

水工学シリーズ87-B-7

高潮の極値統計

京都大学防災研究所 助教授

河田 恵 昭

土木学会水理委員会

1987年7月

高潮の極値統計

河田 恵 昭

1. 緒 言

1960年に「東京港特別高潮対策事業計画」¹⁾が、1965年に「大阪高潮対策恒久計画」²⁾が策定されて以来、両地域はもとより、名古屋などそのほかの高潮常習地帯にも顕著な高潮は発生していない。したがって、高潮防御・制御施設の設計条件などの変更もなく、その多くが完成し、一部はすでに老朽化し始めている。しかし、この間、背後地の都市化現象が爆発的に進み、内水対策がクローズアップされてくるとともに、臨海地帯の埋立が加速度的に進行してきた。さらに、とくに現在も進行中の中京地区にみられる地盤沈下は、海拔ゼロメートル地帯を約400平方kmも生み出すなど、過去30年を経て、高潮を取り巻く環境が激変し、高潮災害ポテンシャルの増加となって現われている。

近年のわが国臨海部の重要性は、現在の防潮施設計画が策定された当時とは比べものにならないほど大きい。しかも、このような自然・社会環境の変化に伴って、たとえば防潮水門からの内水排除のタイミングや、resurgenceの時の外水位低下による負圧発生などの新しい問題が生まれている。防潮施設の充実もさることながら、1961年の第二室戸台風以来、大高潮をもたらすような大型台風が直撃していないことが高潮災害の激減に結びついていることを謙虚に認める必要があるだろう。高潮災害が発生してしまってから、高潮研究を始めるという従来のパターンを反省し、最新の知識を用いて、高潮災害のない今こそ将来の災害の防止・軽減に寄与する基礎研究を活発にやる必要があるように思われる。

本小論は、高潮研究のなかで、過去の夏期研修会でほとんど触れられていない高潮の極値統計に関する近年の成果をまとめたものである。まず、予備的知識として、高潮がどの程度危険な災害であるかを紹介し、工学的に極めて重要である各種防潮施設の計画潮位の算定法の概略を述べる。次に、統計解析を進めるに当たり、潮位資料の特性を示す。そして、高潮の潮位の極値統計に関する近年の知識をまとめるとともに、著者らが提案した取り扱いを示して、過去に実施された解析結果との違いを見いだす。さらに、統計解析結果の妥当性を歴史的な観点から検討して、その妥当性を明らかにする。

2. 高潮の危険度

10万人以上の死者を出した世界の巨大自然災害は過去に20回発生したと推定されているが、そのうち7回は高潮が原因である。平均的な規模の台風（もちろんハリケーンやサイクロンも含めて）1個のエネルギーは 10^{18} ジュールであり³⁾、1年当りの地震の総エネルギーはこれより1桁小さいといわれている。図-1はわが国に上陸した台風の持つ摩擦工率を求めたものであるが⁴⁾、1960年以降の高潮災害の激減と符合していることがよくわかる。

さて、本章では高潮の危険度と潮位の関係に的を絞って述べてみよう。その場合、高潮の危険度を死者数で議論したのでは、外力の大きさのみならず人口密度などが影響するので、ほかの地域や時代の違う高潮災害ばかりでなく、高潮以外の災害などとも比較できない。そこで危険度の指標として死亡リスクを用いることにする⁵⁾。これは死者数を被災可能人口で割った値である。もちろん高潮の死亡リスクは潮位のみで決まるのではなく、ソフトウェアと呼ばれる台風情報や避難情報、あるいはハードウェアである各種防潮施設の充実が寄与していることは明らかである。

まずはじめに両者が不備の場合を取り上げてみよう。図-2はバングラデシュにおける1960年以降の高潮の潮位と死亡リスクの関係を示す⁶⁾。ただし、潮位の基準点が明らかでないので、この潮位が高潮の規模そのものを表すものではないことに注意する必要がある。人口は災害当時の全国人口を用いている。これから潮位の上昇とともに死亡リスクが大きくなり、その関係は1本の曲線で表せることがわかる。しかも、その最大値は 10^{-3} であって、後述する江戸時代以前の大阪における1,000人以上の死者をもたらした巨大高潮のそれとほぼ同じである。これらのことから、高潮災害のポテンシャルの上限値は 10^{-3} のオーダーと考えてもよさそうである。すなわち、臨海地帯の住民が高潮に対して無防備におかれている場合、高潮の死亡リスクは潮位で決まり、その上限値は住民1,000人に対し死者が数人の割合であるといえる。

次に、図-3は大阪、堺及び尼崎の浸水危険地帯における、昭和年代の室戸及びジェーン台風による死亡リスクを表したものである⁷⁾。ただし、第二室戸台風当時(1961年)には高潮対策がかなり進んでおり、前二者とは直接的な比較はできないので省略してある。ここでは、横軸の値として高潮の最高潮位と堤防や護岸の天端高の差、すなわち越流水深を取っており、死亡リスクの計算では、対象住民数は過去の浸水資料から、高潮による浸水可能地域の常住人口の推定値を用いている。計算結果にはかなり

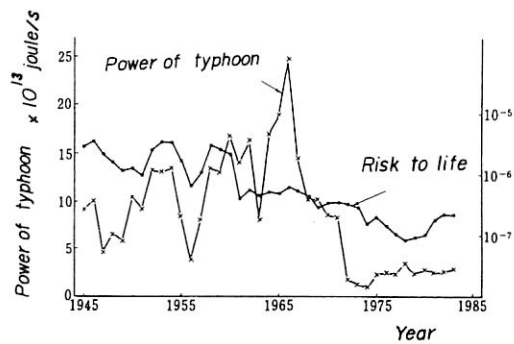


図-1 戦後の上陸台風のエネルギーと台風による死亡リスクの変遷

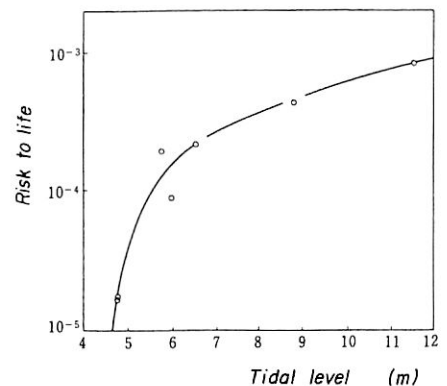


図-2 バングラデシュにおける1960年以降の高潮の潮位と死亡リスクの関係

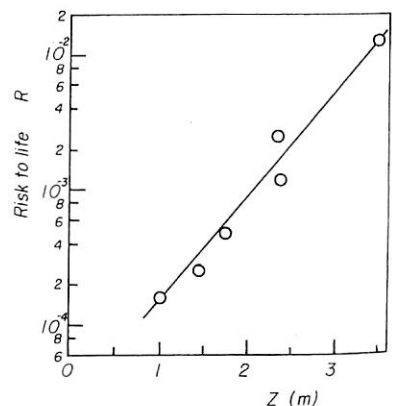


図-3 室戸およびジェーン台風による死亡リスクと越流水深との関係

の誤差が含まれると思われるが、高潮の越流水深が大きくなると、堤内地への流量及び流速がともに大きくなり、死亡リスクが極めて大きくなることを見いだされる。また、その傾向に余り地域差は認められない。

これらのことから、防潮施設のみで高潮災害の死亡リスクを小さくしようとすれば、計画潮位を大きくする必要があることが理解できる。これはあくまでも1つの議論であって、人的被害を減らすには前述したソフトウェアの充実も必須であることはいうまでもない。

3. 計画潮位

ここでは、高潮が海岸構造物に対する主要外力の1つである場合を対象としよう。計画潮位は海岸構造物がもっとも危険となる潮位を取ることが基本である。その中で、防潮施設の設計では許容越波量を考慮して決める必要があり、構造設計の波力計算では構造物前面で砕波して、最大波力が発生するような潮位で検討する必要がある。また、低潮位の時に内水位が外水位より高くなって、構造物に負圧が発生したり、円孤すべりが生じないことを確かめておく必要があろう。これらのことは従来の取り扱いであり⁸⁾、現在でも有効であろう。さらに、近年の防災構造物の被災例などから、潮位を含めた一般的な設計外力の決定に際して、前述したことに加えて、以下のことを考慮する必要があると考えられる。

1) 異常外力に対しても防災機能を完全に失わないこと

外力の再現期間を大幅に越える場合にも、防災構造物の部分的な破壊はあってもその機能はある程度発揮できるように工夫する。

2) 計画外力を超過した場合に防災機能が急変しないこと

外力が計画外力を少し超過することが起こっても、防災機能が極端に低下したりしない。

3) 制御・防御対象の特性を間違えないこと

たとえば、砕波による衝撃砕波力の発生や許容越波量の算定では潮位や波高が最大の場合にそれらが必ずしも最大にならないことに注意する必要がある。

4) 複数外力の同時生起確率を考慮すること

潮位と波高あるいは潮位と河川水位などの同時生起を検討する。

5) 外力の継続時間を考慮すること

たとえば単位時間当りの越波量や沿岸漂砂量が小さくても、高潮位やストームが長期にわたって継続するとそれらの全量が大きくなって災害に結びつく。1982年から83年にかけての米国カリフォルニア海岸の災害はエルニーニョ現象による潮位の上昇と高波浪の連続的な来襲が原因となったといわれている⁹⁾。

6) 潮位上昇の長期傾向を勘案すること

化石燃料の大量使用による地球の平均気温が上昇傾向にあり、それに伴って各地の平均潮位が上がっている。したがって、少なくとも外力の再現期間に対応するぐらいの水位上昇は考慮するべきだろう。

7) 将来の防災基準の見直しに際して構造物の強化が容易にできること

計画潮位などの値が将来大きくなることは容易に想像されるので、これに対処できる構造設計であるべ

きだろう。

これら各項についての詳しい解説は別の機会に譲るが、現状の設計基準が変わる可能性があることを念頭に置いておかなければならない。

さて、潮位が高いほど一般的に危険であるから、計画潮位として計画高潮位を取っている。防潮施設に対する計画高潮位の決め方には、次の4つの方法がある¹⁰⁾。

- 1) 既往最高潮位、あるいはこれに若干の余裕を見込んだ潮位を用いる。
- 2) 朔望平均満潮面に既往の最大潮位偏差、あるいはモデル高潮の潮位偏差を加えたものを用いる。
- 3) 既往の異常高潮位の生起確率曲線を求め、外そうによりある再現期間（たとえば、50年とか100年）の間に、それより高い潮位の発生回数が1であるような潮位を用いる。
- 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防潮施設の建設費を勘案して経済的に決定する。

これらの方法には岩垣⁸⁾が指摘したように、いずれも一長一短があり、大阪などの高潮常習地帯では具体的に次のように決定されている¹¹⁾。

$$\text{計画潮位} = \text{基本潮位} + \text{潮位偏差} \quad \dots\dots\dots (1)$$

基本潮位としては、大阪港天保山検潮所における昭和30～39年の台風期（7～9月）の朔望満潮面の実測値（O.P. + 2.20m）を用いている。また、潮位偏差として、数値計算で伊勢湾台風が室戸台風のコースを進行したときの最大潮位偏差（3.00m）を求めている。すなわち、上述した2)の方法に準拠しているといえる。計画天端高は計画潮位にさらに波高及び河川水門による堰上げなどを考慮して、O.P. + 5.7～8.10 m の値に設定されている。計画潮位の再現期間についてはもちろん考慮されており、各種確率分布によってかなりばらつきはあるが、最高潮位については約250年、最大偏差については約50年となっている。

これらの極値統計解析上の諸問題は次章以下に詳述することにして、諸外国の例を少し示しておこう。

まず、オランダでは1953年の高潮災害（それ以前の90年間の年最高潮位を用いて片対数紙上で超過確率を外そうして求めると、この時の潮位の再現期間は400年といわれた¹²⁾）の後でデルタ計画を策定し、たとえば、Eastern Scheldt Storm Surge Barrierの計画潮位は再現期間が4,000年に対応する値（N.A.P.；アムステルダム基準潮位 + 5.5 m）を採用している¹³⁾。この値はわが国の高潮常習地帯のその少なくとも10倍以上である。一方、米国では1958年に制定されたFlood Control Actによって、たとえばメキシコ湾に望むTexas City-LaMarque 地区では、計画潮位として平均海面 + 4.5 mを用いている¹⁴⁾。この潮位偏差は再現期間100年に相当するものである。

このように、計画潮位の決定に際し、最高潮位と潮位偏差のいずれを対象として極値統計解析すればよいかについていまだ確定していないのが現状である。

4. 潮位資料

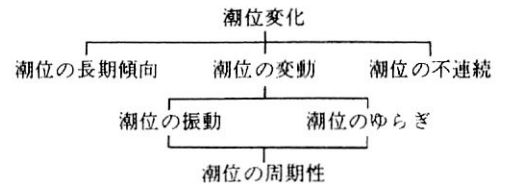
わが国の高潮常習地帯のうち、主な地点の利用可能な検潮記録開始年はほとんどが戦後であり、統計期間として、40年未満である。そのうち、大阪湾沿岸では比較的長期の記録が残っており、神戸では60年であり、大阪では精度を問題にしなければ年最高潮位について1901年からのものが利用できる。いずれにしても潮位観測が19世紀半ばから始まった英国やドイツなどに比べて非常に短期間といえる。潮位資料の中で極値となるものは最高潮位、最低潮位及び最大偏差の3つであろう。そこで、ここではこれらの資料の一般的な特性について考察してみよう。

4.1 潮位変化

高潮来襲時に観測される潮位は天文潮と気象潮の合計である。したがって、潮位偏差はこの潮位から天文潮（推算潮位）を引いて求められる。長年にわたる（通常10年以上）実測潮位を調和分解して、潮汐定数を求め、それらを使って推算潮位は計算される。一般には40分潮の和として表されるが、近似的には主要10分潮の合計で十分な精度を持っている。

それでは、決定論的に決められる天文潮と、台風特性や通過コースなどの確率的な要素で支配される気象潮に、どのような変化が内在するのだろうか。すでに、平均水面の長・短期的変化の分類が彦坂¹⁵⁾によって示されているが、変化の特性に基づいた分類は行われていないようである。1つのアプローチとして Mitchel et al.¹⁶⁾ が示した気候変化とのアナロジーで議論することが考えられる。なぜなら、たとえば、気象潮の極値も台風発生を経年変化などの気候変化に左右されるはずであり、長期的な平均気温の増加は潮位の上昇に結びつくからである。そこで潮位変化の分類を試み、その結果を図一4にまとめてみた。

まず潮位の長期傾向は、観測期間内の潮位が滑らかに増減もしくは減少傾向を示す場合で、その期間の最初または終りに極大もしくは極小値が出現する。eustatic な変化はこれに属しており、なかでも、長期的な海面上昇の現象はその典型例といえる。潮位の不連続は、観測期



図一4 潮位変化の分類

間内で平均潮位がある年を境にして、それ以前の10年またはそれ以上の期間の時間平均値が、それ以後の時間平均値と比較して統計的に有意な差を示す場合であって、山元¹⁷⁾は気候変化の場合を気候ジャンプと名付け、1950年頃に集中して検出されることを示している。潮位についてはこれまでのところ顕著なものはいまだされていないが、後述するように大阪では埋め立ての影響によって潮汐定数がそれ以前に比べて変化しているので、現象としてはよく似たものといえる。潮位変動は、次に述べるようにこれら以外の変化である（通常、気候変動とは30年間の気候値の平均値が変化する場合と定義されている）。

潮位変動は潮位の振動と潮位の揺らぎに大別されよう。前者では日周潮や半日周潮などが挙げられる。さらに、長期的なものには黄道と白道が交差する対恒星交点逆行周期の18.6年の交点潮や太陽黒点数の極大・極小となる周期の影響などによる変化が指摘されよう。潮位の揺らぎとは潮位が2組以上の

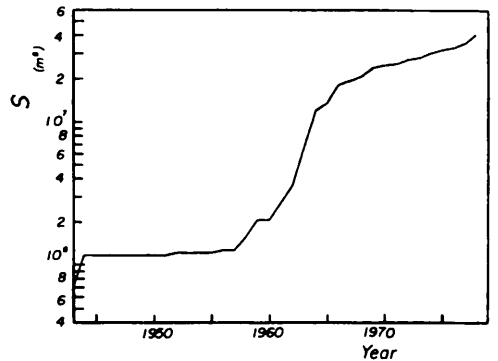
平均値群の間を交代して変化する場合である。たとえば、わが国の関東以西の太平洋岸では黒潮の蛇行による本土への接近が異常潮位として現れている。潮位の周期性とは振動の極大と極小の時間間隔がほぼ一定の場合である。

このような分類法が妥当であるかどうかは議論の余地があるが、すくなくとも分類のない場合に比べて潮位の変化の様相がわかりやすいといえる。

4.2 潮位に及ぼす埋立ての影響

高潮の常習地帯である東京湾、伊勢湾及び大阪湾などの湾岸や湾奥ではこれまで広範囲に埋立てが行われ、それに伴って水際線の形状が複雑になっている。そこで、潮位に果して大規模な埋立ての影響が現れるのかどうかを検討してみよう。

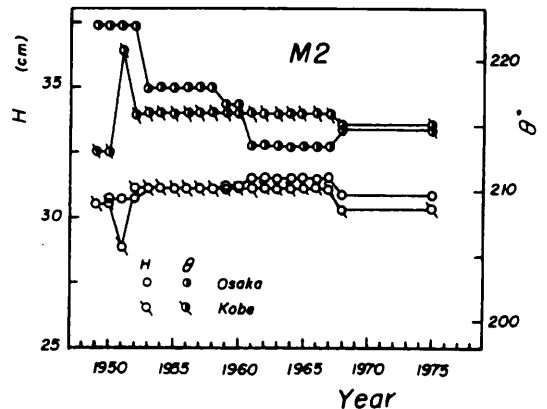
図一5は大阪湾沿岸の累積埋立て面積の経年変化を示したものであり、対象とした海域は南は和歌山県境に近い淡輪付近、西は明石付近を境界としている。なお、現在はさらにフェニックス計画の対象海域や神戸六甲アイランドなどの埋立てが進行中なので、約8,000ヘクタールに及んでいると推定される。大阪における江戸時代の新田開発面積が、木津川以西で約2,000ヘクタールであることを考えても、いかに広大な面積であるか想像できよう。



図一5 累積埋立て面積の経年変化

さて、埋立ての影響が潮位にどのような過程を経て現れるかは明かでない。とくに、天文潮は時間的に緩慢な現象であるから、たとえ影響があってもそれを検出できない恐れがある。しかし、沿岸で観測された潮位は、沿岸の境界条件に左右されているはずであるし、適当な指標あるいは特性量を用いれば、埋立ての影響を見いだすことができると考えられる。そこで、戦後の推算潮位と実測潮位の比較から潮位特性が経年的に変化したかどうかということと、比較的潮位が上昇する台風期(7, 8及び9月)の朔望平均満潮位の特性について調べた結果を述べる。

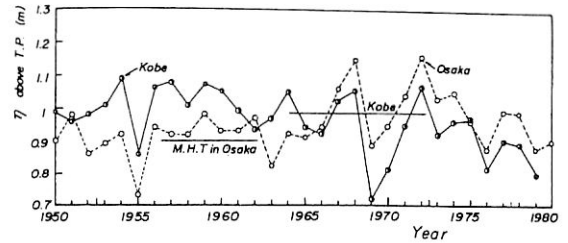
図一6は大阪及び神戸の推算潮位におけるM2分潮の水位の振幅と位相角の経年変化を示す。ただし、1968年から1975年まではそれらの平均値である。これから、神戸では水位と位相角が経年的に余り変わらないのに対し、大阪では1965年頃までに、水位の振幅は増加し、位相角は減少する特性が認められる。そのほか主な3分潮S2, K1及びO1についても、とくに大阪において水位や位相角が増加あるいは減少する傾向が顕著であった。当時、大阪市に隣接す



図一6 M2分潮の調和定数の経年変化

る堺・泉北地区の沿岸で埋立てが活発に行われていたことを考えると、潮汐定数の経年変化の原因として、やはり埋立ての影響が無視できないだろう。

図一七は朔望平均満潮位の定義に従って、1950年以後の台風期におけるその経年変化したものである。これから、台風期の朔望平均満潮位が大阪と神戸で、1960年を境に3～4年周期で変動し、両地点ではほぼ同位相であることがわかる。この原因として、黒潮の蛇行による異常潮位やたまたま

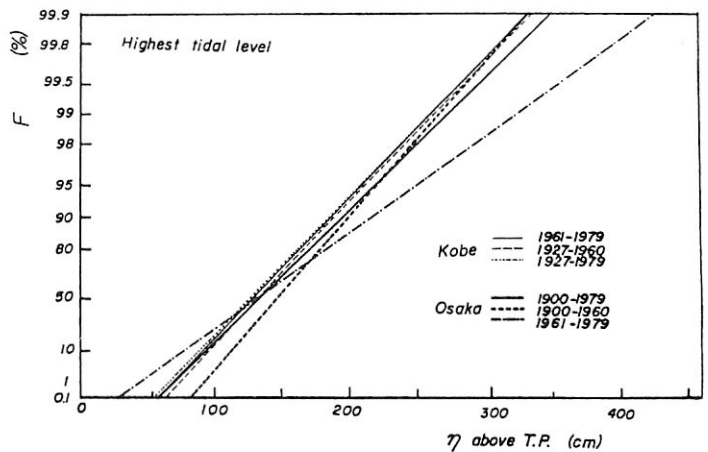


図一七 台風期の朔望平均満潮位の経年変化

台風が接近していたのではないかという可能性があるが、詳しく検討した結果、いずれも当てはまらなかった。そこで、潮位の時間的変化を検討したところ、朔望日の実測潮位が推算潮位よりかなり大きくなっていることがわかった。こうした差は潮位が比較的上昇する朔望期に観測されており、やはり、埋立ての影響が現われていると思われる。

このように、日常の観測潮位に、加速度的な埋立てによると推察される潮位特性の変化が定性的に示されたが、さらに高潮などが起こったときにどのように埋立ての影響が現れるか重要であろう。そこで、

種々の問題点はあるが Gumbel 分布を用いて調べた結果が図一八である。すなわち、埋立て事業が活発になり始めた1960年を境として、その前後の期間及び全期間にわたる年最高潮位を Gumbel 分布で表したものである。観測潮位はそれぞれ重なって見にくいので、あえて図中にはプロットしなかったが、後述する理由から適合性は悪いが、対象とする期間内の極値の特性は計算から求めた直線によ



図一八 観測期間による最高潮位の生起確立の変化

って、ある程度代表できると考えられる。これから、神戸の場合、観測期間の取り方に関係なく3本の直線がほぼ同じ位置にあるのに対して、大阪では1961年以後、最高潮位が T P + 180 cm より大きい場合、その生起確率がそれ以前のものに比べて大きく、危険側に位置することがわかる。これらの特性は最大偏差についても同様に認められた。したがって、統計期間も短く、しかも、埋立ての前後で統計期間が相違することの問題は残るが、潮位の極値に関しても埋立ての影響が湾奥の大阪で顕著になることがわかる。

4.3 潮位のトレンドと独立性

最高潮位、最低潮位及び最大偏差の極値時系列には、前述した eustatic な要因によるトレンド（長期傾向）が含まれている可能性がある。これらの極値にあらわに含まれていなくても、平均潮位の移動平

均値の経年変化を調べるとトレンドの有無が判定できることが多い¹⁸⁾。たとえば、表一1はイギリス各地とカナダのHalifaxの観測期間が30年以上の場合の平均海面や年最高潮位のトレンドを示したもので、長期にわたる海面上昇がはっきりと認められよう。一般に、トレンドとは観測値に一樣な増加あるいは減少が認められる場合を指すのであって、期間中に極大あるいは極小が複数存在する場合にはここではトレンドとはいわないことに注意する必要がある。したがって、計算機で多項式近似を当てはめて、機械的にトレンドを除去することは標本の持つ特性を人為的に変えてしまう恐れがあるので危険である。

さて、潮位の極値にトレンドがあるかどうかは、次式で示されるトレンド指数 I_T を求めれば簡単にわかる¹⁹⁾。

$$I_T = \sqrt{18} \left\{ 2 \sum_{i=1}^N n_i - N(N-1)/2 \right\} / \sqrt{N(N-1)(2N+5)} \dots\dots\dots (1)$$

ここに、 N ；標本数及び n_i ；統計量 x_i 以後に x_i 以上の値が現れた回数であり、 $I_T > 1$ なら増加傾向、 < -1 なら減少傾向と判断される。

式(1)に基づいて、大阪及び神戸における最高潮位と最低潮位のトレンド指数を求めた結果、大阪における両者ともにわずかな増加傾向があるのに対して、神戸では逆にいずれも少し減少傾向にあることがわかった。大阪の1941年から1966年の25年間の平均潮位の経年変化を調べた芝野²⁰⁾によれば、地盤沈下を補正しても年間約2mmの潮位上昇があると指摘しており、潮位の極値にもこの影響が出ている可能性がある。ただし、海面上昇速度は、表一1に数例を示すように、隣接した地区でもかなり相違するので、神戸と大阪で増減傾向がこのような違っててもそれほどおかしいことではないだろう。以後では、両地点の極値にはトレンドが近似的にないとして取り扱うことにする。

さて図一9は神戸における自己相関係数と系列相関係数を示したものである。これから、年最高潮位と最低潮位のいずれの相関係数もずらし年数1～2年でゼロに近い値となっているのに対し、最大偏差には4、12及び14年の周期性が認められる。大阪においても同様であって、最大偏差のみに11、12及び14年の周期性が見いだされるが、神戸の周期と少し異なっている。

このように、最大偏差についてのみ複数の周期性が認められるので、その原因について考えてみよう。周知のように、気象潮の極値の発生はほとんどの場合、付近を通過した台風に起因しており、最大偏差

表一1 各種海面上昇量 18.28.44)

港名	観測期間 (年)	平均海面上昇量 (mm/year)
平均海面		
Newlyn	61	1.95
Sheerness	85	2.37
Dover	39	4.52
Southend	49	1.71
年最高潮位		
Prince Pier	37	10
Devonport	30	6
Newhaven	60	5
Colchester	35	10
Goole	59	8
St. Andrews Dock	49	6
月最高潮位		
Halifax(Canada)	62	3.75

の周期性も外力となる台風の特性に依存すると推定される。そこで、1950年以後の台風の発生数と上陸数の自己相関係数を求めたところ、後者に4、12及び16年の明瞭な周期性が見いだされた。これは、ピリオドグラム解析からも確かめられた。このように、最大偏差の極値と台風上陸数に認められる周期は、必ずしもすべて一致しないけれども、両者に関係があるといえる。さらに、仮

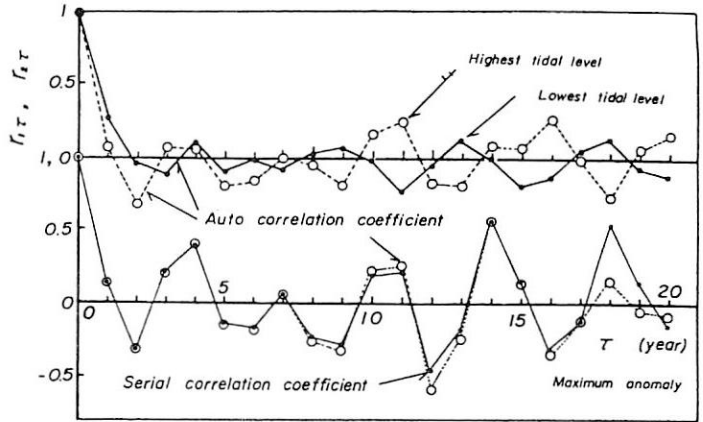


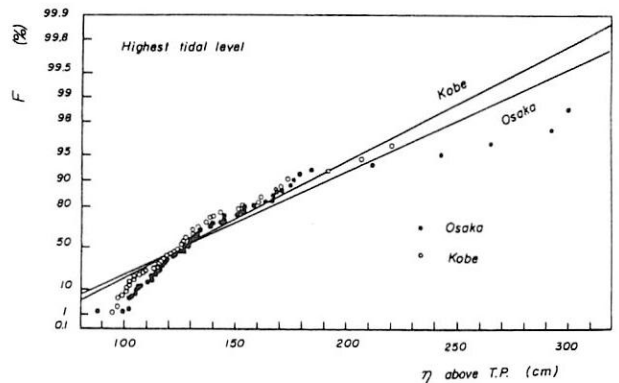
図-9 潮位の自己相関係数と系列相関係数

に最大偏差の標本のように、特性が異なる標本が複数個集まって、1つの標本を構成しているとするれば、ここで示した解析からはこれらの特性を見いだすことはできない。

このように、最大偏差の極値が独立(純偶発的)でないときには、独立確率変数の理論が一般に適用できない。しかし、Gumbel²¹⁾は、従属的事象に基づく分布は独立な試行による分布の漸近的な性質の幾つかを共有するという仮定は不自然ではないとしている。そして、彼によって、従属的事象と思われる洪水問題を対象とした幾つかの極値統計解析が行われており、同様の立場からこうした解析を最大偏差に適用しても、実際上有用であると判断されよう。

5. 高潮の極値統計

本研究のそもそもの発端は、たとえば、図-10に示すように、年最高潮位及び最大偏差は、Gumbel分布はもとより、いずれの確率分布にも余り適合せず、しかも一番肝心な潮位の大きいところで観測値と計算値との差が大きくなることである。当初、統計年数が短いことがこの最大の理由と考えていたわけであるが、そうではないことが次第に明らかになってきた。同じようなことが、ドイツや英国でも指摘されている。前章で潮位の特性を詳しく紹介したのは、このような背景による。ここでは、潮位の極値統計に関する近年の研究成果を紹介するとともに、著者らが行った



(a) 最高潮位

取り扱いを説明する。

5.1 潮位の極値統計解析法と問題点

いま、年最高潮位や最大偏差を対象とすれば、潮位の極値統計解析法は、図-11のように分類される。それぞれの方法の概略と問題点を以下に示そう。

1) 極値分布を適用する方法

母集団分布がある条件を満足するとき、標本最大値は標本数が大きくなるにしたがい、特定の極限形式に漸近することが知られている。これは、いわゆる Gumbel 分布（極値分布）と呼ばれるものであり、角屋²²⁾は当初の第1形式のほかに、対数極値分布A及びB型と名付けた第2、第3形式の有用性を明らかにしている。冒頭に、ある条件を満足するときと書いたが、たとえば、全雨量の分布が指数分布で表される場合などは、年最大雨量の分布は Gumbel 分布に従うことが理論的に証明されるとともに、とくに、指数分布を前提にしなければ、Gumbel 分布を採用することに異論はないと考えられている²³⁾。したがって、最高潮位などの極値が仮に対数正規分布や指数分布に適合しても、理論的な背景がないことに注意する必要がある。

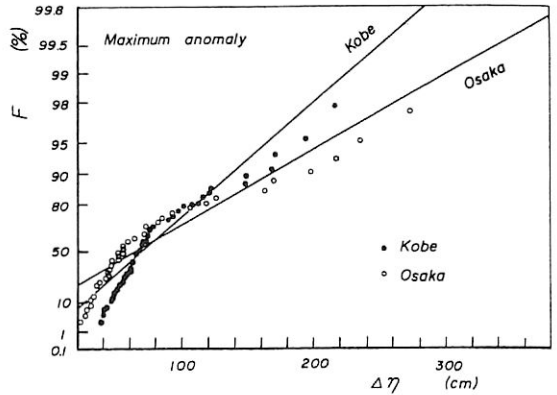
さて、超過確率 $Q(x)$ と再現期間 (return period) T は次式で定義される。

$$T = 1/nQ(x) \dots\dots\dots (2)$$

ここに、 n は潮位 x の年平均生起回数であり、年最大値を考える場合は当然 $n = 1$ である。確率変数 x を規準極値変数 y を用いて書き換えると、実用的にこれら3形式の分布形は次式で表される²²⁾。

$$P(x) = \exp(-\exp(-y)) \dots\dots\dots (3)$$

なお、ひずみ係数 C_s は、



(b) 最大偏差

図-10 年最高潮位と最大偏差の確率分布

1. 極値分布を適用する方法
 - (a) 通常の方法
 - (b) サンプル期間を考慮する方法
 - (c) 台風の径路を考慮する方法
2. 結合確率を適用する方法
 - (a) たたみ込み積分法
 - (b) 継続期間法
 - (c) 超過確率モデル
3. シミュレーションによる方法
 - (a) 数値-力学モデル
 - (b) 統計的アプローチ

図-11 潮位の極値統計解析法の分類

$$C_s = \mu_3 / \mu_2^{3/2} \dots\dots\dots (4)$$

を用いると $C_s = 1.1395$ の Gumbel 分布を基本形にして、この値より大きければ A 型、小さければ B 型になる。ここに、 μ_i は平均値まわりの i 次の積率である。これらの諸特性はあくまでも母集団分布の論議であり、標本分布に必ずしもそのまま当てはまらないことが指摘され、実際には極値確率紙上にプロットして適用形式を決める方法が提案されている。

Gumbel 分布適用上の問題点としては、次の 2 点が指摘される。

(a) Gumbel 分布の誘導過程で明らかになったように、これは標本数が無限大になったとき漸近形式であるから、数年の潮位の極値資料から再現期間 50 年などに対応する潮位を外そうによって推定することは無理である。George²⁴⁾ によれば少なくとも 30 年間の潮位資料が必要とされている。

(b) 潮位の極値が定常確率過程に従う場合に極値統計解析が適用できることから、前述したように、これらに周期性が認められる場合には、 $n = (1 / \text{周期年数})$ とする。Führböter²⁶⁾ は年最高潮位の代わりに m 年最高潮位を取れば、Gumbel 分布の一種である Jenkinson 分布に従うことを示している。彼の方法は周期性を考慮して進めたものではないが、結果的にはこれを考慮したことになる。図-12 はこの方法で神戸の潮位の極値に Gumbel 分布を当てはめて、再現期間 100 年に相当する極値を求めたものであり、確かにサンプリングの期間を長くすれば、極値は一定値に近づくが、当然標本数も少なくなるので、いずれが原因してこのようになるかは明かではない。やはり、百数十年以上のデータがあってこそこのような解析も意味を持つだろう。

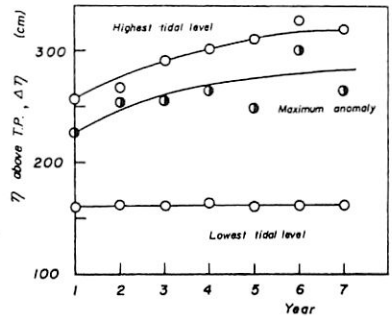


図-12 サンプリング期間による潮位の変化

2) 結合確率を適用する方法

観測潮位 $\zeta(t)$ は、つぎの 3 成分から構成されている。

$$\zeta(t) = Z_0(t) + X(t) + Y(t) \dots\dots\dots (5)$$

ここに、 $Z_0(t)$; 平均潮位、 $X(t)$; 天文潮成分及び $Y(t)$; 気象潮成分である。結合確率を適用する方法とは式 (5) の X と Y の同時生起確率を計算するものであり、次の 3 つの方法が提案されている。

(a) たたみ込み積分による方法 (convolution method, COM)

Pugh^ら²⁶⁾ は天文潮成分と気象潮成分の相互干渉は 2 次のオーダーであって無視できるとし、また、Walden^ら²⁷⁾ は検潮所が外洋から離れた内海ほどこの相互干渉が大きくなるが、いずれもその程度は無視できるとしている。そこで、両者が統計的に独立であるとして、Pugh^ら はそれぞれの確率密度関数から、次式のような同時生起確率密度関数をたたみ込み積分で評価している。

$$P(\zeta) = \int_{-\infty}^{\infty} P_T(\zeta - y) P_S(y) dy \dots\dots\dots (6)$$

ここに、 $\zeta = \eta(t) - Z_0(t)$ であり、 $P_T(x)$ は天文潮の、 $P_S(y)$ は気象潮のそれぞれ確率密度関数である。この方法はもともと天文潮の周期（普通、1日か半日）よりも気象潮の継続時間が長いようなイギリスの沿岸各地潮位の解析に適用したものであり、超過確率 $Q(\zeta)$ は、

$$Q(\zeta) = 1 - (1 - Q_1)^{n_0} \doteq n_0 Q_1 \quad Q_1 = \int_{\zeta^*}^{\infty} P(\zeta) d\zeta \quad \dots\dots\dots (7)$$

となる。ここに、 n_0 は1年間の標本数であり、サンプリング間隔を1時間とすれば $n_0 = 8,766$ である。これから明らかなように、再現期間が標本数の関数となっており、また、1時間毎の気象潮はもちろん自己相関係数がかかなり大きく、互いに独立ではないので、潮位の極値を過大評価する傾向にあるといわれている²⁸⁾。Pugh らは1年のデータを用いて再現期間100年の潮位を推定しているが、この解析では天文潮が気象潮よりも卓越する場合にのみある程度適用できるようである。

(b) 継続時間を考慮した方法 (duration method, DUM)

これは Tayfun³⁰⁾ によって開発され、高潮などの継続時間を考慮した方法である。いま、潮位 Z は次式で与えられるとする。

$$Z = \max_{t_0 \leq t \leq t_0 + \tau} (X(t) + S(t)) \quad \dots\dots\dots (8)$$

ここに、 $S(t)$ は任意の時間 t_0 に始まり τ 時間継続する正の気象潮である。そして、 S の時間的变化が緩慢であって、 τ 時間にわたって継続し、相当潮位 X_T に近似的に等しい（結局、気象潮の1つの時間波形を矩形波で表したことになる）とすれば、次式で表される。

$$Z \doteq \max_{t_0 \leq t \leq t_0 + \tau} (X(t) + X_T) \quad \dots\dots\dots (9)$$

一方、この τ 、 X_T はランダム変数であるから、ある与えられた時間 τ に Z となる条件確率 $P_{Z/\tau}(Z/\tau)$ は結局次のようになる。

$$P_{Z/\tau}(Z/\tau) = \int_{-\infty}^Z P[X_T < Z - x / (X = x \text{ for } t_0 \leq t \leq t_0 + \tau / \tau)] \cdot P_{X/\tau}(x/\tau) dx \quad \dots\dots\dots (10)$$

したがって、 Z の周辺分布 $P_Z(Z)$ は次式で与えられる。

$$P_Z(Z) = \int_0^{\infty} \int_{-\infty}^Z P_{X_T}(Z - x) P_{X/\tau}(x/\tau) P_{\tau}(\tau) dx d\tau \quad \dots\dots\dots (11)$$

ここに、 $P_{\tau}(\tau)$ は τ の確率密度関数である。式(11)中の $P_{\tau}(\tau)$ 及び $P_{X_T}(Z - x)$ は過去の潮位資料から推定できるが、 $P_{X/\tau}(x/\tau)$ については、たとえば天文潮が余弦関数で表されるときに関数形を求め、実際に適用してよい結果を得ている。

この方法では、満潮が1日2回あるような場所に適用するには新たに $P_{X/\tau}(x/\tau)$ を決めてやる必要がある。さらに、気象潮の時間波形を矩形波で近似させているので、瞬間的な（実際には1時間程度の時間間隔でサンプリングするので、これより短時間を指す）潮位の立ち上がりを平滑化することが避け

られない。Waldenら³¹⁾はTayfunの方法を次のように改良している。すなわち、この方法では正の値を取るすべての気象潮を対象として、潮位記録を再整理しなければならず膨大な仕事量になるので、基準値を定め、かつそれが複数回継続するときをモデル化している。また、気象潮が13時間以上継続するときには、移動平均した X_T が最大となる時間帯を求め、この矩形波で代表させている。

(c) 超過確率モデル (exceedance probability model, EPM)

Middletonら²⁸⁾の提案による、短期間の観測記録を用いて50年程度の再現期間に相当する潮位を推定しようとするもので、Rice²⁹⁾の雑音理論を応用した方法である。概要は次の通りである。

いま、潮位 ζ とその導関数 $\dot{\zeta}$ の結合確率を $P_{\zeta\dot{\zeta}}$ とすれば、超過確率 Q は、次式で与えられる。

$$Q = \int_0^{\infty} P_{\zeta\dot{\zeta}}(\zeta^*, v) dv \dots\dots\dots (12)$$

ここに、 $\dot{\zeta} = d\zeta/dt$ である。そこで、天文潮は決定論的に決まり、気象潮は確率的に求められるので、次式のように拡張して適用することができる。

$$Q = \int_0^{\infty} P_{y\dot{y}}(\zeta^* - \zeta, v - \dot{\zeta}) v dv \dots\dots\dots (13)$$

ここに、 $P_{y\dot{y}}$ は気象潮とその導関数の結合確率である。この方法のポイントはいかにして結合確率を決めるかであって、まず正規分布を仮定して、前述したPughらの方法(COM)やGumbel分布を適用した場合と比較している。そして、気象潮の時系列を2次のMarkov過程でシミュレートし、それぞれの係数は気象潮の分布が正規分布となるように決定している。その結果によれば、天文潮に比べて気象潮の変化が卓越するとき、潮位の大きいところではGumbel分布が、潮位の全領域でEPMがよく適合し、その逆ではさらにCOMも適用できることを示している。しかし、カナダのHarifax(1920~1982)とVictoria(1911~1932)の観測潮位にEPMを用いた結果によれば、 $P_{y\dot{y}}$ を2変数正規分布に変えて再計算し、Gumbel分布とかなりの一致を見いだしている。この方法の長所は1年程度の潮位記録で長期の再現期間の潮位を推定できることであるが、高潮やハリケーンのような数年に1度の異常潮に対しては適用することが難しいようである。

3) シミュレーションによる方法

この方法によれば、シミュレートする標本数を多く取れば初期値の影響が除去されるが、求めようとする再現期間の少なくとも10倍以上の期間を取る必要があることや、やはりほかの方法を併用することが必要と考えられる。代表的には次の2つがある。

(a) 数値—力学モデル (numerical—hydrodynamic model)

米国大気海洋局(NOAA)のMyersら³²⁾によって開発された方法であって、高潮の潮位を規定する幾つかのパラメータを選び、これを用いて高潮の数値計算を行い、その生起頻度を求めるものであって、具対的には次の手順に従う。

まず、高潮時の潮位は、次の6つのハリケーンのパラメータ、すなわち気圧差、半径、進行速度とそ

の方向、対象地点とハリケーンまでの距離及び天文潮の位相で与えられるとした。North Carolina 州の Cape Fear における高潮の数値計算では、上陸せずに海岸に沿って進行するハリケーン40ケースを追加し、これら6つの変数の組合せによって、合計7,720個について潮位を計算している。もちろん実際の計算では、それぞれのパラメータの代表値の組合せ626ケースを計算し、内そうによって求める方法を取っている。この計算からは、再現期間数千年に対応した高潮が求められるので、外そうによる評価の危険性は避けられるようである。米国の東海岸やメキシコ湾沿岸各地の高潮の推算に標準的に適用されているが、いくつかの問題点が指摘される。それは、それぞれのパラメータの生起確率と複数のそれらの同時生起確率をどのように与えるかである。さらに、高潮の数値計算法が妥当であるかどうかや計算ケースが多過ぎることが挙げられよう。

(b) 統計的な方法 (stochastic approach)

Sas³³⁾によって提案され、高潮の数値計算を行わず過去の潮位記録を単純化して統計的に処理する方法である。まず、高潮の偏差の波形を3次曲線で近似する。このとき、両者の面積が等しくなるように各項の係数を決定する。こうして求めた潮位の大きさと継続時間の分布がそれぞれ正規分布と Gumbel 分布に従うと仮定する。次に、高潮の発生間隔は Poisson 過程で記述できるとして、これに天文潮位を加えて潮位の時系列を作るわけである。これらの分布には当然幾つかの係数が含まれるので、実測潮位から決定する必要がある。

この方法を1902年からのベルギーの Antwerp の潮位資料などを解析した結果、任意の再現期間に対して極値分布 (Jenkinson 分布) で予測される潮位より少し高い潮位を与えることを示した。Sas の方法は Myers らの方法と異なり、高潮の数値計算に伴う誤差を含まないなどの特長があるが、前述した正規分布や Gumbel 分布への適合性は明らかになっていない。

5.2 台風の径路を考慮した極値統計³⁴⁾

1) 台風の径路による潮位特性の変化

従来方法に基づく高潮の極値統計において、最高潮位や最大偏差の Gumbel 分布への適合性が悪く、この原因が必ずしも観測年数の短さに起因していないことが明らかになった。しかも、結合確率による方法も結局どのような確率分布を選ぶかが1つのポイントであり、かつ長期にわたる潮位資料を再整理する必要があるなど、適用にあたってかなり面倒な手順を踏まなければならない。しかも、これのみでは不十分で、やはり Gumbel 分布を併用して十分妥当であることを示すことが多い。

著者らは、なぜ年最高潮位や最大偏差が Gumbel 分布に適合しないかについて色いろ検討してきた。そして、大きなヒントになったのは神戸や大阪の年最低潮位が図-13に示すように、Gumbel 分布に非常によく一致することであった。両地点における年最低潮位は12月か1月に発生し、西高東低の気圧配置が安定して長時間にわたって北西の季節風が吹くときであった。そこで、最高潮位や最大偏差の極値統計においても、やはりその発生過程を考慮する必要があると推測された。これらの毎年の極値は近年のわずかのものを除いて、ほとんどが台風によってもたらされている。周知のように、台風が対象地点の

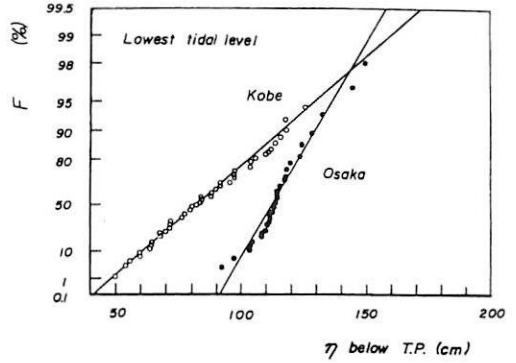
西側を通過する方が東側の場合よりも高潮の偏差が大きくなるのが力学的にも経験的にも明らかになっている。これは、気象潮に及ぼす吹き寄せの効果が移動風域である台風の危険半円である東半分と可航半円である西半分著しく相違することに起因している。したがって、神戸及び大阪を対象とした場合、大阪湾を北上する台風がこれらの地点のいずれの側を通ったかを径路図などから判断して大別し、それぞれの最大偏差と最高潮位の極値を整理することにした。

図一14は神戸を対象として、前述した区分による最高潮位の自己相関係数である。まず、台風の径路特性を考慮せず求めた図一9と比較して、自己相関係数の変動特性が余り一致しておらず、同様のことが大阪でも見いだされた。さらに、東西両方向の自己相関係数を比較すると明らかに位相が大部分異っており、両者の差が認められる。これと同時に解析した温带低気圧などの通過に伴う最高潮位の自己相関係数も前二者と相違しており、最高潮位の発生原因及び台風の径路によって、高潮の極値時系列の特性が変化することが見いだされる。したがって、これらの標本を1つにまとめれば、複数の異なる特性を持つ統計量が混在する標本となり、その中に存在する統計的な法則性を見つけることが困難になるといえる。そこで、それぞれの標本について解析する必要が生じるが、とくに、台風径路が対象地点の西側を通る場合の方がより高潮位になることがわかっているので、これに関する解析が重要である。ただし、東側を通る場合についても、高潮の力学的特性と潮位の統計量との関係を検討する際に不可欠である。

最大偏差についても同様の計算を行った結果、両地点の西を通過した台風による最大偏差の自己相関係数の特性が毎年のそれを支配していることがわかった。なお、この解析で、10~11年周期が認められたが、これは1888年から1980年のわが国への台風上陸数に見られる11年周期の影響を受けた結果と推定される。

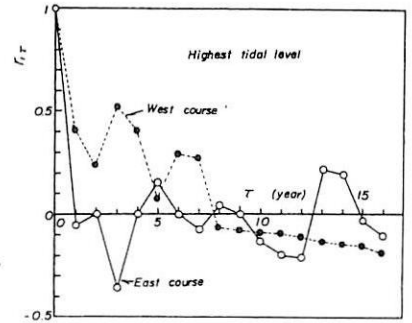
2) 高潮の極値統計

図一15は台風が神戸と大阪の西を通過した場合

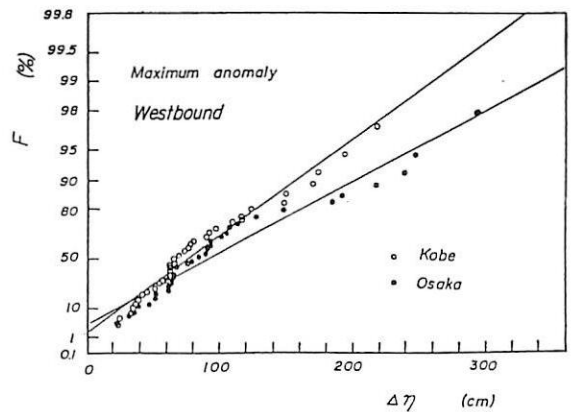


図一13 最低潮位の確率分布

図一13



図一14 台風の径路による最高潮位の自己相関係数の変化



図一15 台風径路を考慮した最大偏差の確率分布

の最大偏差の生起確率を Gumbel 分布の確率紙上に示したものである。これから、従来の方法によってプロットした図-10と比較して、適合性がよいことが認められる。神戸と大阪を比較した場合、大きな高潮が発生する確率が大阪で非常に大きいことがわかる。これらの事実から、さらにデータのばらつきを改善するためには、対象地点と台風の通過コースとの距離を考慮することも考えられる。さて、同様の取り扱いを神戸における最高潮位に適用した結果を図-16に示す。ここに、low Pressure

としたのは台風以外の温帯低気圧などによるものである。最高潮位の場合にも、台風の径路を考慮すれば適合性のよい結果が得られることがわかる。また、最高潮位の方が最大偏差に比べて Gumbel 分布への適合性がよいようであり、しかも、神戸以東を通過した台風による最高潮位に上限値があるような傾向が見いだされる。前者については資料数が最高潮位の方が若干多いことや、天文潮と気象潮の結合確率

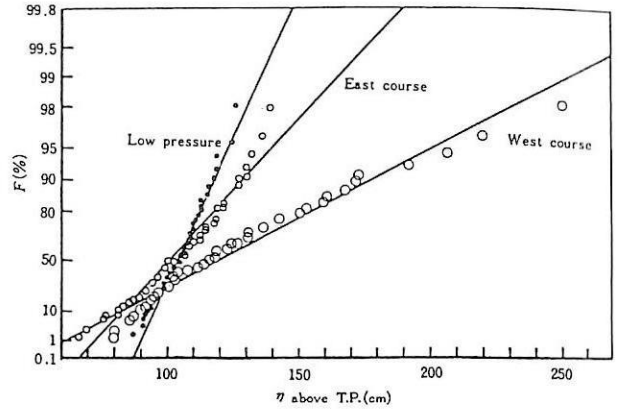


図-16 台風の径路別最高潮位の確率分布(神戸)

分布が Gumbel 分布に近い性質を持つことの可能性などが考えられる。後者については、力学的な解析から上限値が果して存在するかどうか現状では明かではないが、興味のある現象といえる。

一方、外洋性高潮が襲する高知の1950年から1982年のわずか33年間の潮位記録による最大偏差の台風径路別生起確率を表したものが図-17である。ここでは、資料数の少なさに起因したデータのばらつきは避けられないものの、台風7010号による既往最大の潮位偏差の再現期間が30数年程度であることがわかり、適合

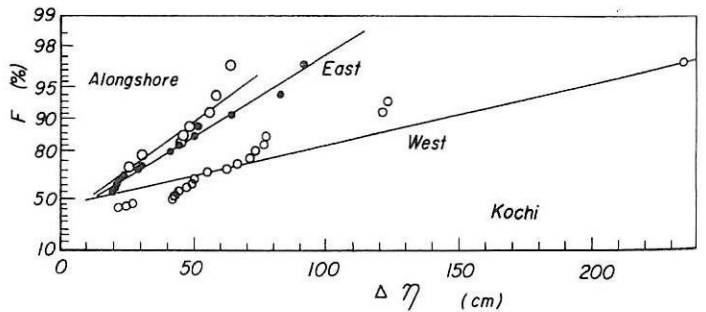


図-17 外洋高潮の最大偏差の確率分布

度が極端に悪かった従来の解析から推定された、90~150年³⁵⁾に比べてかなり短くなっている。

以上のように、台風の径路区分によって、従来の高潮の極値統計が改善され、年最高潮位や最大偏差が Gumbel 分布によく合うことがわかった。言い替えば、高潮の極値は1つの標本に属する統計量として取り扱うことが困難であって、ある程度力学的な背景を考慮して進める必要があることを示している。

5.3 潮位データの確率分布への適合度と推定誤差

潮位データの棄却検定法については、多くの専門書で紹介されているので、ここでは、確率分布の適

合度に関する成果について、簡単に触れておこう。

すでに、高潮の極値統計解析法で示したように、幾つかの計算の過程で特定の確率分布が適用されている。では、その適合性はそのほかの確率分布の場合よりも良好かどうかを、どのようにして確かめればよいのであろうか。適合度の評価規準は、次のように幾つか挙げられている³⁶⁾。

1) 最大対数尤度 *MLL* を用いる方法

データとモデルを最尤法で適合させた場合、最大対数尤度が適合度を表す1つの指標となる。

$$MLL = \sum \log f(x_i, \hat{\theta}) \dots\dots\dots (14)$$

ここに、 f ; 確率密度関数、 x_i ; データ及び $\hat{\theta}$; 母数 θ の最尤推定値である。この値が大きいほど適合度がよい。

2) 情報量規準 *AIC* を用いる方法

赤池³⁷⁾が提案した方法で、確率分布の母数の個数も次のように導入して、情報量規準を定義した。

$$AIC = -2MLL + 2p \dots\dots\dots (15)$$

ここに、 p ; 母数の個数であり、これが小さいほど適合度がよい。

3) 標準最小二乗規準 *SLSC* を用いる方法

高橋ら³⁶⁾が提案した指標で、次式で定義される。

$$SLSC = \sqrt{\zeta_{min}^2} / |s_{0.99} - s_{0.01}| \dots\dots\dots (16)$$

ここに、 $s_{0.99}$ 及び $s_{0.01}$; 非超過確率 0.99, 0.01 に対応した標準変量、 ζ_{min}^2 ; 分位値 q_i に対応する標準変量 r_i と s_i との差の最小化された平均二乗誤差である。 $SLSC = 0.02$ であれば適合良好であり、これが0.03より大きければほかの確率分布を試みるべきとしている。

このような指標を用いて各確率分布の適合度を求め、どの指標に対しても良好な成績を示す分布が最適の分布と考えられる。

さて、これらの手順に従って処理した結果、同程度の適用性を持つ確率分布が複数個ある場合、以下に示す評価法による、推定誤差が小さい方を選ぶ方法が提案されている³⁸⁾。

1) Jackknife 法³⁹⁾

推定誤差 \hat{J} を、次式で計算する。

$$\hat{J} = \frac{n-1}{n} \sum_{i=1}^n [\bar{x}_{(i)} - \bar{x}_{(.)}]^2, \bar{x}_{(i)} = \frac{n\bar{x} - x_i}{n-1} \dots\dots\dots (17)$$

ここに、 $\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i / n$, $\bar{x}_{(.)} = \sum_{i=1}^n x_{(i)} / n$

である。

2) Bootstrap 法³⁹⁾

最近、高潮の極値に対しても Prater ら⁴⁰⁾が適用を試みているが、 n 個の観測値からモンテカルロ法を適用して標本を作り、それから n 個抽出し、その標本から統計量 θ の推定値 θ^{*1} を計算する。この作業を B 回繰り返すと、推定誤差 \hat{E} は次式で与えられる。

$$\hat{E} = \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B [\hat{\theta}^{*b} - \hat{\theta}^{*\cdot}]^2 \dots\dots\dots (18)$$

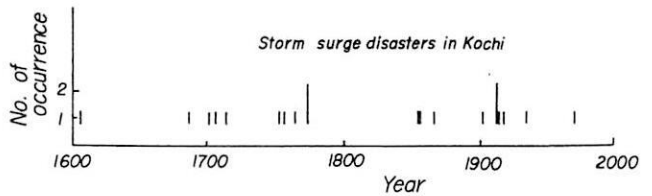
ここに、 $\hat{\theta}^{*\cdot} = \sum_{b=1}^B \hat{\theta}^{*b} / B$

これらの評価によって、推定誤差の小さな分布がよいと判断される。

6. 高潮発生の歴史性と巨大高潮

これまで展開してきた高潮の極値統計は、その前提条件として極値が定常確率過程を構成するということが必要であった。これが満足されれば、ある限られた期間の潮位の極値から構成される標本の統計的な特性が、母集団のそれと一致する、あるいは限りなくそれに近いといえる。しかし、現実にはわが国で潮位観測が開始されて、同一地点で 100 年継続していないことを考えると、たとえ、Gumbel 分布から外そうして再現期間が数百年に対応した極値を求めても信頼できるかどうか疑問である。具体例を示してみよう。

図一18は高知における気象災害資料^{41,42)}から作った高潮災害発生年表である。これから、1600年以降20回の高潮災害が発生したことがわかる。平均して20年に1度発生したことになる。もちろん高潮の規模はわ



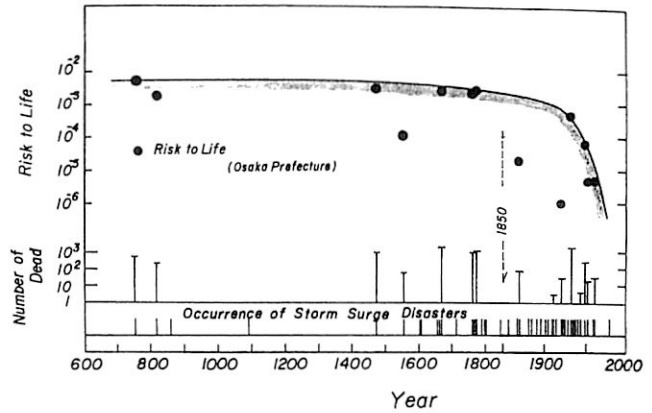
図一18 高知における高潮災害の発生時期

からないが、被害が出ていることを考えてみるとある程度以上の規模であることは間違いない。この図で注目したいのは高潮の発生に群発性が見られることである。1700年、1760年及び1910年前後には多発している。仮に、この年代付近で潮位記録があるとすれば、統計解析から得られる再現期間は高潮が多発していない期間のそれよりかなり短くなるのは当然であろう。前述した高知の最大偏差の解析からは、もし台風7010号による高潮を除外すれば、この台風による潮位偏差の再現期間が5,000年から14,000年になること³⁵⁾からも明らかであろう。このような結果から考えれば、低頻度の巨大高潮の再現期間の推定は非常に困難なことになる。

高知の場合、高潮災害の程度が余りわからないので、その復元をすることは難しい。もし、復元できれば被害、とくにその死者数や死亡リスクによって、おおよそ高潮の規模を推定可能である。

図一19は大阪における高潮災害の歴史の変遷を示したものである⁴³⁾。これから53回にわたる高潮災害が群発していることが見いだされるほかに、死者が1,000人以上となった巨大高潮が過去7回発生し、平均して150年に1度起こったと推定される。いずれも高潮対策のなかった時代のことであり、死亡リスクは

10^{-3} 以上、すなわち、住民1,000人に1人以上の割合で死亡している。最大偏差が室戸台風の場合より少し大きい3.5m程度の高潮（室戸台風の死亡リスクが 10^{-3} であるのに対して、ほかの6つの巨大高潮ではその5倍くらい死亡リスクが大きいので、最大偏差も50cm程度大きくとった）を考えるとその再現期間は約120年となる。したがって、大阪における高潮の極値統計解析の結果は、巨大高潮災害の歴史的な発生頻度とかなり一致することがわかる。



図一 19 大阪における高潮災害の発生時期と死者数、死亡リスクの経年変化

7. 結 語

現在、計画潮位は大阪について説明したように、基本的に、伊勢湾台風クラスの台風が対象地点の高潮発生にとってもっとも危険なコースを進行したときを想定して計算している。それでは、伊勢湾台風より大きな台風は発生しないのだろうか。あるいは発生するとすればどの程度の規模で、かつ、その生起確率はいくらぐらいなのだろうか。少し考えただけでも重要な問題が幾つも挙げられる。伊勢湾台風のモデルで高潮の計算が行われた当時からすでに10年以上経過し、当時に比べて高潮の数値計算法はもとより、ここで紹介した極値統計解析法もかなり進んだといつてよい。大型の直撃台風の減少によって、高潮災害が近年発生しないのは喜ばしいことであるが、将来にわたってなくなるはずのないことは歴史が示している。しかも、関西空港や東京湾埋立て計画に見られるように、臨海立地型の高度情報化社会を目前に控え、なんとしてもこれらの地域で大きな高潮災害を発生させてはならないだろう。また、数百年に1度しか発生しない低頻度の巨大高潮の予測法も大事な問題である。とすれば、高潮災害のない現在、むしろ問題を先取りして高潮研究を積極的にやるべきであると著者は考えている。

ここでは、高潮の極値統計とそれに関係する諸問題について、たとえば、潮位変化の分類などかなり私見を交じえて紹介したので、著者の一人よがりの部分もあると思われる。御批判を頂ければ幸いである。しかし、この問題が単に工学的な分野のみに関係するだけでなく、世界的な海面の上昇傾向や長期的な気候変動など、ほかの学問分野とも密接な関係があることや、極値統計をただ技術的に処理することの危険性も理解して頂けたことと思う。

最後に、本研究における高潮の極値統計の核心部分は京都大学防災研究所土屋義人教授との協同研究の成果であり、記して謝意を表する次第である。

参 考 文 献

- 1) 七久保 操ら：東京港の防災事業，みなとの防災，1981，pp.36～51.
- 2) 大阪市港湾局計画課：大阪湾の高潮対策事業について，みなとの防災，1981，pp.182～188.
- 3) 竹内 均：科学的思考とは何か，P H P文庫，1987，p.282.
- 4) 河田恵昭：災害史に学ぶ，NHK市民大学テキスト（災害の科学），1987，pp.129～143.
- 5) Tsuchiya, Y. and Y. Kawata: Risk to life, warning systems and protective construction against past storm surges in Osaka bay, J. Natural Disas. Science, Vol. 3, No.1, 1981, pp.33～55.
- 6) 河田恵昭：高潮との戦い，NHK市民大学テキスト（災害の科学），1987，pp.92～104.
- 7) 河田恵昭：高潮災害の変遷と将来予測，水工学—水災害の予測と対策—，土木学会関西支部，1981，pp.85～104.
- 8) 岩垣雄一：高潮・波浪処理計画，水災害の科学（矢野勝正編著），技報堂，1971，pp.244～263.
- 9) Walker, J. R. et al.: Coastal design criteria in southern California, Proc. 19th ICCE, 1984, pp.2, 827-2, 841.
- 10) 日本港湾協会：港湾の施設の技術上の基準・同解説，1979.
- 11) 那智俊雄：防潮対策に関連する大阪市内河川の水工計画上の諸問題，京都大学学位論文，1972.
- 12) Wemelsfeder, P. J.: The disaster in the Netherlands caused by the storm flood of February 1, 1953, Proc. 4th ICCE, 1953, pp.258～271.
- 13) 鈴木雄三：オランダの高潮バリアー，みなとの防災，1982，pp.36～44.
- 14) Davis, A. B. : Design of hurricane flood protection on the upper Texas coast, Proc. 8th ICCE, 1962, pp.563～577.
- 15) 彦坂繁雄：潮汐，海洋物理3（海洋科学基礎講座），東海大学出版会，1971，pp.238～246.
- 16) Mitchel et al. : Climate change, WMO Tech. Note, No.79, 1966.
- 17) Yamamoto, R. et al. : An analysis of climatic jump, J. Meto. Soc. of Japan, Vol.64, No.2, 1986, pp.273～281.
- 18) Graff, J. : An investigation of the frequency distributions of annual sea level maxima at ports around Great Britain, Estuarine, Coastal and Shelf Science, Vol.12, 1981, pp.389～449.
- 19) 鈴木栄一：気象統計学，地人書館，1968，p.314.
- 20) 芝野照夫：わが国における潮位と海岸線の長期変化の関連について，京大防災研年報，第27号B-2，1985，pp.573～590.
- 21) Gumbel, E. J. : 極値統計学，河田竜夫・加瀬滋男監訳，広川書店，1968，p.405.
- 22) 角屋 睦：水文統計論，土木学会水工学シリーズ，1964，p.59.

- 23) 角屋 睦：雨量分布とその年最大値の分布，京大防研年報，第4号，1961，pp.122～131.
- 24) George, K. J. and D. J. Bates：The 60 year sea level at Barnstaple as estimated using the convolution method, Proc. Inst. Civ. Eng., Vol.69, 1980, pp.827～834.
- 25) Führböter, A.：Frequencies and probabilities of extreme storm surges, Proc. 16th ICCE, 1978, pp.949～964.
- 26) Pugh, D. T. and J. M. Vassie：Applications of the joint probability method for extreme sea level computations, Proc. Inst. Civ. Engr., Part 2, 1980, pp.959～975.
- 27) Walden, A. T. et al.：The examination of surge-tide interaction at two ports on the central south coast of England, Coastal Eng., Vol.6, 1982, pp.59～70.
- 28) Middleton, J. F. and K. R. Thompson：Return period of extreme sea levels from short records, J. Geo. Res., Vol. 91, No. C10, 1986, pp.11,707～11,716.
- 29) Rice, S. O.：The mathematical analysis of random noise, in Noise and Stochastic Processes, edited by N. Wax, Dover, 1954, pp.133～294.
- 30) Tayfun, M. A.：Joint occurrences in coastal flooding, Proc. ASCE, WW2, 1979, pp.107～123.
- 31) Walden, A. T. et al.：An alternative approach to the joint probability method for extreme high sea level computations, Coastal Eng., Vol.6, 1982, pp.71～82.
- 32) Myers, V. A. and J. E. Overland：Storm tide frequencies for Cape Fear River, Proc. ASCE, WW4, 1977, pp.519～535.
- 33) Sas, M.：Frequency of occurrence of storm surges in an estuary：a stochastic model, Proc. 19th ICCE, 1984, pp.199～216.
- 34) Tsuchiya, Y. and Y. Kawata：Extremal statistics of storm surges in Osaka bay, Proc. 19th ICCE, 1984, pp. 115～131.
- 35) 岩垣雄一ら：高知港における高潮の統計的解析，昭和45年度台風10号による災害の実態と防災に関する研究，特定研究報告，1971，pp.57～71.
- 36) 高棹琢馬ら：琵琶湖流水文データの基礎的分析，京大防災研年報，第29号B-2，1986,pp.157～171.
- 37) Akaike, M：A new look at the statistical model identification, IEEE Trans. Autom. Contr., AC-19, 1974, pp.716～723.
- 38) 清水 章ら：リサンプリング手法による確率水文学の精度の評価について，土木学会関西支部年講概要，1987，pp.II-57-1-2.
- 39) Efron, B.：The jackknife, the bootstrap and other resampling plans, CBMS-NSF, Regional Conf. ser. in Applied Math., 1982, p.92.

- 40) Prater et al. : Estimating error of coastal stage frequency curves, Proc. 19th ICCE, 1984, pp.162~173.
- 41) 高知地方気象台 : 高知県の気象, 1982, p.158.
- 42) 高知県 : 高知県災害異誌, 1966, p.159.
- 43) Tsuchiya, Y. and Y. Kawata : Historical study of changes in storm surge disasters in the Osaka area, J. Natural Disas. Science, Vol.8, No.2, 1986, pp.1~18.
- 44) Blackman, D.L. and J. Graff : The analysis of annual extreme sea levels at certain ports in southern England, Proc. Inst. Civ. Engr., Vol.65, 1978, pp.339~357.