

Pulse型の人為的インパクトを受けた 河川底生動物の回復予測モデル

渡辺幸三¹・吉村千洋²・小川原享志³・大村達夫⁴

¹学生会員 工修 日本学術振興会特別研究員 東北大学博士後期課程学生 大学院工学研究科土木工学専攻
(〒980-8579 仙台市青葉区荒巻字青葉06)

²正会員 工博 日本学術振興会特別研究員 東京大学PD 大学院工学系研究科都市工学専攻
(〒113-8656 東京都文京区本郷 7-3-1)

³東北大学博士前期課程学生 大学院工学研究科土木工学専攻 (〒980-8579 仙台市青葉区荒巻字青葉06)
⁴正会員 工博 東北大学教授 同上

本研究は河川底生動物への人為的インパクトの影響を予見的に評価する回復予測モデルを開発した。このモデルは底生動物のバイオマスの経年変化を記述する群集動態モデルがベースになっており、Pulse型(一時的)インパクトの影響を回復率と生態学的損失時間(ELT)の2指標によって評価するモデルとなっている。このモデルを東京都の延べ70地点に適用し、バイオマスが0.08倍に低下するインパクト(土木工事)を仮想して回復予測を行った結果、ELTが1年以内の地点は延べ35地点(50%)を占め、底生動物が有する高い回復能力が確認された。また、算出された回復率とELTの値を各地点の環境状態から考察したところ、これらがPulse型インパクトの影響評価指標として有効であることが示された。

Key Words: recovery model, benthic animal in river, impact assessment, Recovery rate, Ecological Loss Time

1. はじめに

近年、土木工事や水質汚濁等の人為的インパクトによる河川生態系への影響が社会的な問題となっている。現在、この影響を評価するために河川生物のモニタリングが数多く行われており、その指標生物として底生動物、魚類、藻類等^{1)~3)}が良く用いられている。筆者らは底生動物を用いた河川生態系への人為的インパクトの影響評価に関する研究をこれまで行ってきた^{4)~6)}。これは、一般的に底生動物が1)上流から下流まで生息場所が遍在する、2)サンプリングが容易、3)比較的狭いリーチレベルの河川環境を反映するという指標生物として有用な特性があると考えられるためである。

底生動物を用いた従来の影響評価は、インパクトが発生した後に生物量や種多様性等を調査する事後的な評価がほとんどで、予見的な評価は非常に少ない。したがって、予めインパクトの影響を予測し、その結果を河川管理へ活用する評価手法を構築することが重要である。このためにはインパクト後の底生動物群集の挙動を予測するモデルの開発が必要と考

えられる。

人為的インパクトは影響が一時的なPulse型インパクト(例:土木工事中に期間限定で発生する濁水)と生息環境が改変されて影響が永久的あるいは非常に長期的なPress型インパクト(ex. 河道の直線化)に大別される⁷⁾(図-1)。本研究は、特に前者のPulse型インパクトの影響評価を念頭に置いて行った。図-1に示したようにPulse型インパクトを受けた群集はバイオマス、総個体群密度、種多様性等の生物諸量が一時的に低下するが、インパクトの後は元のレベルに回復していく。なお、有機汚濁による大繁殖など、生物諸量が増加するPulse型インパクトもあるが⁸⁾、この種のインパクトは本研究で行う影響評価の対象外である。Niemiら⁷⁾は150以上の河川生物の経年回復に関する研究をまとめ、底生動物の回復力はインパクトの種類、群集の生物学的特性、そして個体供給源からの隔離の程度によると結論づけている。また、日本国内においてもPulse型インパクトからの回復現象の調査例が報告されている⁹⁾。

複数の異なった地点に同じPulse型インパクトが生じた場合、各地点に生息している種類や環境の特性

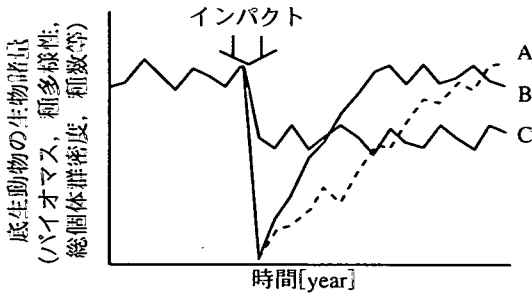


図-1 Pulse型インパクト(A, B)やPress型インパクト(C)を受けた底生動物の生物諸量の変化の模式図。AよりもBの方が回復が速い。

により回復速度が異なる(図1のAとB)。この場合、回復により長い時間を要した方がより大きなダメージを受けたと評価されるべきであろう。従来のインパクト直後の生物諸量の低下のみに焦点を当てただけではこのような回復速度の違いを評価に反映できない。よって、回復挙動を予測するモデルが開発できれば、遅い回復が予想された地点に人為的インパクトを極力与えないように対処することなど、予見的な対応が可能になり、インパクトから河川生態系を保全するための有効なツールとなる。

この回復予測モデルには底生動物群集のバイオマスや個体数の経年変化を数学的に表現する群集動態モデルを活用できる。筆者らはすでに群集動態モデルを用いたバイオマスの経年変化の把握に関する研究を行ってきた⁹⁾。バイオマスは河川生態系の中で底生動物にストックされたエネルギー量を表すため⁸⁾、エネルギー量の観点からの影響評価に最適な変数と言える。これらの研究から、地点ごとの動態特性を表現するモデルパラメータがバイオマスの経年データから推定され、その推定値と生息環境等との関係を明らかにされた。この群集動態モデルやパラメータを活用することで、地点ごとのバイオマスの動態特性を踏まえた回復予測モデルが開発できる⁹⁾。

以上より、本研究は河川底生動物群集のバイオマスの経年変化を記述する群集動態モデルを活用し、Pulse型インパクトの影響を予見的に評価する回復予測モデルを開発することを目的として行った。なお、本稿ではバイオマスを「単位面積に生息する全底生動物種の湿重量の合計」として用いている。回復予測はバイオマスに限らず種多様性等、他の側面からも行うべきだが、本研究では群集動態モデルへの適用が比較的容易で、筆者らが推定したパラメータのベースとなっているバイオマスに主眼を置いた。

2. 回復予測モデル

(1) 緒言

本章では、まず回復予測モデルに必要な群集動態モデルの概略を説明する。このモデルおよびパラメータの詳細については筆者ら⁹⁾を参照していただきたい。その後、本研究で開発した回復予測モデルを説明し、このモデルから算出される「回復率」と「生態学的損失時間」という2つの影響評価指標について述べることにする。

(2) 群集動態モデル

御勢⁹⁾は台風により破壊された底生動物の経年回復過程を調査し、バイオマスの増加速度は始めは高いが次第に緩やかになり、最終的にバイオマスが平衡状態に達する密度依存性について報告している。他にも、底生動物の経年動態には非生物環境(流量や水質等)の変動や生物間相互作用^{10), 11)}による生物環境の変動も影響する^{12), 13)}。これらの環境変動を決定論的に説明するには膨大な数のパラメータが必要となり、モデルを現象に適用する際の頑健性を失う。また、環境変動への影響因子は未解明な点が多いので、ノイズに集約した1つの確率過程で考えるのが妥当である。以上より、底生動物のバイオマスの経年変化を表す群集動態モデルとして、Goelら¹⁴⁾が提案した式(1)を選択した。

$$\frac{dx}{dt} = -rx \ln\left(\frac{x}{K}\right) + sF(t)x \quad (1)$$

x: バイオマス [mg/m²] K: 環境収容力 [mg/m²]

t: 時間 [year] r: 比増加速度 [/year]

s: 変動強度 [-] F(t): ホワイトノイズ [/year]

このモデルは決定論的に「密度依存性」を表現する左辺および右辺第1項のGompertzモデル、そしてそれ以外の「環境変動」の影響を統計的に表現する右辺第2項の確率変動成分(sF(t)x)から構成される。なお、同様の決定論的モデルとしてLogisticモデル¹⁵⁾等があるが、確率変動成分を組み込んだ際に解析解が存在する本式を選択した。パラメータ(K, r, s)の性質やパラメータへの影響因子については筆者ら⁹⁾がまとめた通りである。環境収容力Kは理想環境が長年維持された場合にバイオマスが到達する大きさと考える場合もあるが¹⁶⁾、本稿では毎年変化している環境の平均的な状態が維持できるバイオマスの容量として考えている。また、Goelらは式(1)の解析解をStratnovich積分によって導いている¹⁴⁾。式(2)がその解であり、バイオマスxを変数とする確率密度関数として与えられ

る。 $P(x|x_0, t, K, r, s)$ は初期バイオマス x_0 が t 年後に x に変化する確率である。

$$P(x|x_0, t, K, r, s) = \frac{1}{x} \sqrt{\frac{r}{\pi s^2 (1 - e^{-2rt})}} \exp\left[-\frac{r\{U(x)\}^2}{s^2 (1 - e^{-2rt})}\right] \quad (2.a)$$

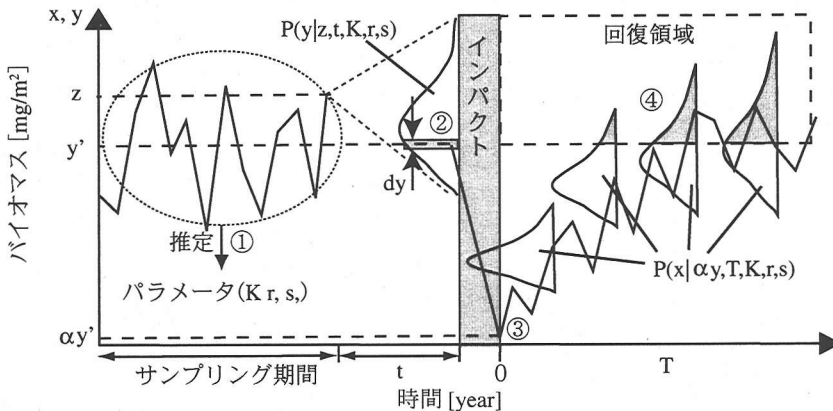
$$U(x) = \ln \frac{x}{K} \left(\frac{K}{x_0}\right)^{\exp(-rt)} \quad (2.b)$$

(3) 回復予測モデル

生態系に発生するインパクトは人為由来(土木工事等)と自然由来(洪水, 気候等)に大別される。本研究では自然由来のインパクトは生態系が本来有する営みとして捉え, それとは別に発生する人為的インパクトのみを対象に影響評価する手法を開発した。図-2に回復予測モデルの概念図を示す。図中の確率分布は群集動態モデル(式(2))の時間変化を模式的に表す。回復予測は次の①~④のステップを通じて行う(番号は図-2中の番号に対応)。

- ①パラメータ(K, s, r)の推定
- ↓
- ②インパクト直前のバイオマス(y)の予測
- ↓
- ③インパクト直後のバイオマス(αy)の予測
- ↓
- ④インパクト後の回復挙動の予測

以下に各ステップごとに詳細を説明をする。



z: サンプリング期間の最終年のバイオマスデータ [mg/m²]

y: インパクト直前のバイオマス [mg/m²]

x: インパクト後のバイオマス [mg/m²]

α : 耐性率 [-]

αy : インパクト直後のバイオマス [mg/m²]

a) パラメータ推定 (ステップ①)

回復予測には地点ごとにパラメータ(K, s, r)の値が必要となる。パラメータは人為的インパクトがない期間に経年的に調査されたバイオマスデータから推定する。この期間には自然由来のインパクトが生じており, 必ずしもバイオマスが定常状態になっているとは限らない。この自然の営みの中で底生動物が有していたバイオマスの変動, 環境容量などの傾向が一定のパラメータによって説明されているとして, これらの傾向を反映したパラメータを推定する。筆者ら⁶⁾は最尤推定法に基づいて人為的インパクトが無い期間の経年データからパラメータを推定する手法を既に開発しており, この手法を用いることで推定が可能になる。推定に使うデータ期間が長いほどその地点の動態特性をより確かに推定できる。

b) インパクト直前のバイオマスの予測 (ステップ②)

評価対象とする人為的インパクトの発生時期をサンプリング期間の最終年から t 年後と置く。この最終年におけるバイオマスを z とおくと, その t 年後, すなわちインパクト直前における任意のバイオマス y は確率密度関数 $P(y|z, t, K, r, s)$ によって表現される。この時のバイオマスが任意の $y (0 < y < \infty)$ となる確率は $P(y|z, t, K, r, s)$ である。

c) インパクト直後のバイオマスの予測 (ステップ③)

インパクト直後($T=0$)のバイオマスは y と耐性率 α の積 αy で表現する。ここで耐性率 α はインパクト直前と直後のバイオマスの比を意味し, この値が小さ

t: サンプリング終了からインパクト発生までの時間 [year]

T: インパクト終了年からの経過年数 [year]

s: 変動強度 [-]

K: 環境収容力 [mg/m²]

r: 比増加速度 [1/year]

図-2 回復予測モデルの概念図。①~④は本文で述べた各ステップに対応する。この図は任意の値を取るインパクト直前のバイオマス y がある値 y' の時の状態を説明している。

いほどバイオマスの減少度が大きいことを表す影響係数である。例えばインパクト直後のバイオマスが直前の1/100倍に減少する場合、この値は0.01となる。耐性率 α の値には「インパクトの種類、程度」、「継続時間」、そして「その地点におけるインパクトへの生物学的な耐性力」が影響する。

d) インパクト後の回復挙動の予測 (ステップ④)

インパクト後、バイオマスは αy から振動しながら増加していく。Pulse型インパクトが終了した後の河川環境はインパクト前と同じ状態なので、インパクト前の環境で規定された環境収容力 K に向かって増加する。この際、インパクト終了から T 年後におけるバイオマスは確率密度関数 $P(x|\alpha y, T, K, r, s)$ によって記述される($T=1, 2, \dots$)。回復状態はバイオマスがインパクト直前のレベル y を越えたかを基準に判断した(図-2中の○印)。この基準 y は0から無限大まで確率密度関数に基づいて連続的に分布する。つまり、 y は確率分布 $P(y|z, t, K, r, s)$ によって表現されるので、決定論的に決められた1つの値でないことに注意する必要がある。この他にも、例えばサンプリング期間のバイオマスの平均値を基準とすることも考えられた。しかし、サンプリング期間のバイオマスの変動が大きい場合、平均値の代表性が低下し、基準として考えにくくなるので、確率論的な基準を導入するのが妥当と考えられる。

e) 回復予測モデルにおける仮定

回復予測モデルは2つの事象の仮定の下にパラメータ(K, s, r)の値がインパクトの前後で変化しないとしている。1つ目は河川環境はインパクト終了と同時にインパクト前の状態に速やかに戻るという仮定である。これは、Pulse型の人間活動が終了した後も河川環境の悪化がしばらく残存する状況を除くためである。

2つ目はインパクト直後の種構成がインパクト前と変わらないとした仮定である。例えば有機汚濁の場合、種ごとに汚濁に対する耐性が違うので、インパクト直後の種構成がインパクト前と大きく異なる場合もあるが²⁾、このような状況は起こらないものとした。Pulse型インパクト直後に種構成が変化したとしても環境は変わらないのでいずれ元に戻る。しかし、戻るまでの動態をインパクト前の種構成が反映されたパラメータが表現できるかについては疑問が残るため、この2番目の仮定が必要になる。ただし、例えば毒性の高い物質²⁾など、全種類に対して大きなダメージを与えるインパクトの場合は、仮定と現象はほぼ一致すると考えられる。

(4) 回復率

回復率とは、人為的インパクトが終了してから T 年後に回復状態(バイオマス $> y$)となる可能性を表す指標である。ここではまず回復率の算出に必要な超過確率を説明し、それに引き続いて回復率を定義する。

a) 超過確率

超過確率とは、インパクト終了から任意の T 年後($T=1, 2, \dots$)のバイオマスがインパクト直前のバイオマス y を超えた状態となっている確率を意味する。式(3)は超過確率の定義式である。

$$OP(T) = \int_0^{\infty} \left\{ P(y|z, t, K, r, s) \int_y^{\infty} P(x|\alpha y, T, K, r, s) dx \right\} dy \quad (3)$$

インパクト終了から T 年後のバイオマス x の確率密度関数は $P(x|\alpha y, T, K, r, s)$ で表現される。この x が回復の判断基準 y を越える確率は式(3)中の二重下線部分で表される。この確率は図-2のインパクトの右側に描かれた確率分布の灰色部分の面積に相当し、時間 T が大きくなるほど高くなる。この確率に回復基準が任意の y となる確率 $P(y|z, t, K, r, s)$ を乗じ、その積を y に関して0から無限大で積分することで超過確率が求められる。本研究では式(3)の積分を行い、超過確率(Over Probability (T))を求める公式である式(4)を導いた[付録参照]。式(3)は数値積分もできるが、計算時間を圧倒的に短縮できること、計算精度の向上等、式(4)が導かれた意義は大きい。

$$OP(T) = \frac{1}{2} - E \sqrt{\frac{A}{\pi}} - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sum_{i=2}^{\infty} \frac{(\sqrt{2AE})^{2i-1}}{(2i-1)(-2)^{i-1}(i-1)!} \times \left\{ 1 + \sum_{m=1}^{i-1} {}_{2i-1}C_{2m} \frac{(2m-1)!!}{(2E^2F)^m} \right\} \quad (4.1)$$

ただし

$$A = \frac{r}{s^2(1-e^{-2rT})} \quad (4.2)$$

$$E = (1-e^{-rT}) \ln\left(\frac{Z}{K}\right)^{\exp(-rT)} - e^{-rT} \ln \alpha \quad (4.3)$$

$$F = \frac{r}{s^2(1-e^{-2rT})(1-e^{-rT})^2} \quad (4.4)$$

b) 回復率の定義

図-3にインパクトを受けた場合とそうでない場合のバイオマスの時間変化を模式的に表す。インパクトがなかった場合のバイオマスはインパクト直前のバイオマス y を上回る状態と下回る状態を繰り返す。この場合の超過確率は式(4)で耐性率 α を1とした時の値である($OP(T|\alpha=1)$)。この値はパラメータ推定に

使うバイオマスの時系列データの傾向(上昇, 下降)にも依るが, 通常はおおよそ0.5になる. なお, 上昇傾向のデータを用いた場合は0.5よりも大きく, 下降傾向の場合は0.5よりも小さくなる. 本研究では, インパクトがない場合の超過確率をコントロールとして, コントロールとの比較によってインパクトの影響を評価する. そのため, 回復率(T)をインパクトを受けた場合とコントロールの超過確率の比によって定義した(式(5)).

回復率(T)

$$= \frac{\text{インパクトを受けた場合の超過確率, OP}(\alpha < 1)}{\text{インパクトを受けない場合(コントロール)の超過確率, OP}(\alpha = 1)} \quad (5)$$

回復率は0から1の範囲で値を取り, 1年ごとに求まる($T=1, 2, \dots$). 回復率はインパクト終了からの時間Tが経過するにつれて1に近づき, 値が1に近いほどT年目に回復状態となる可能性が高いことを意味する.

(5)生態学的損失時間(Ecological Loss Time)

生態学的損失時間(ELT: Ecological Loss Time)は人為的インパクトによって低下したバイオマスが回復するまで通常レベルよりも低い状態を推移することになる時間の長さを表す指標である. 図-3はELTの概念図だが, T_1 と T_2 はインパクトを受けない場合と受けた場合に初めてyを越えるのに要した時間をそれぞれ表す. 本研究では, T_1 と T_2 の差がインパクトによってバイオマスが低減されている時間の長さと考え, ELTをこの差によって定義した($ELT=T_2-T_1$).

図-4はELTの計算フローである. ELTの計算は式(2)を用いたモンテカルロ法によって行う. まず, 計

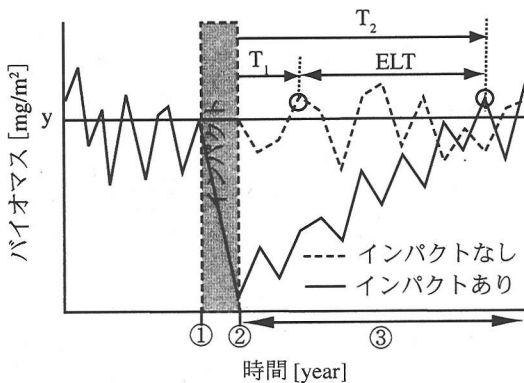


図-3 インパクトを受けた場合とそうではない場合のバイオマスの動態の模式図. ○印は各場合でバイオマスが初めてyを越えた年を表し, T_1 と T_2 はそれに要した時間. T_1 と T_2 の差が生態学的損失時間(ELT).

算に必要な z, t, K, r, s の値をそれぞれ入力する. パラメータ(K, s, r)には各推定値, z にはサンプリング最終年のバイオマスを入力する. t と α には想定しているインパクトの発生時期(サンプリングが終了してからの経過年数)および耐性率をそれぞれ入力する. そして, インパクト直前の状態を表す確率密度関数 $P(y|z, t, K, r, s)$ に基づき, 一様乱数からモンテカルロ法によって y を算出する(図-3および図-4中の①). その後, この y に耐性率 α を乗じてインパクト直後のバイオマス αy を求める(同②). ただし, αy はインパクトを受けた場合($\alpha < 1$)と受けない場合($\alpha = 1$)についてそれぞれ求める. そして, 各場合についてインパクト後のバイオマス x の変化を $P(x|x_0, 1, K, r, s)$ を用いたモンテカルロ法によって1年ごとに算出する(同③). この1年ごとの x の計算は x が y を越えるまで続け, 越えるまで要した時間 T を T_1 ないし T_2 とする. インパクトを受けた場合($\alpha < 1, T_2$)の計算方法を具体的に説明すると, まずインパクトから1年後のバイオマス $x(1)$ を $P(x(1)|\alpha y, 1, K, r, s)$ を用いたモンテカルロ法によって算出し, この $x(1)$ と y の大きさを比較する. そして, $x(1) > y$ の場合は $T_2 = 1$ と決定し, そうでない場合は2年目のステップに進む. 2年目のバイオマス x

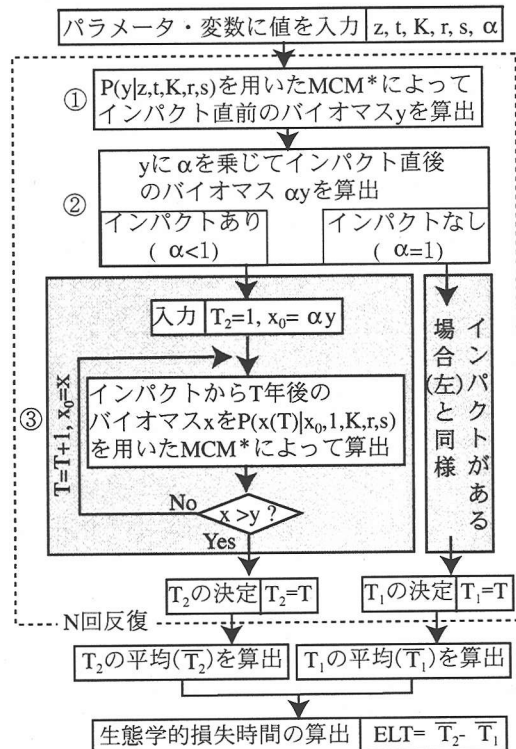


図-4 生態学的損失時間(ELT)の計算フロー. ①~③の段階は図-3の各段階に対応している.

* Monte Carlo Method

した結果¹⁸⁾を参考に求めた。津風呂川では濁水の影響がある場所とない場所で調査が行われ、両者のバイオマスの比は $2.0[\text{g}/\text{m}^2]/24.5[\text{g}/\text{m}^2]=0.08[-]$ であった。濁水が底生動物に与える主な影響として河床の表面や隙間への濁質の堆積、餌資源である藻類の光合成低下などがある⁸⁾。工事が終わって濁水が止まれば堆積した濁質は掃流されて生息環境は元に戻る。ただし、工事後にダムがPress型インパクト(例：流量安定、水温変化)として影響する場合もあるので、ここでのシミュレーションはPress型インパクトとしての影響は無く、工事中の濁水のみが影響した状況を仮定して行っている。

Pulse型インパクトが始まる年は底生動物のサンプリングが終了した1997年から6年後の2003年とした($t=6$)。Pulse型インパクトはその3年後の2005年に終了するものとして、2006年以降における回復予測を行った。なお、回復率は2025年まで算出し、ELTの計算におけるモンテカルロ法の反復回数Nは1000回として行った。

(2) 結果および考察

a) 回復率

図-6に回復予測を行った東京都の延べ70地点のうち回復パターンが大きく異なる典型的な3地点の回復率の結果を示す。なお、各地点の生態学的損失時間はSt.10(8月期)が0.19[year]、St.1(8月期)が2.52[year]、そしてSt.7(11月期)が4.36[year]であった。3地点のうち最も速い回復を示したSt.10(8月期)の回復率は工事終了から1年後ですでに0.92に達しており、1年後には工事の影響がほとんどないと判断できる。この地点のように、工事終了から1年後に既に回復率が0.9を越え、非常に速く回復することが予測された地

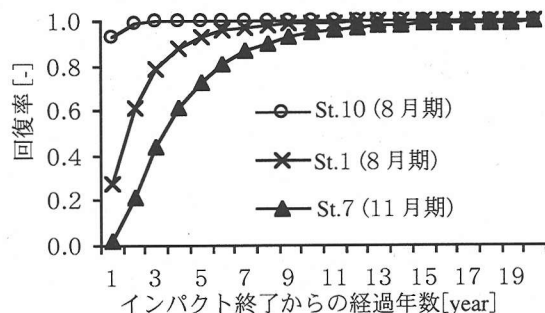


図-6 回復率の経年変化の結果。70地点のうち回復速度が大きく異なる典型的な3地点の結果を示した。2005年に終了した工事からの回復状況を表す。St.10(8月期): $K=565[\text{mg}/\text{m}^2]$, $s=4.33[-]$, $r=1.70[\text{year}]$; St.1(8月期): $K=109$, $s=1.54$, $r=0.36$; St.7(11月期): $K=1976$, $s=0.89$, $r=0.24$ 。

表-1 インパクト終了から1年後の回復率が0.9以上だった地点。影付きの地点は各季節の中で互いに近隣に位置していることを表す。

	地点				
2月期	St.1	St.22			
5月期			なし		
8月期	St.5	St.9	St.10	St.11	St.22
11月期	St.21	St.27			

点は9地点(全体の13%)あった。その内訳を表-1に示す。これらの地点は他の地点よりも特に回復する能力が高く、バイオマスの一時的な減少に対して頑強な地点と言える。

これらの中のいくつかの地点は各季節の中で互いに近隣に位置していた。例えば、8月期のSt.9, 10, 11は新河岸川およびそこから連なる隅田川の流下方向に連続して位置している(図-5)。この河川区間は海水が遡上する感潮域で、都市部を流れている都市河川である。この他にも、11月期の多摩川(St.21)とその支川の谷地川(St.27)の2地点は直線距離で4km程度しか離れていない(図-5)。以上のように、地理的な近さと回復の速さに一部関連が見られたメカニズムとして以下の2つの仮説が考えられる。1つ目は互いに近い地点は環境条件が近くなるため、類似した生態系が構築されて同様の回復特性を見せたということ。2つ目は回復が非常に早い地点が近隣の地点に個体を供給する効果を果たし、結果的にその近隣地点の回復を早めたことである。本研究の結果のみからではどのメカニズムが起因しているのかを特定することは難しい。今後、このような地理的な近さと回復速度の関係を様々な側面から詳細に調査する必要がある。

b) 生態学的損失時間(Ecological Loss Time)

図-7は東京都の延べ70地点で求められた生態学的損失時間(ELT)の頻度分布および各階級の割合を示す円グラフである。ELTが一年以内だった地点は半数の35地点(50%)を占めている。頻度分布はELTが長い階級ほど地点数が減少し、 $\text{ELT}>14[\text{year}]$ の地点数は0となっている。また、 $\text{ELT}<3[\text{year}]$, $\text{ELT}<5[\text{year}]$ の地点がそれぞれ全体の80%, 90%を占めており、シミュレーションで与えた耐性率($\alpha=0.08$)の場合はELTが比較的短くなる地点が多いことが分かった。NiemiらがまとめたPulse型インパクト(DDT, ロテノン, 洪水, 濁水等)を受けた18地点の調査結果によると、90%以上の地点でバイオマスの回復時間が1年以下になっていた。本研究のELTとNiemiら⁷⁾の回復時間は互いに同じ量を表すものではないが、両者の結果はPulse型インパクトを受けた後の底生動物群集の回復が速いという点で一致が見られた。ただし、中にはELTが

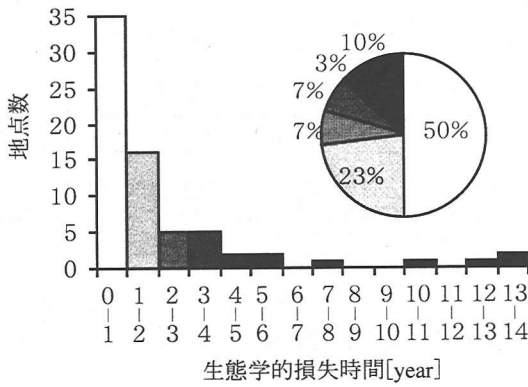


図-7 生態学的損失時間の頻度分布および各階級の割合 (n=70).

10年以上と非常に長くなる地点もあったので、これは全ての地点について言えることではない。なお、最短のELTはSt.5(8月期)の0.03[year]、最長はSt.29(5月期)の13.8[year]であった。

底生動物と生息環境の間には作用・反作用²¹⁾の密接な関係があり、各地点のELTの値には生息環境の違いが反映されている可能性がある。その検討を行うため、延べ70地点の生態学的損失時間(ELT)と14項目の環境変数(表-2)の関係を重回帰分析により調べた。目的変数はELTの常用対数(\log_{10} ELT)とし、説明変数となる環境項目には上述した生物調査の期間に東京都²⁰⁾が同地点で毎月測定した環境データの算術平均を用いた。重回帰モデルに使う説明変数の選択は、一般的に用いられるF=2.0を選択基準として、変数増減法で行った。

式(6)が推定された重回帰モデルである。電気伝導度、低水路幅(常時水が流れている川幅)、集水面積(その地点より上流側の集水面積)、SS(浮遊物質量)、

表-2 生態学的損失時間との重回帰分析に用いた環境項目。平均、最小、最大値は延べN=70の統計量を表す。

環境項目	単位	平均値	最小値 - 最大値
電気伝導度	μ S/cm	1622	91 - 19767
低水路幅	m	63.6	4 - 425
集水面積	km ²	167.8	5 - 960
SS	mg/l	13.5	1.9 - 33.7
stream order	-	2.7	1 - 6
全りん	mg/l	0.41	0.01 - 1.14
全窒素	mg/l	6.65	0.66 - 21.75
pH	mg/l	7.52	7.04 - 8.21
DO	mg/l	7.96	3.63 - 10.59
COD	mg/l	6.42	1.19 - 18.07
BOD	mg/l	5.00	0.69 - 19.67
標高	m	48.1	-1 - 187
水温	°C	16.8	11.9 - 18.7
透視度	cm	36.9	26.4 - 57.1

stream order²²⁾(流路次数)の5変数がELTを統計的に有意に説明することがわかった(F検定, $p < 0.01$)。偏回帰係数の信頼性に関するまとめを表-3に示した。

X_1 に関する偏回帰係数は負なので、電気伝導度が高い地点ほどELTが短い傾向にある。解析対象の70地点には感潮域も含まれており、電気伝導度は河川

$$\log_{10} Y = 0.570 - 1.04 \times 10^{-4} X_1 + 7.68 \times 10^{-3} X_2 - 9.21 \times 10^{-4} X_3 - 3.14 \times 10^{-2} X_4 - 1.09 \times 10^{-1} X_5 \quad (6)$$

Y: 生態学的損失時間 [year] X_3 : 集水面積 [km²]
 X_1 : 電気伝導度 [μ S/cm] X_4 : SS [mg/L]
 X_2 : 低水路幅 [m] X_5 : stream order [-]

環境への海水の混合度を示す。東京都では塩分濃度が高い地点で浸透圧調整能力に優れて高い塩分耐性を有する底生動物(ヤマトシジミやゴカイ等)が優占し、淡水域とは異なる独特の生物相が発達していた。また、電気伝導度と変動強度sの値に有意な正の相関が確認されている(F検定, $p < 0.01$)⁹⁾。感潮域の群集には塩分耐性と共に環境変動への耐性が高い少数種が優占し、このような群集の回復力が高い傾向を示していたと考えられる。

X_4 (SS)に関する偏回帰係数は負であり、これは河川水が濁った地点ほどELTが短かった傾向を示している。SSが表す水中の浮遊土砂やシルトなどは、河床に沈殿する。このような濁りや河床状態の違いは生息する底生動物の種類に影響することが知られている⁸⁾。東京都の場合、SSが高い地点ほど総個体群密度に占めるイトミミズ科等の個体群密度の割合が高く、逆にカワゲラ科、ヒラタカゲロウ科、ナガレトビケラ科、マダタカゲロウ科等は低くなる傾向が統計的に有意(F検定, $p < 0.01$)に見られたので、濁りへの耐性が弱い種が優占している群集の回復力は弱いと考えられる。また、このような群集は回復力が弱いだけでなく、同程度の濁水のPulse型インパクトが発生した場合、その直後のバイオマスの減少がより大きく、耐性率 α が小さくなりやすいので、濁水の発生にはより慎重になる必要がある。

X_3 (集水面積)と X_5 (stream order)に関する偏回帰係数

表-3 生態学的損失時間の説明変数として選択された環境項目と偏回帰係数の信頼性

説明変数	偏回帰係数 ($\pm 95\%$ 信頼限界)	t値	p値
電気伝導度	$-1.038(\pm 0.436) \times 10^{-4}$	4.8	0.00
低水路幅	$0.768(\pm 0.328) \times 10^{-2}$	4.7	0.00
集水面積	$-0.921(\pm 0.581) \times 10^{-3}$	3.2	0.00
SS	$-3.144(\pm 2.011) \times 10^{-2}$	3.1	0.00
stream order	$-10.10(\pm 10.93) \times 10^{-2}$	2.0	0.05
定数項	0.57(± 0.11)	10.6	0.00

は共に負であった。集水面積は、比流量なども考慮すべきだが、一般に広い面積を有する地点ほど降水に伴って上流から流下する流量が大きい。また、stream orderは最上流が1で、下流方向に進んで同じstream orderの河川同士が合流する度に1ずつ高くなる指標である。つまり、stream orderが高い地点ほど上流側に接続する支流が多く、最上流からの距離が長いことを表す。すなわち、集水面積とstream orderの2変数は流域レベルから見て上流からの影響の受けやすさを表す変数として理解できる。ここで言う影響とは河川水の供給、DOMやPOM等のエネルギー供給、そしてDrift(漂流)行動による底生動物の供給などを指す。 X_3 と X_5 の偏回帰係数が負であることから、これらの供給を受けやすい地点ほどELTが短かった傾向が読みとれる。

X_2 (低水路幅)に関する偏回帰係数は正で、低水路幅が狭い地点ほどELTが短い傾向があった。一般に、河川の流下能力を高めるためにはより広い低水路幅が必要とされる。実際、東京都の X_3 (集水面積)と X_2 (低水路幅)の関係を調べたところ、これらには有意な正の相関が確認されている(F検定, $p < 0.01$)。このように、安全な流下のために必要な低水路幅だが、流量に対して幅が広いと、水深が低く、また流速が低下する性質も持ちあわせている。水深や流速は生息する底生動物の種や生物量を決定する物理的因子として知られている²¹⁾。したがって、これらの物理的因子がELTに及ぼす影響を説明する変数として低水路幅が選択された可能性が高い。

(3) 耐性率 α が回復に与える影響

東京都の70地点を例に行った回復予測は耐性率 α が0.08の1つの場合でのみ行ったが、実際には α の大きさはインパクトの種類や強さ、そして各地点の生物相の耐性力により大きく異なる。例えば、土木工事の場合に限っても、筆者ら(未発表)が仙台市内のある工事現場で調査した底生動物の耐性率 α は約0.5[-]であり、また御勢²²⁾は工事中の濁質濃度に従って0から1の間で変化していく被害率[-]について報告している。以上を踏まえ、一組のパラメータ(K, s, r)の値を用いて耐性率を0から1の間(0は除く)で変化させた時の回復率や生態学的回復時間を求めた。この計算のパラメータ(K, s, r)およびサンプリング期間最後の年のバイオマス z には東京都70地点の算術平均値($K=13014[\text{mg}/\text{m}^2]$, $s=1.59[-]$, $r=1.17[\text{year}^{-1}]$, $z=18126[\text{mg}/\text{m}^2]$)をそれぞれ用いた。また、上述のシミュレーションと同様にPulse型インパクトの修了年は2005年として行った。

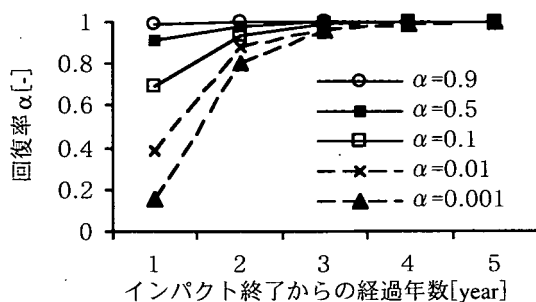


図-8 耐性率 α を5段階で変化させた場合の回復率の時間推移の違い。各パラメータには70地点の平均値($K=13014[\text{mg}/\text{m}^2]$, $s=1.59[-]$, $r=1.17[\text{year}^{-1}]$, $z=18126[\text{mg}/\text{m}^2]$)を用いた。

図-8は5段階の耐性率 α (0.9, 0.5, 0.1, 0.01, 0.001)で計算したインパクト修了年からの経過年数ごとの回復率の結果である。耐性率 α の違いから生じる回復率の差は1年目が最も大きく、時間が経過するほど小さくなり、5年目ではほとんど差が見られない。したがって、耐性率 α の違いが回復率に与える影響はインパクトから時間が経過するほど小さくなると言える。また、耐性率 α が900倍も違う $\alpha=0.9$, 0.001の結果を比べても、両者の回復率の違いは約4年という短い期間内ではほとんど無くなったため、耐性率 α の違いが回復率に与える影響は比較的速く消滅することもわかった。

図-9は耐性率 α を0.001から1.0まで0.001づつ変化させた時の生態学的回復時間(ELT)の計算結果である。なお、モンテカルロ法の反復回数 N は1000回で行っている。図-13ではELTは耐性率 α が大きくなるほど指数的に短くなり、 α が0.028より大きい範囲でELTは1年未満になり、最終的に α が1.0になった時にELT=0.00[year]となった。なお $\alpha=0$ の場合、本モデルでは一度バイオマスが0 $[\text{mg}/\text{m}^2]$ となった後はその状態から変化せず、回復しないことになるのでELTは無限(∞ [year])になる。

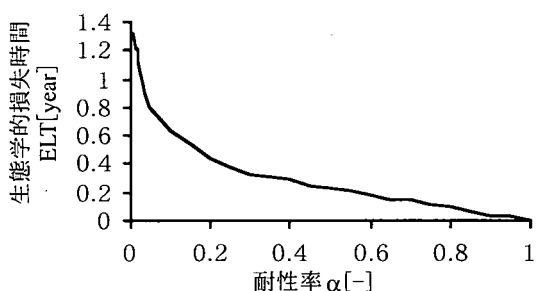


図-9 耐性率 α を変化させた時の生態学的損失時間(ELT)の変化。パラメータには東京都70地点の平均値($K=13014[\text{mg}/\text{m}^2]$, $s=1.59[-]$, $r=1.17[\text{year}^{-1}]$, $z=18126[\text{mg}/\text{m}^2]$)を用いた。

4. おわりに

本研究では河川底生動物のバイオマスの経年変化を記述する群集動態モデルを活用し、人為的な Pulse 型インパクトの影響を予見的に評価する回復予測モデルを開発した。そして、ケーススタディーとして東京都の延べ70地点に回復予測モデルを適用し、バイオマスが0.08倍に低下する Pulse 型インパクト(土木工事)からの回復予測を行った。更に、その予測結果に基づいて回復特性と生息環境の関係も調べた。以下に本稿の主な内容をまとめる。

- 1)インパクト終了からT年後にバイオマスが回復している可能性を表す指標である回復率を開発した。
- 2)インパクトによって低下したバイオマスが回復するまで通常より低減されている時間を表す指標である生態学的損失時間(Ecological Loss Time, ELT)を開発した。
- 3)東京都70地点の回復予測の結果、工事終了から1年後に回復率が0.9を越える地点(回復力が特に高い地点)が9地点あった。このうちいくつかの地点は各季節の中で互いに近隣に位置しており、地理的近さと回復の速さに一部関連が見られた。
- 4)東京都の延べ70地点のうち、生態学的損失時間(ELT)が1年以内だった地点は半数の35地点(50%)を占めた。
- 5)東京都の各地点のELTの長さには生息環境との関連性が見られ、その常用対数値は電気伝導度、低水路幅、集水面積、SS、stream orderの5変数による重回帰モデルによって統計的に有意に説明されることが明らかにされた。

本稿は特に河川底生動物を評価対象とした影響評価モデルを提案した。しかし、回復予測に基づく予見的影響評価の考え方は、底生動物に限らず、魚類を含めたより多くの生物に対して適用できる可能性がある。今後、この回復予測に関する研究が様々な方面で更に進められていくことを期待している。

謝辞: 本稿は、東京都が実施した水生生物および水環境調査で得られたデータをもとに、独自の解析を行った結果をまとめたものである。本研究の遂行にあたり東京都環境局の風間真理氏から多大なご助言や貴重な文献を頂いた。また、本研究の一部には平成14年度文部科学省科学研究費補助金(特別研究員奨励費)を使用した。ここに記して感謝の意を表する。

付録 超過確率の積分計算

本文より、回復確率は以下の式で定義される。

Over Probability(T) =

$$\int_0^{\infty} \left\{ P(y|z, t, K, r, s) \int_y^{\infty} P(x|\alpha y, T, K, r, s) dx \right\} dy$$

ここで、

$$\int_0^{\infty} P(x|\alpha y, T, K, r, s) dx = 1$$

より

$$OP(T) = \int_0^{\infty} \left[P(y|z, t, K, r, s) \{1 - P_1(y)\} \right] dy \quad (7)$$

と変換される。ただし、

$$P_1(y) = \int_0^y P(x|\alpha y, T, K, r, s) dx \quad (8)$$

で、インパクトからT年後のバイオマスがインパクト直前のレベルyを下回る確率を意味する。式(8)は式(2)を代入することで、

$$P_1(y) = \int_0^y \frac{1}{x} \sqrt{\frac{r}{\pi s^2(1-e^{-2rT})}} \times \exp \left[-\frac{r}{s^2(1-e^{-2rT})} \left\{ \ln \frac{x}{K} \left(\frac{K}{\alpha y} \right)^{\exp(-rT)} \right\}^2 \right] dx \quad (9)$$

となる。式(9)は次の変数変換

$$\beta = \ln \frac{x}{K} \left(\frac{K}{\alpha y} \right)^{\exp(-rT)}, \quad d\beta = \frac{1}{x} dx$$

を行うことにより、

$$P_1(y) = \int_{-\infty}^B \sqrt{\frac{A}{\pi}} \exp[-A\beta^2] d\beta \quad (10)$$

に変換される。ただしここで、A, Bは

$$A = \frac{r}{s^2(1-e^{-2rT})} \quad (11)$$

$$B = \ln \frac{y}{K} \left(\frac{K}{\alpha y} \right)^{\exp(-rT)} \quad (12)$$

である。式(10)に更に次の変数変換

$$\varepsilon = \sqrt{2A}\beta, \quad d\varepsilon = \sqrt{2A}d\beta$$

を行うことにより、

$$P_1(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\sqrt{2AB}} \exp \left[-\frac{\varepsilon^2}{2} \right] d\varepsilon$$

に変換される。この積分は正規確率積分として知られており、その積分形はすでに調べられている²²⁾。それによると上式は

$$P_1(y) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{(\sqrt{2AB})^{2i-1}}{(2i-1)(-2)^{i-1}(i-1)!} \quad (13)$$

となる。この式(13)を式中のB(式(12))を元の形に戻してから式(7)に代入すると

$$OP(T) = \frac{1}{2} I_0 - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{(\sqrt{2A})^{2i-1}}{(2i-1)(-2)^{i-1}(i-1)!} \sqrt{\frac{D}{\pi}} I(i) \quad (14)$$

となる。ただし式中の $I_0, I(i), D$ は以下の通りである。

$$I_0 = \int_0^{\infty} P(y|z, t, K, r, s) dy = 1 \quad (15)$$

$$I(i) = \int_0^{\infty} \frac{1}{y} \exp \left[-D \left\{ \ln \frac{y}{K} \left(\frac{K}{z} \right)^{\exp(-rT)} \right\}^2 \right] \times \left\{ \ln \frac{y}{K} \left(\frac{K}{\alpha y} \right)^{\exp(-rT)} \right\}^{2i-1} dy \quad (16)$$

$$D = \frac{r}{s^2(1-e^{-2\pi})} \quad (17)$$

式(16)について次の変数変換を行う。

$$\gamma \equiv \ln \frac{y}{K} \left(\frac{K}{\alpha y} \right)^{\exp(-rT)} \quad (18)$$

$$\frac{1}{1-e^{-rT}} d\gamma = \frac{1}{y} dy \quad (19)$$

式(18)は変形すると

$$\ln y = \frac{1}{1-e^{-rT}} \left\{ \gamma - \ln \frac{1}{K} \left(\frac{K}{\alpha} \right)^{\exp(-rT)} \right\} \quad (20)$$

となる。また、式(16)の次の部分について対数計算を行うと

$$\begin{aligned} \ln \frac{y}{K} \left(\frac{K}{z} \right)^{\exp(-rT)} &= \ln y + \ln \frac{1}{K} \left(\frac{K}{z} \right)^{\exp(-rT)} \\ &= \frac{\gamma - E}{1-e^{-rT}} \quad (\because \text{式(20)を代入}) \end{aligned} \quad (21)$$

となる。ただし、

$$E = (1-e^{-rT}) \ln \left(\frac{z}{K} \right)^{\exp(-rT)} - e^{-rT} \ln \alpha \quad (22)$$

である。式(18), (19), (21)より、式(16)は変数変換され

$$I(i) = \frac{1}{1-e^{-rT}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp \left\{ -D \left(\frac{\gamma - E}{1-e^{-rT}} \right)^2 \right\} \gamma^{2i-1} dy \quad (23)$$

となる。ここで、

$$F = \frac{D}{(1-e^{-rT})^2} = \frac{r}{s^2(1-e^{-2\pi})(1-e^{-rT})^2} \quad (24)$$

とおくと、

$$I(i) = \frac{1}{1-e^{-rT}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-F(\gamma-E)^2} \gamma^{2i-1} dy \quad (25)$$

となる。式(25)に対して次の変数変換を行う。

$$\omega \equiv \gamma - E, \quad d\omega = d\gamma$$

すると、

$$I(i) = \frac{1}{1-e^{-rT}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-F\omega^2} (\omega + E)^{2i-1} d\omega \quad (26)$$

となる。このうち $(\omega + E)^{2i-1}$ に関して二項定理を適用すると式(26)は

$$I(i) = \frac{1}{1-e^{-rT}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-F\omega^2} \sum_{j=0}^{2i-1} C_j \omega^j E^{2i-1-j} d\omega$$

となる。ここで、

$$C_j = \frac{(2i-1)!}{(2i-1-j)! j!}$$

である。積分と和の順番を入れ替えて

$$I(i) = \frac{1}{1-e^{-rT}} \sum_{j=0}^{2i-1} C_j E^{2i-1-j} G \quad (27)$$

ただし、

$$G = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-F\omega^2} \omega^j d\omega$$

このGに関して積分区間を二つに分けて考え。

$$G = \int_{-\infty}^0 e^{-F\omega^2} \omega^j d\omega + \int_0^{\infty} e^{-F\omega^2} \omega^j d\omega = g_1 + g_2 \quad (28)$$

とする。ここで

$$g_1 = \int_{-\infty}^0 e^{-F\omega^2} \omega^j d\omega$$

に対して次の変数変換

$$\sigma = -\omega, \quad d\sigma = -d\omega$$

を行うと、

$$\begin{aligned} g_1 &= - \int_{\infty}^0 e^{-F(-\sigma)^2} (-\sigma)^j d\sigma \\ &= (-1)^j \int_0^{\infty} e^{-F\sigma^2} \sigma^j d\sigma = (-1)^j g_2 \end{aligned} \quad (29)$$

となる。(29)式を(28)式に代入すると

$$G = (1 + (-1)^j) g_2 = (1 + (-1)^j) \int_0^{\infty} e^{-F\omega^2} \omega^j d\omega \quad (30)$$

となる。ここで、

$$1 + (-1)^j = \begin{cases} 2 & (j=2m) \\ 0 & (j=2m+1) \end{cases} \quad (m=0, 1, \dots, i-1)$$

であることを考慮して、式(27)に式(30)を代入すると

$$I(i) = \frac{1}{1-e^{-rT}} \sum_{m=0}^{i-1} \left[C_{2m} E^{2(i-m)-1} 2 \int_0^{\infty} e^{-F\omega^2} \omega^{2m} d\omega \right] \quad (31)$$

となる。ここで、ラプラス変換型の積分公式²³⁾を参考にすると

$$\int_0^{\infty} e^{-F\omega^2} \omega^{2m} d\omega = \begin{cases} \frac{(2m-1)!!}{2^{m+1}} \sqrt{\frac{\pi}{F^{2m+1}}} & (m > 0) \\ \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\pi}{F}} & (m = 0) \end{cases}$$

である。ただし、

$$(2m-1)!! = (2m-1)(2m-3)\cdots \times 3 \times 1$$

である。これらを式(31)に代入して整理すると

$$I(i) \begin{cases} = \frac{E^{2i-1}}{1-e^{-\pi}} \sqrt{\frac{\pi}{F}} \left[1 + \sum_{m=1}^{i-1} {}_{2i-1}C_{2m} \frac{(2m-1)!!}{(2E^2F)^m} \right] & (i \geq 2) \\ = \frac{E}{1-e^{-\pi}} \sqrt{\frac{\pi}{F}} & (i = 1) \end{cases} \quad (32)$$

が得られる。そして、この $I(i)$ に関する式と I_0 に関する式(15)を式(14)に代入する。そして、式(24)より

$$\frac{1}{1-e^{-2\pi}} \sqrt{\frac{D}{F}} = 1$$

の関係であることに注意して式(32)を整理すると本文中の式(4)が導かれる。

参考文献

- 1) 森下郁子：生物モニタリングの考え方：指標生物学，山海堂，1985。
- 2) 谷田一三：水生昆虫で河川環境を見る，第31回日本水環境学会セミナー講演資料集，pp. 50-71, 1977。
- 3) 建設省河川局河川環境課：河川水辺の国勢調査年鑑（平成11年度・河川版），山海堂，pp. 69, 2001。
- 4) Yoshimura, C., Kumagai, Y., Fukushi, K. and Omura, T.: Ecological Co-inhabitation Index (ECI) as a Management Tool for the Ecosystem Preservation in River, *Water Science and Technology*, Vol. 43-44, pp. 161-170, 2001。
- 5) 渡辺幸三，吉村千洋，小川原享志，大村達夫：生態学的パラメータによる河川底生動物群集の動態特性の評価，土木学会論文集，No.734/VII-27, pp.99-110, 2003。
- 6) 小川原享志，渡辺幸三，吉村千洋，大村達夫：RAPD法による *Hydropsyche orientalis* (*Hydropsyche*: Tricoptera) の遺伝子多様性に基づく河川環境評価 - 宮城県名取川水系を例として -，水環境学会誌，第26巻，第4号，pp.223-229, 2003。
- 7) Niemi, G. J., Devore, P., Detenbeck, N., Taylor, D., Lima, A. and Pastor, J.: Overview of Case Studies on Recovery of Aquatic System from Disturbance, *Environmental Management*, Vol.14, No.5, pp.571-587, 1990。
- 8) 水野信彦，御勢久右衛門：河川の生態学，築地書館，pp.40-102, 2000。
- 9) 御勢久右衛門：大和吉野川における瀬の底生動物群集の遷移，日本生態学会誌，Vol. 18, No.4, pp. 147-157, 1968。

- 10) 新名史典：河川昆虫群集の食物網 多様性と動態，海洋と生物，Vol. 107, No. 6, pp. 434-440, 1996。
- 11) Allan, J. D.: *Stream Ecology*, Kluwer Academic Publishers, pp.131-237, 2000。
- 12) Scarsbrook, M. R.: Persistence and stability of lotic invertebrate communities in New Zealand, *Freshwater Biology*, Vol. 47, pp.417-431, 2002。
- 13) Taylor, C. M. and Warren, M. L. J.: Dynamics in species composition of stream fish assemblages: environmental variability and nested subsets, *Ecology*, Vol. 82, No.8, pp.2320-2330, 2001。
- 14) Goel N. S., Richter-Dyn N. (寺元英訳)：生物学における確率過程の理論，産業図書，pp.140-154, 1978。
- 15) Pielou E. C. (南雲甚一，合田周平，藤村貞夫訳)：数理生態学，産業図書，pp. 23-27, 1974。
- 16) 八杉龍一，小関治男，古谷雅樹，日高敏隆：岩波生物学事典，pp. , 2001。
- 17) 東京都環境保全局水質保全部，水生生物調査結果報告書，1988-1999。
- 18) 津田松苗：津風呂ダム濁水影響調査報告書(水野信彦，御勢久右衛門：河川の生態学，築地書館，p.97, 2000に引用)
- 19) 東京都環境保全部：公共用水域及び地下水の水質測定結果，1987-1998。
- 20) 東京都環境保全部水質保全部：東京の川の水きものと環境 - 河川水生生物総合解析超過報告書（その2），pp. 7, 1998。
- 21) 津田松苗：水生昆虫学，北隆館，pp. 238-241, 1983。
- 22) Allan, J. D.: *Stream Ecology*, Kluwer Academic Publishers, pp.18-82, 1996。
- 23) 森口繁一，宇田川かね久，一松信，岩波数学公式集，岩波書店，pp.155-233, 2000。

(2003. 4. 2 受付)

ASSESSMENTS OF ARTIFICIAL PULSE TYPE IMPACTS ON BENTHIC ANIMALS IN RIVER USING THE RECOVERY PREDICTION MODEL

Kozo WATANABE, Chihiro YOSHIMURA, Takashi OGAWARA and Tatsuo OMURA

The population dynamics model describes the annual change of total biomass of benthic animals in river. We developed a recovery model assessing the influence of an artificial pulse type (temporal) impact with two evaluation indexes, i.e. Recovery Rate and Ecological Loss Time. Recovery simulations from a virtual impact were performed in 70 river sites in Tokyo with an assumption that the biomass decreases to 0.08 times just after the impact in each site. This recovery model confirmed the tendency of high resilience of macroinvertebrate as well as the effectiveness of the two indexes for impact assessments in river ecosystem.