

伊勢湾における高潮の極値の推定

山口正隆*・畑田佳男**・花山格章***

1. 緒 言

高潮に伴う沿岸地域の被害は広域的かつ甚大であることから、防災対策上設計潮位を的確に評価することがきわめて重要である。従来、台風により異常高潮が生起するような沿岸域における設計潮位は伊勢湾台風クラスの巨大仮想台風が対象領域に最も危険なコースをとった場合の高潮偏差（以下、単に高潮と呼ぶ）の数値計算結果を参照して評価されてきたが、こうした仮定は統計学的根拠をもたないことから、設計潮位の選定は必ずしも合理的とはいえず、場合によっては、今後数十年間の間に設計潮位を上まわる高潮をもたらす異常台風が来襲する可能性も無視しえないであろう。

山口ら（1994a, 1994b）はこれに代わる方法として、確率的台風モデル、台風モデル法に基づく海上風推算モデル、高潮重回帰モデルおよび極値統計解析モデルを組み合わせた「確率的台風モデルに基づく高潮の極値推算システム」を開発し、モンテカルロシミュレーション結果の極値統計解析によってわが国太平洋岸西部および東シナ海沿岸における1000年確率高潮とその変動範囲を推定したが、高潮計算を重回帰モデルに依っているため、重回帰式の適用範囲をはずれる巨大台風時の高潮の推定結果の信頼性は必ずしも保証されない。

そこで、本研究では、高潮重回帰モデルを高潮の数値モデルに代えた「確率的台風モデルに基づく高潮の極値推算システム」を新たに構築するとともに、伊勢湾を代表領域として、モンテカルロ法で発生させた1000年間相当の台風に対する高潮シミュレーションを行い、超長期の再現期間に対する確率高潮とその変動幅を推定する。

2. 高潮の極値推算システムとシミュレーション手順

2.1 システムの構成

(1) 確率的台風モデル

確率的台風モデル（山口ら, 1994a）とは台風属性（台

風の中心位置、中心気圧、台風半径）資料の統計解析に基づいて作成した台風属性の確率的発生モデルである。モデルの作成にあたっては、北緯20～40°、東経120～150°の領域を1951年から1991年の間に通過し、中心気圧が980 hPa以下に発達した台風のうち、領域内発生15台風を除く320台風を採用し、気象要覧、台風経路図および天気図よりそれぞれの台風に対して6時間ごとの台風属性を求めた。

確率的台風モデルでは、年台風発生数を平均値7.8のポアソン分布、境界上の台風属性の平均特性を1次元重み付きスプライン関数、対象領域内の台風属性および台風属性変化量間の相関関係を1次回帰式で近似するとともに、境界および領域内での平均値からの変動量を、資料解析より求められる経験的確率分布関数で表示する。この際、境界を6分割、領域を16分割した小区域で経験的確率分布を求めることにより、確率的台風モデルの精度向上を図るとともに、台風半径の算出においては、中心気圧との相関を考慮する。

(2) 台風モデル法

台風モデル法は、台風の中心位置、中心気圧、台風半径で表される台風属性を入力データとし、台風内の気圧分布に対してMyers式を仮定して求めた中心対称傾度風と、台風の移動に伴う場の風にそれぞれ変換係数を乗じたのち、両者の和から10 m高度における海上風速 U_{10} および風向 θ_w を推定する方法である。傾度風に乗ずる変換係数 $G(s)$ は、supergradient windの影響を考慮するため定数とせず、藤井ら（1986）の式における係数を修正した次式による。

$$\left. \begin{aligned} G(s) &= G(\infty) + \{G(s_p) - G(\infty)\} (s/s_p)^{k-1} \\ &\quad \cdot \exp[(1-1/k)\{1 - (s/s_p)^k\}] \\ G(\infty) &= 0.6, \quad G(s_p) = 0.9, \quad s_p = 0.5, \quad k = 2.5 \end{aligned} \right\} \cdots (1)$$

ここに、 $s = r/r_0$ 、 r ：台風中心からの距離、 r_0 ：台風半径、である。式（1）は $s=1$ で最大値0.9をとり、台風中心に近づくにつれて0に、一方、台風中心より離れるにつれて0.6に漸近する。また、気圧分布は半径方向への指数関数型変化を仮定するMyers式により評価する。海上風の算定には、シミュレーションで得られる6時間ごとの台風属性を15分間隔で補間したデータを用いる。

* 正会員 工博 愛媛大学教授 工学部土木海洋工学科

** 正会員 工修 愛媛大学助手 工学部土木海洋工学科

*** 正会員 工修 五洋建設株式会社

(3) 高潮の数値モデル

高潮の数値モデルは水深方向に積分された2次元連続方程式および運動方程式の差分分解に基づくものであり、海面におけるせん断力成分 τ_{xs} , τ_{ys} と海底摩擦力成分 τ_{xb} , τ_{yb} はそれぞれ次式により求める。

$$\left. \begin{aligned} \tau_{xs} &= \rho_a C_D U_x \sqrt{U_x^2 + U_y^2}, & \tau_{ys} &= \rho_a C_D U_y \sqrt{U_x^2 + U_y^2} \\ \tau_{xb} &= \rho_w C_f U \sqrt{u^2 + v^2} - \alpha \tau_{xs} \\ \tau_{yb} &= \rho_w C_f V \sqrt{u^2 + v^2} - \alpha \tau_{ys} \end{aligned} \right\} \dots\dots\dots (2)$$

ここに、 ρ_a : 空気密度 (1.2 kg/m³)、 C_D : 海面抵抗係数、 U_x , U_y : 10 m 高度における風速 U_{10} の x , y 成分、 ρ_w : 海水の密度 (1.025 × 10³ kg/m³)、 C_f : 海底摩擦係数 (0.0026)、 α : 比例定数 (=0.5)、 u , v : 鉛直方向平均流速の x , y 成分、である。 C_D は風速に依存する Smith & Banke (1975) の経験式、

$$C_D = (0.066 U_{10} + 0.63) \times 10^{-3} \dots\dots\dots (3)$$

を $U_{10} \geq 10$ m/s に対して用い、 $U_{10} < 10$ m/s では $C_D = 0.00129$ とする。外洋境界では、気圧低下に伴う静力学的水位上昇量を境界条件として与える。また、モンテカルロシミュレーションで模擬発生する台風を対象とすることから、天文潮位は考慮していない。

図-1 は格子間隔 $\Delta x = 2.5$ km で 38 × 34 に分割した伊勢湾計算格子網であり、高潮計算は時間間隔 $\Delta t = 45$ s で行い、1 時間ごとに出力する。計算開始時には、全領域で高潮偏差を 0 とする。図-1 の水深格子網の地形解像度は十分とはいえないけれども、本研究では、2000 ケース以上の台風に対する高潮計算を行うので、計算時間の制約を考慮して格子間隔を 2.5 km に抑えた。

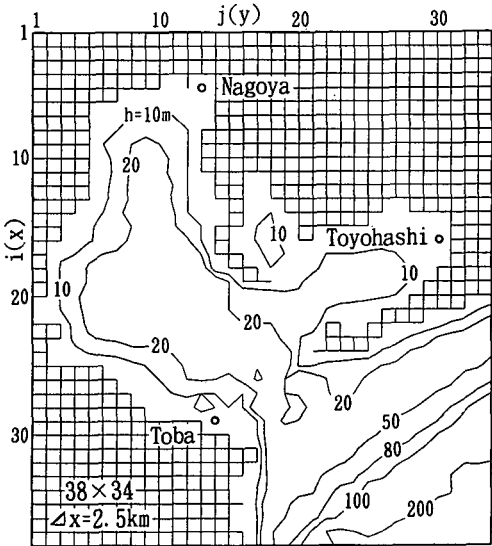


図-1 伊勢湾における高潮計算用格子網

(4) 高潮の極値統計解析モデル

確率高潮は高潮 (η) 資料の上位値に合田 (1990) の最小2乗法に基づく極値統計解析モデルを適用して評価する。すなわち、次式で表される Gumbel 分布および Weibull 分布 (形状母数 $k=0.75, 1.0, 1.4, 2.0$) の5種類の確率分布より相関係数 (ρ) 基準に従って最適合分布を選択し、確率高潮 η_n (再現期間 $n=50$ 年, 100 年, 200 年, 500 年, 1000 年) とその標準偏差 σ_n を推定する。

$$\left. \begin{aligned} F(\eta) &= \exp[-\exp\{-(\eta-B)/A\}]; & -\infty < \eta < \infty \\ F(\eta) &= 1 - \exp[-\{(\eta-B)/A\}^k]; & B < \eta < \infty \end{aligned} \right\} \dots\dots\dots (4)$$

ここに、 F : 未超過確率、 η : 高潮に相当する確率変数、 A : 尺度母数、 B : 位置母数、 k : 形状母数、である。

極大値資料を用いた極値統計解析において、気象擾乱に伴う高潮の総数 N_T 、基準値以上の高潮資料数 N および統計年数 K が必要になる。伊勢湾における主要な高潮は台風により生起するので、高潮資料総数 N_T は統計期間 K に対象領域内の高潮に影響を及ぼした台風の個数として求める。高潮資料数 N は確率高潮の推定精度を向上させる点ではできるだけ多く採ることが望ましいが、資料数の制約から統計期間 K と同数とする。

2.2 シミュレーション手順

確率台風モデルに一樣乱数を入力することにより1つの台風全期間の台風属性データを発生したのち、台風モデル法から15分間隔で得た海上風および気圧の時空間分布を高潮の数値モデルに与えて、高潮の数値計算を行い、各地点における台風期間中の高潮の最大値を記憶させる。以上の演算を対象年数分繰返して、台風ごとに求めた高潮のデータセットから、対象年数に相当する順位までの上位高潮資料を作成したのち、極値統計解析モデルを適用して、再現期間50年~1000年に対する確率高潮とその標準偏差を地点別に評価する。

高潮の極値の推定精度を損なわずに計算時間を節約するため、高潮の数値計算は、対象領域内の複数地点 (名古屋および鳥羽) において、台風シミュレーション結果を入力値とする高潮重回帰式 (山口ら, 1994b) に基づく高潮が一定値 (ここでは 30 cm) を越える台風に限定して、台風が対象領域 800 km 以内に接近した時刻から実行する。

3. 高潮の極値の推定

3.1 観測資料に基づく確率高潮の推定

伊勢湾内では、名古屋および鳥羽において高潮観測資料が得られているので、この中から台風によって生起した資料のみを抽出して、台風別高潮資料を作成した。期間は名古屋で1950年~1991年の42年間、鳥羽で1951年~1991年の41年間である。

図-2は名古屋における上位42個および鳥羽における上位41個の高潮資料を経年変化図として示したものであり、図中には上位3位（鳥羽では1位のみ）までの高潮を発生した台風名および高潮も与えられる。高潮は年複数回生起することもあるし、全く生起しないこともある。これによると、名古屋に第3位までの高潮をもたらした台風および高潮は台風5915号(3.45 m)、6118号(1.97 m)、7220号(1.96 m)であり、台風5915号時の高潮が圧倒的に大きいし、異常高潮の生起間隔も不規則である。また、1.5 m以上および1 m以上の高潮の生起回数はそれぞれ4および11回である。一方、鳥羽における第1位の高潮をもたらした台風および高潮は台風5915号(1.23 m)、1 m以上の高潮の生起回数は3回であるから、高潮は名古屋に比べてはるかに低く、生起回数も少ない。これは鳥羽が巨大台風の進行方向に対して遮蔽方向に相当する伊勢湾西側に位置するためである。

図-3は名古屋（実線）および鳥羽（点線）に上位3位までの高潮をもたらした3台風の経路を図示したものである。いずれの台風も紀伊水道から伊勢湾をNNE～NE

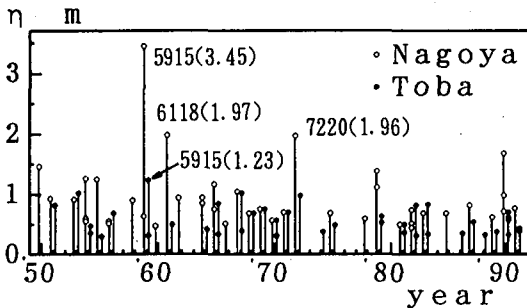


図-2 上位高潮観測値の経年変化

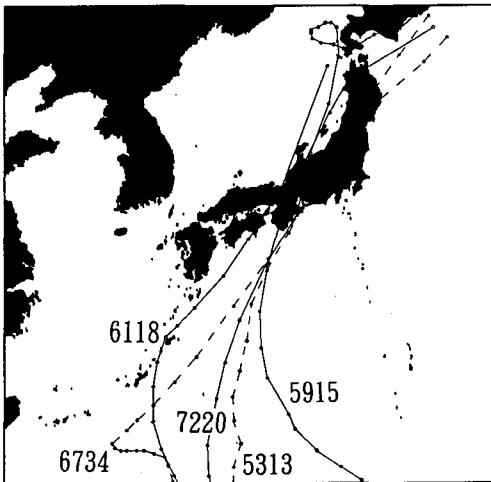


図-3 異常高潮を生起した台風の経路（観測）

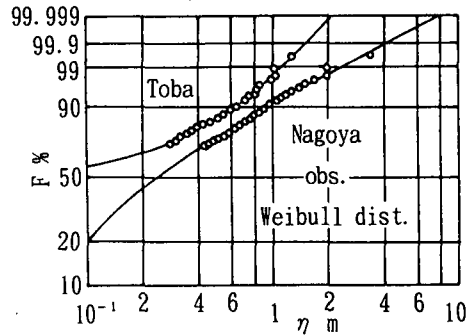


図-4 観測資料への極値分布のあてはめ

方向に進行しているが、台風6118号は伊勢湾から西側に離れた経路をとり、7220号は伊勢湾上を通過しているのに対し、5915号は伊勢湾より西側数十 km 離れた経路をとっている。また、鳥羽に異常高潮をもたらした台風5915号以外の5313号および6734号は鳥羽付近を通過している。このように、同じ伊勢湾内でも上位の高潮をもたらす台風の経路が異なっている。

図-4は名古屋および鳥羽における上位高潮観測資料に対する極値分布のあてはめ結果であり、最小2乗法の適用およびプロットングポジションの決定においては、それぞれ $N=K=42$ 、 $N_T=138$ および $N=K=41$ 、 $N_T=141$ の条件を用いている。高潮発生総数 N_T は観測年数の3.3倍程度であり、この結果、観測資料は未超過確率の大きい部分に集中的に図示される。観測資料に対する最適分布はいずれの地点でもWeibull分布であり、適合度は良好である。各地点における相関係数および母数は名古屋で $\rho=0.985$ 、 $k=0.75$ 、 $A=0.294$ m、 $B=0.061$ m、鳥羽で $\rho=0.994$ 、 $k=2.0$ 、 $A=0.811$ m、 $B=-0.628$ mという値が得られる。これから評価された50年および1000年確率高潮とその標準偏差は、名古屋で 2.64 ± 0.37 mおよび 4.84 ± 0.89 m、鳥羽で 1.21 ± 0.19 mおよび 1.69 ± 0.41 mであり、伊勢湾湾奥に位置する名古屋の確率高潮が伊勢湾口付近西側に位置する鳥羽に比べて圧倒的に大きい。確率高潮に対する標準偏差の割合は再現期間50年～1000年に対して、14～18%および16～24%であり、鳥羽における方が大きい。また、台風5915号時の高潮に対する再現期間は名古屋(3.45 m)で158年、鳥羽(1.23 m)で55年と推定されるから、それぞれの地点における既往最大高潮に遭遇する確率は予想外に高い。

3.2 シミュレーション資料に基づく確率高潮の推定

高潮の数値モデルの適用性を検討するため、過去の代表5台風に対する高潮追算を行い、名古屋における台風別最大高潮について観測結果と比較した。これは高潮の極値の推定では、高潮の時系列そのものより最大高潮に

対する再現精度が問題になるためである。図-5はこの結果を示したものであり、全体としては比較的よい対応が得られている。しかし、既往最大高潮をもたらした台風5915号時の追算値が観測値より低いのは、超長期の再現期間に対する高潮の極値を推定する立場からは、必ずしも適切とはいえないので、海上風および高潮の数値モデルの精度に関して改良が必要である。

確率的台風モデルでシミュレートした1000年間相当の約7800台風のうち、伊勢湾に影響したと判定された2347台風について高潮計算を行い、これから得られた上位1000個の高潮資料に対する極値統計解析によって50年～1000年確率高潮とその標準偏差を伊勢湾全領域格子点において評価した。最小2乗法の適用においては、 $N=K=1000$ 、 $N_T=2734$ を用いる。

図-6は名古屋および豊橋における上位20位までの高潮の経年変化を100年を1目盛として示したものである。名古屋および豊橋における上位3位までの高潮発生台風が生じた年とその年の台風発生順位および高潮はそれぞれ、321年7番(4.12m)、811年1番(3.78m)、729年4番(3.74m)および400年1番(4.94m)、665年6番(4.68m)、164年3番(4.31m)、高潮3m以上の発生回数は12回および25回である。また、名古屋において台風5915号時の高潮3.45mを上まわる高潮の発生

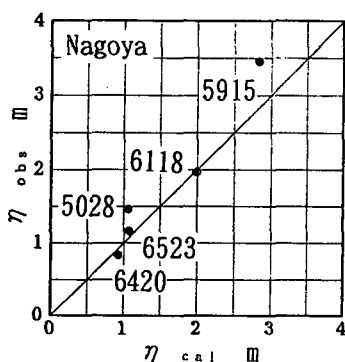


図-5 台風別高潮に対する追算値と観測値の比較

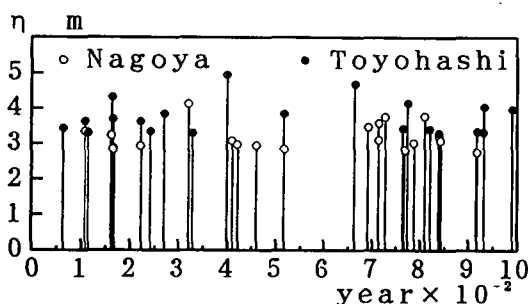


図-6 上位高潮シミュレーション値の経年変化

回数は5回である。これから、巨大高潮が特定の年代で集中的に生じし、場合によっては同じ年において生じること、伊勢湾湾奥の名古屋より三河湾湾奥の豊橋における高潮の極値が大きいこと、それぞれの地点に最大級の高潮をもたらす台風が異なること、名古屋では200年に1回程度台風5915号時の高潮を上まわる高潮が発生する可能性があることなどがいえよう。

図-7は名古屋(実線)および豊橋(点線)にそれぞれ上位3位までの高潮をもたらした台風の経路図である。両地点の距離は40km程度にすぎないが、最大級の高潮をもたらす台風は相互に異なり、豊橋の場合には名古屋の場合より西側から紀伊半島をNE寄り方向に進行することから、特定地点の高潮は台風勢力のみならず、台風経路に大きく影響されることがわかる。また、名古屋(実線)に最大級の高潮をもたらす台風の紀伊半島沖合以北の経路および進行方向は台風5915号とよく似ているが、ややE寄りの経路をとっている。これは台風5915号がもう少しE寄りの経路をとったならば、名古屋における高潮はさらに増加した可能性があることを示唆する。

図-8は名古屋での高潮資料に対する極値分布のあてはめ結果を示す。最適分布および相関係数は母数 $A=0.540$ m、 $B=0.054$ m の Gumbel 分布および $\rho=0.9989$ であり、資料分布は第1位資料を除き Gumbel 分布によってよく近似される。また、50年および1000年確率高潮とその標準偏差はそれぞれ 2.62 ± 0.13 m および 4.24 ± 0.30 m と評価される。この場合、資料数が多いので、標準偏差は確率高潮の5～7%とかなり小さい。一方、豊橋における最適分布、相関係数、50年および1000年確率高潮とその標準偏差、確率高潮に対する標準偏差の割合はそれぞれ、 $k=1.0$ 、 $A=0.686$ m、 $B=-0.212$ m の

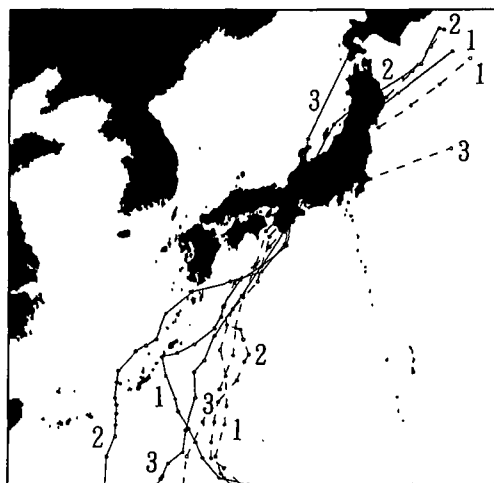


図-7 異常高潮を生じた台風の経路(シミュレーション)

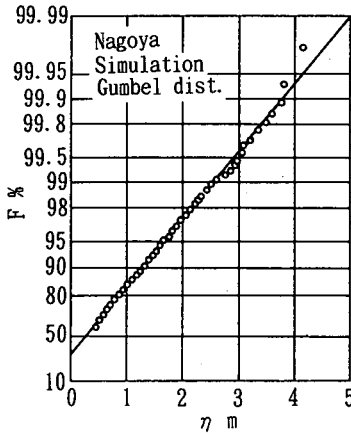


図-8 シミュレーション資料への極値分布のあてはめ

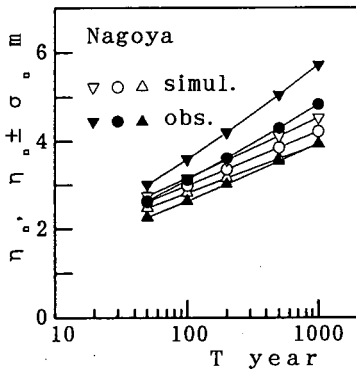


図-9 標準偏差を含む確率高潮と再現期間の関係

Weibull 分布, $\rho=0.9986$, 3.06 ± 0.21 m, 5.11 ± 0.53 m, 7~10%であるから, 確率波高およびその標準偏差は名古屋より大きい。

図-9 は標準偏差相当分の変動を含む確率高潮と再現期間 T の関係を名古屋において図示したものである。シミュレーション資料より得られた確率高潮は再現期間 1000 年に対して観測資料に基づく結果より 0.6 m 小さいが, 観測資料に基づく確率高潮の標準偏差がかなり大きいことから, 標準偏差を考慮すれば, 両者はほぼ対応する。

図-10 は 1000 年確率高潮 η_{1000} の平面分布図である。確率高潮は湾口での 1 m から伊勢湾湾奥部での 4 m および三河湾湾奥部での 5 m に向けて増大しており, しか

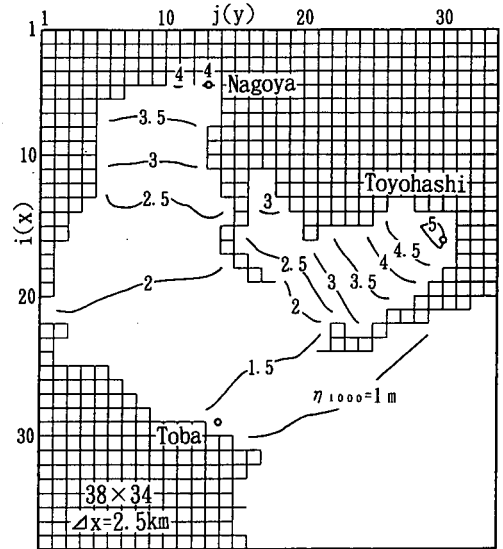


図-10 1000 年確率高潮の平面分布

も水深の浅い三河湾における値が大きい。また, 標準偏差も確率高潮の 2.4~4.0% の値をとり, その最大値は 0.2 m である。

4. 結 語

本研究の結果, 本システムは超長期の再現期間に対する台風時高潮の極値推定に有効であり, しかも仮想台風・仮想経路を用いた高潮の数値モデルに基づく従来の高潮の極値推定法に比べて統計学的根拠をもつことが明らかになった。

参 考 文 献

- 合田良實(1990): 港湾構造物の耐波設計—波浪工学への序説—, 鹿島出版会, 333 p.
- 藤井 健・光田 寧(1986): 台風の確率モデルの作成とそれによる強風のシミュレーション, 京大防災研年報, 第 29 号 B-1, pp. 229-239.
- 山口正隆・畑田佳男・中村雄二(1994a): 確率的台風モデルと高潮・波浪の極値推定への応用, 第 13 回日本自然災害学会学術講演会講演概要集, pp. 135-138.
- 山口正隆・畑田佳男・花山格章(1994b): わが国太平洋岸における高潮の極値の推定, 海岸工学論文集, 第 41 巻, pp. 281-285.
- Smith, S. D. and E. G. Banke(1975): Variation of the sea surface drag coefficient with wind speed, Quart. J. Roy. Meteorol. Soc., No. 101, pp. 665-673.