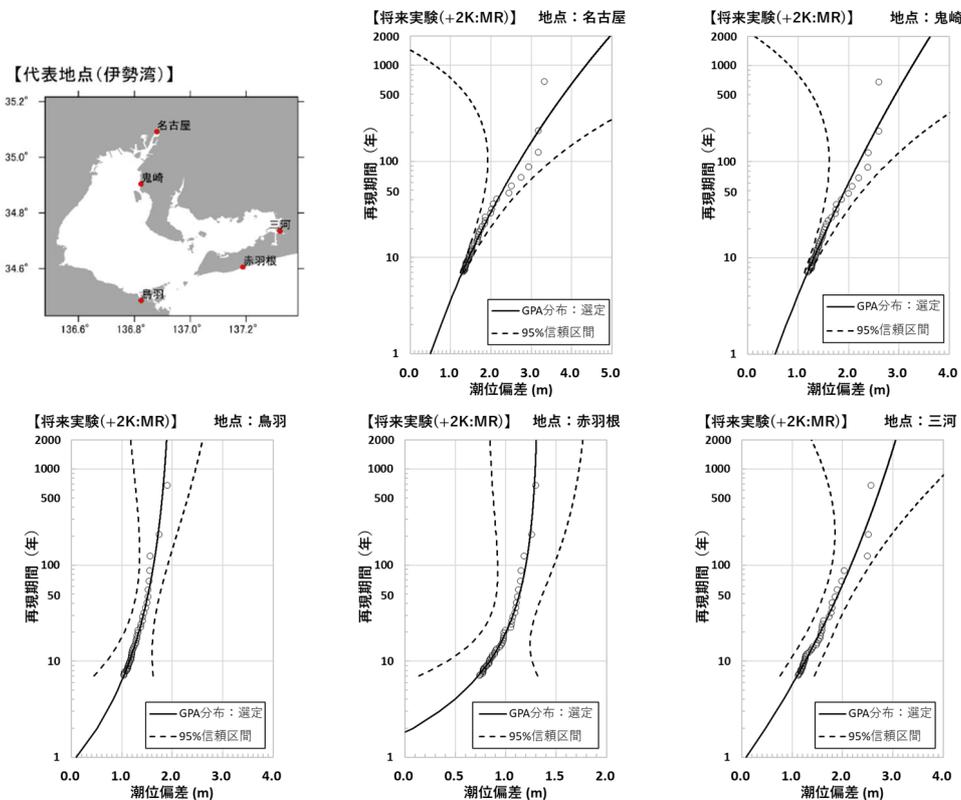


図-D.14 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MR),伊勢湾)

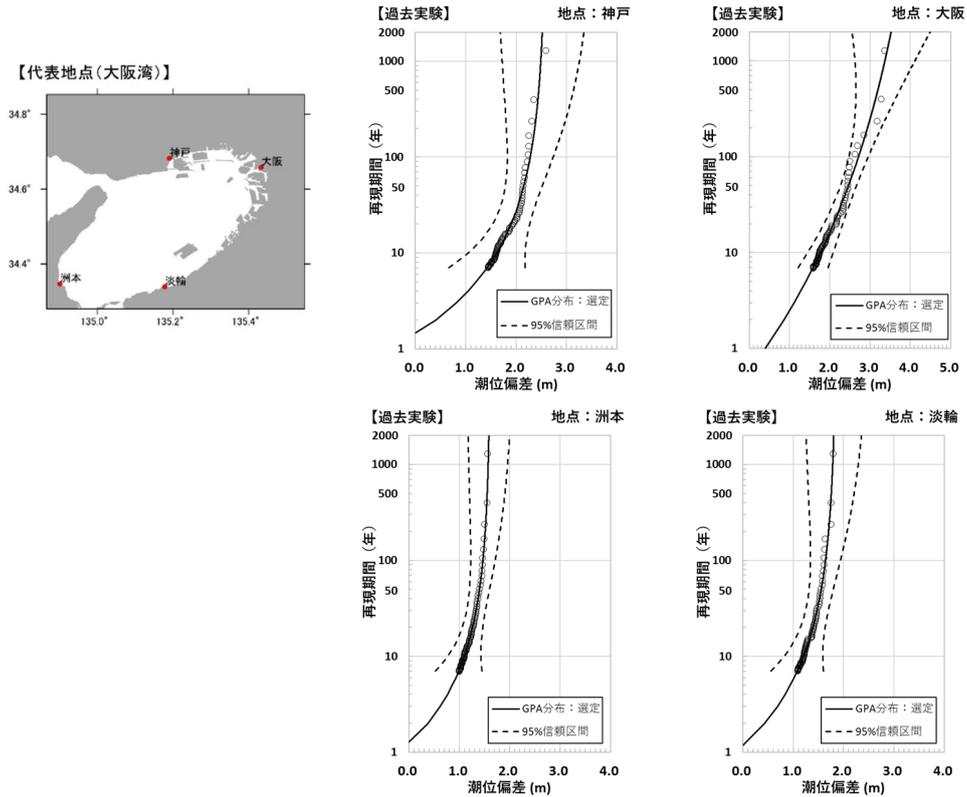


図-D.15 代表地点における95%信頼区間の推定結果(過去実験, 大阪湾)

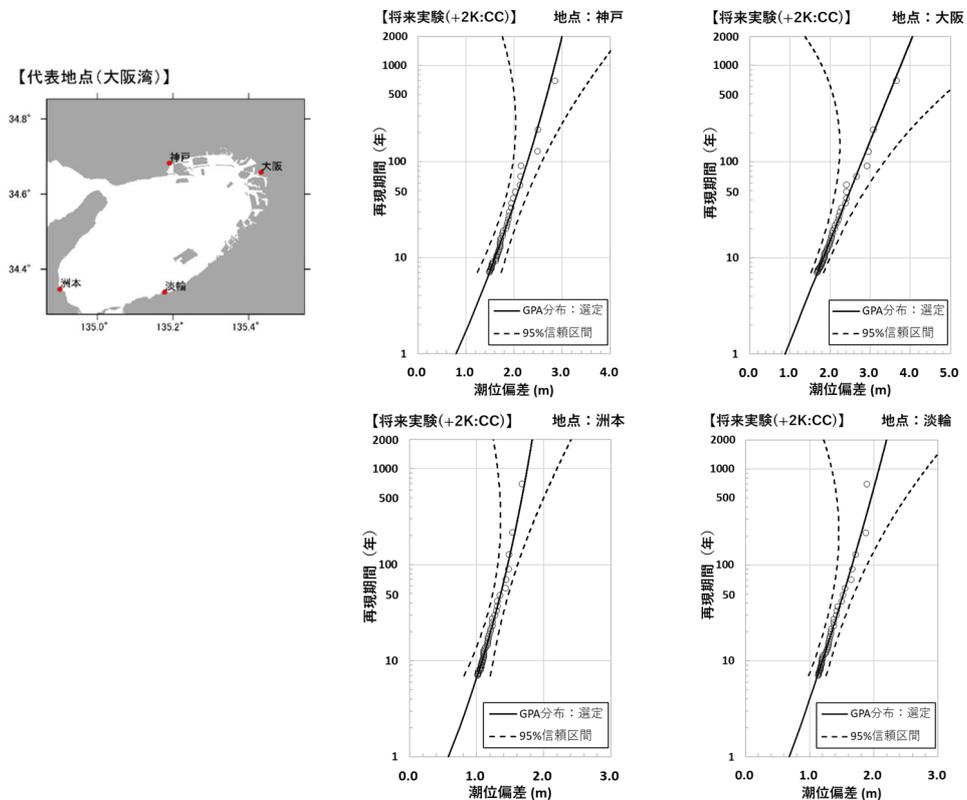


図-D.16 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:CC), 大阪湾)

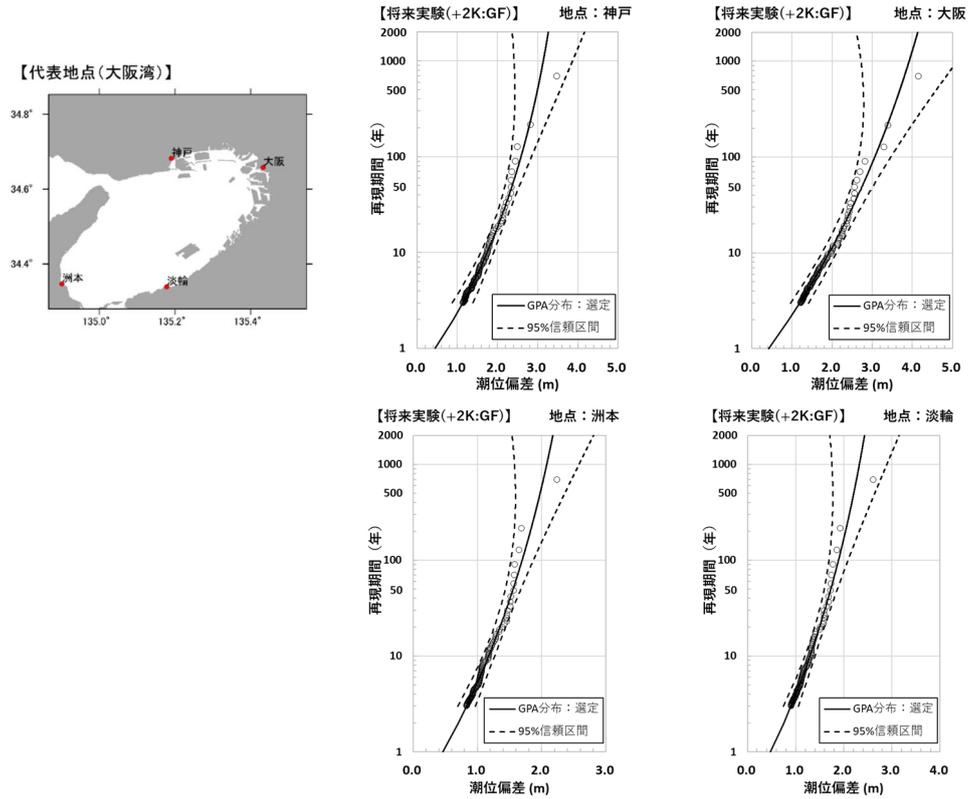


図-D.17 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:GF), 大阪湾)

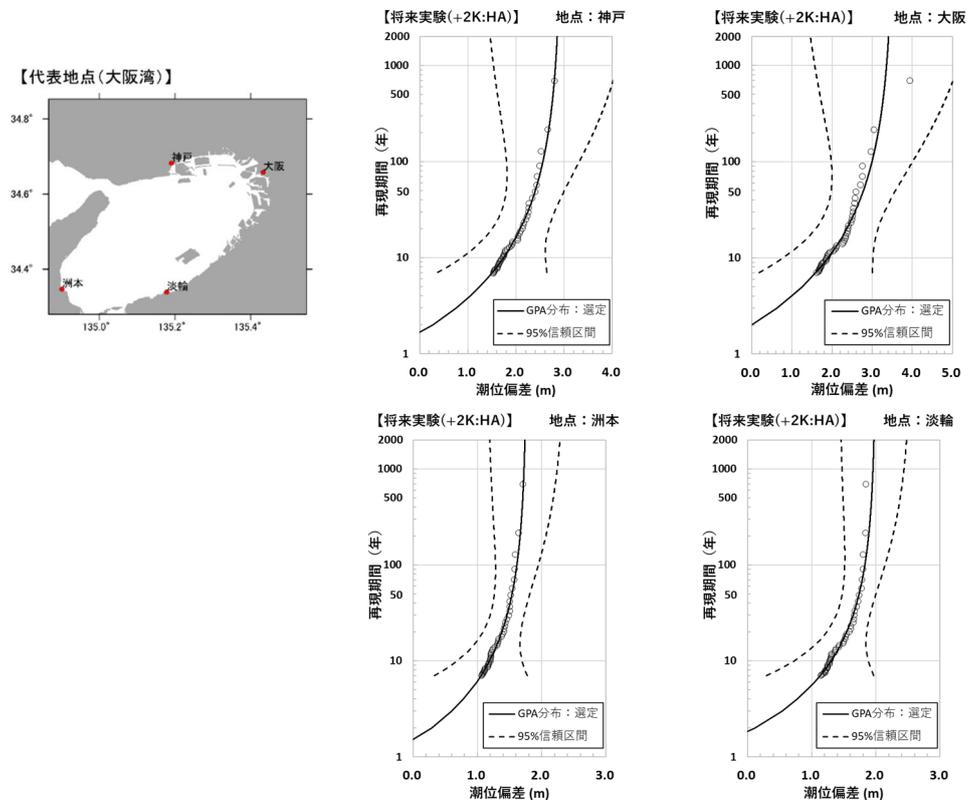


図-D.18 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:HA), 大阪湾)

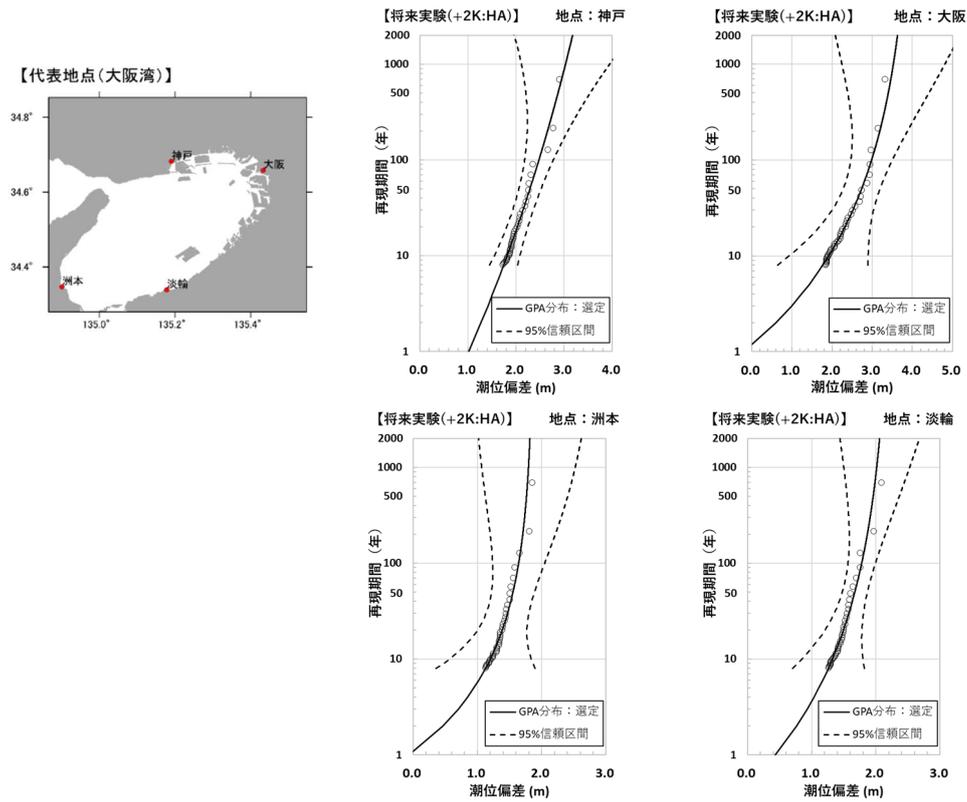


図-D.19 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MI),大阪湾)

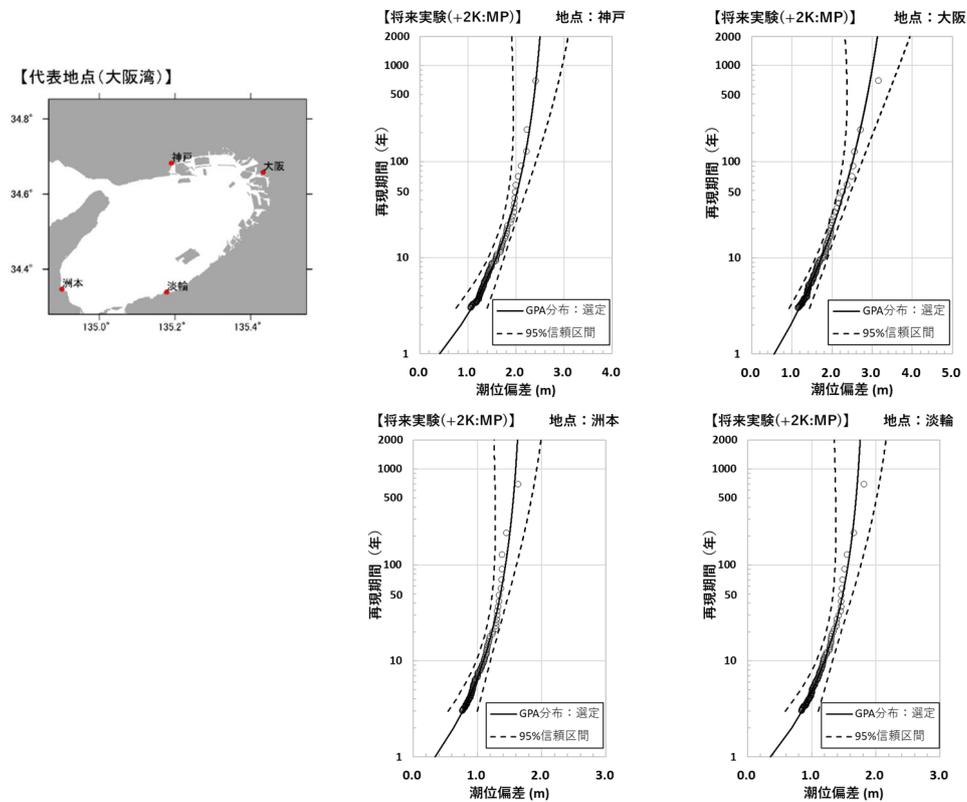


図-D.20 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MP),大阪湾)

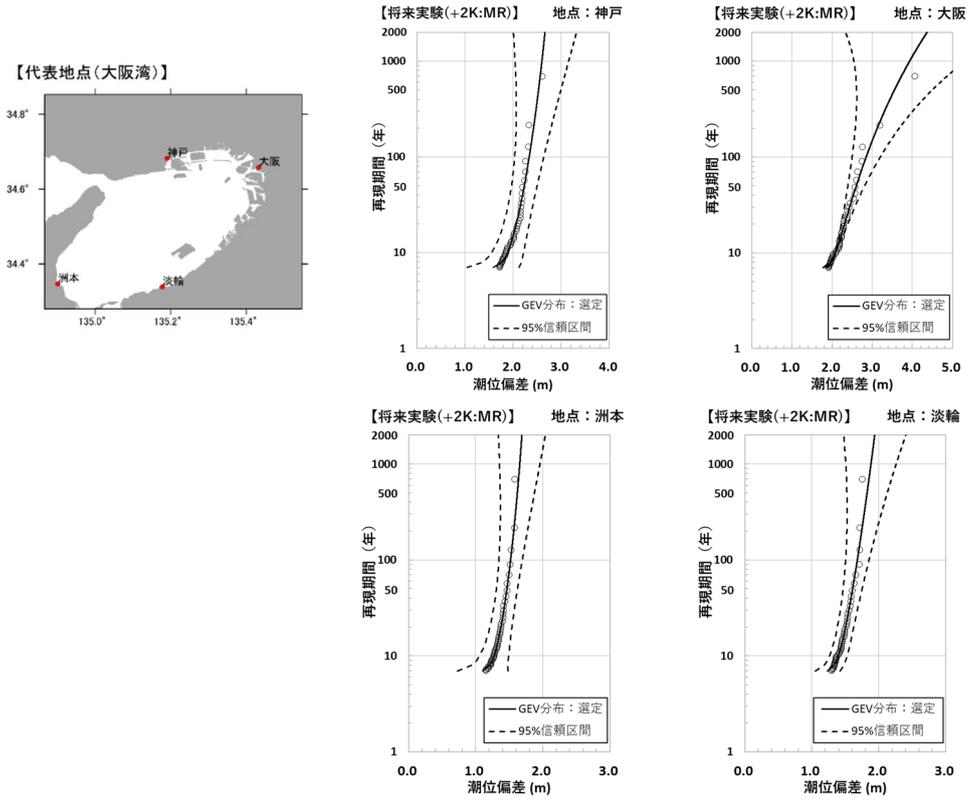


図-D.21 代表地点における95%信頼区間の推定結果(将来実験(+2K:MR),大阪湾)

国土技術政策総合研究所資料

TECHNICAL NOTE of NILIM

No. 1333 December 2025

編集・発行 ©国土技術政策総合研究所

本資料の転載・複写のお問い合わせは
〔〒239-0826 神奈川県横須賀市長瀬 3-1-1
管理調整部企画調整課 電話:046-844-5019〕
E-mail:ysk.nil-46pr@gxb.mlit.go.jp

国土技術政策総合研究所資料

No.1333

潮位偏差に対する再現確率統計量の空間分布推定のための極値統計解析手法

December 2025