

# ダイオキシン類の野生生物個体群への影響評価 カワウ個体群のケーススタディ

村田麻里子<sup>1</sup> 井関直政<sup>1</sup> 益永茂樹<sup>1,2</sup> 中西準子<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup> 横浜国立大学 環境科学研究センター

〒240-8501 神奈川県横浜市保土ヶ谷区常盤台 79 - 7

<sup>2</sup> 科学技術振興事業団 CREST

## 要 旨

環境中の化学汚染物質が野生生物個体群へ及ぼす影響を定量的に評価する方法の一事例を示す。ここでは東京湾底質中のダイオキシン類がカワウ (*Phalacrocorax carbo*) 個体群へ及ぼしている影響を推定した。既存の情報を用い、個体群動態理論により個体群レベルの影響を二つの尺度、一つは内的自然増加率の低下率、もう一つは損失個体数の比で表現した。

## 1. はじめに

ダイオキシン類は環境中に長期間残留し、生物に取り込まれ蓄積される。わが国の野生生物も多かれ少なかれダイオキシン類に汚染されており、その中でも特に魚食性の鳥類の汚染が高レベルであることが報告されている (環境庁, 1999, 2000; 長谷川ら, 1999; 井関ら, 2000, 2001a, b; Guruge *et al.*, 2000)。わが国ではダイオキシン類に対する社会的な関心の高さから、各種のモニタリング調査やヒトの健康リスク評価が行われ、法的な整備も進みつつあるが、生態系への影響評価はなされていない。生態系も視野に入れた今後の対策立案のために、野生生物への影響を定量的に把握することは意義のあることと考えられる。

そこで本研究では、前章の井関らによるカワウの汚染レベルの調査・解析を土台にして、個体群生態学の理論により、ダイオキシン類のカワウ個体群への影響を推定した。個体群レベルの影響の指標として、内的自然増加率の低下率と個体数の損失比を求めた。内的自然増加率は集団の増殖率を表す値であり、繁殖率や生存率を統合したもので個体群レベルの毒性影響指標として生態学的に意味のある指標といわれている (Forbes and Calow, 1999)。個体数の損失比は、内的自然増加率の低下率よりも直感的にわかりやすい指標として試算した。

なお、本報のなかでダイオキシン類とは、ポリ塩化ジベンゾ - p - ダイオキシン (PCDDs)

ポリ塩化ジベンゾフラン（PCDFs）およびノンオルソ PCB で、2,3,7,8 テトラクロロジベンゾ-p-ダイオキシン毒性等価量（TEQ）を持つものをさす。

## 2. 対象生物個体群

東京都台東区上野公園の不忍池のカワウを対象とした。理由は、以下の3点である。

一つは、カワウのような魚食性の鳥類は、水系生態系の高次栄養段階の捕食者であり、ダイオキシン類のような脂肪親和性の残留性有機塩素化合物を高度に生物濃縮することから、そのような汚染の指標生物として適しているためである（Fox *et al.*, 1991a, 1991b）。なお、カワウは環境庁の野生生物のダイオキシン類蓄積状況調査においても平成 11 年度から対象生物となっている（環境庁, 2000）。

二番目の理由は、個体数変動がよく調べられており、個体群生態学の理論が当てはめやすいことである。関東地方におけるカワウの集団繁殖地は、1971～1980 年代中頃まで不忍池一箇所のみであったと報告されている（東京都恩賜上野動物園, 1992；成末ほか, 1999；石田ほか, 2000）。また、1973 年以降、個体数や繁殖状況などが詳細に調査されている（福田, 1980, 1981, 1997；東京都恩賜上野動物園, 1992）。このことから、少数個体から急速に個体数が回復して群れが分散するまでの間について、移出入がほとんどない単一個体群の密度依存成長過程として解析可能な条件を備えている。

三番目の理由は、解析に必要な情報の豊富さである。化学物質の生物個体群への影響を推定するには、体内蓄積量などの曝露データ、用量 反応関係の毒性学的データ、そして生存率や繁殖率などの生態学的データが必要である。については前報の井関らによる調査がなされている。については、ダイオキシン類の卵中濃度と卵死亡率の関連を示す近縁種ミミヒメウ（*Phalacrocorax auritis*）のデータがある。については上述の通りである。

## 3. 個体群レベル影響評価の方針と手順

実際に観測された個体数の変動は、ダイオキシン類曝露下のものであり、汚染のない状態ではどうであったかは不明である。そこで、

図 1 に示すように、実際の増殖率と曝露データから曝露のない条件下での集団の増殖率を逆推定し、それをベースラインの増殖率とみなし

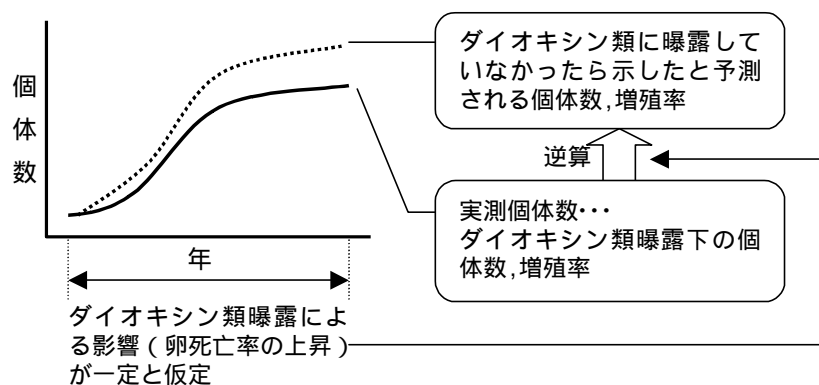


図 1 個体群レベル影響推定の考え方

て解析を行った。つまり、1974～1986年の実測個体数からこの集団の増殖率を求めるが、これはダイオキシン類の曝露による影響を受けていたと仮定する。定常的な曝露の影響を予測するために、当時の底質中ダイオキシン類濃度から卵中濃度を推定した前章の井関らの結果を用いた。この間のダイオキシン類曝露による卵死亡率を一定と仮定し、その影響を受けなかったら示したと推定される増殖率、すなわちベースラインの増殖率を逆算する。計算の手順は図2に示した。

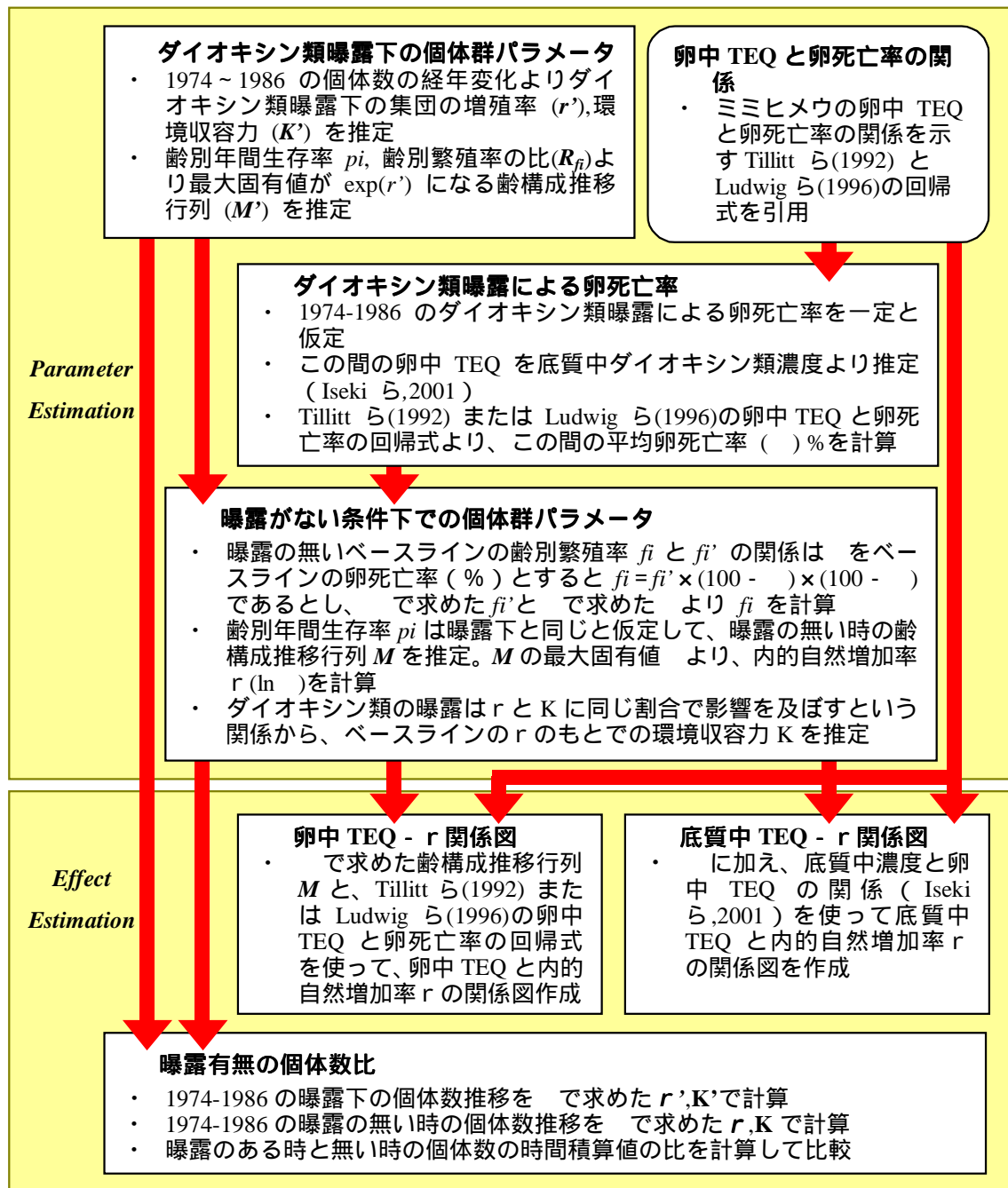


図2 計算手順

## 4. 計算過程

### 4.1 ダイオキシン類曝露下の個体群パラメータの推定

ダイオキシン類曝露下の内的自然増加率  $r'$ 、環境収容力  $K'$ 、年齢構成推移行列  $M'$  を求める。

まず、実測の個体数の推移は、ダイオキシン類曝露下のものであるとみなす。個体数は(1)式の差分型ロジスティック式に当てはまるとする。 $N(t)$  は  $t$  年の雌の個体数(実測個体数の  $1/2$  とする)、 $r$  は内的自然増加率、 $K$  は環境収容力である。1974~1986年の不忍池の個体数  $N(t)$ 、 $N(t+1)$  (東京都恩賜上野動物園, 1992, pp.66 の図 1 より読取) のデータセットを(1)式に代入し、ソフトウェア Mathcad 2000 Professional のパラメータ推定機能を使い  $r' = 0.360$ 、 $K' = 958$  を得た。

$r'$  を年間の増殖率にすると  $1.43 (\exp(r'))$  となるが、これは 1970~1991 年の北米の五大湖におけるミミヒメウの巣の年間増殖率、オンタリオ湖で 1.402、スペリオル湖で 1.335 などの値 (Weseloh *et al.*, 1995) に近い。

$$N(t+1) = N(t) \cdot \exp[r(1 - N(t)/K)] \quad (1)$$

次に、年齢構成推移行列  $M'$  を以下のように求めた。年齢構成をもつ個体群において、ある年  $t$  に年齢  $i$  にある雌個体数を  $N_{i,t}$  としその年齢群ごとの個体数を成分とする個体数ベクトルを  $\vec{n}(t)$  とすると、翌年  $t+1$  の年齢別の雌個体数  $\vec{n}(t+1)$  は、(2)式(3)式のように表すことができる (Caswell, 1989)。個体群の年間の増殖率はこの行列の最大固有値で、内的自然増加率はその自然対数である。 $f_i'$  は年齢  $i$  の雌の繁殖率(次のセンサス時まで生き残った雌のヒナの数)、 $p_i$  は年齢  $i$  の個体が次の年齢になるまでの生存率、 $\omega$  は最高年齢である。 $f_i'$  は、 $F'$  を最も多産な年齢における繁殖率、 $R_{fi}$  を年齢  $i$  における繁殖率の比(最も多産な年齢における繁殖率を 1 とする)とすると  $f_i' = F' \times R_{fi}$  から求めることができる。 $R_{fi}$  は Fukuda (1997) のデータを引用した(ただし年齢 6 - 13 の繁殖率は一定とした)。 $F'$  は、行列  $M'$  の最大固有値を  $1.43 (\exp(r'))$  と与える値を逐次計算によって求めた。 $p_i$  は不忍池における年齢別の残存率(福田, 1981)より推定した。最高年齢  $\omega$  は Fukuda (1997) によった。

$$\vec{n}(t+1) = M' \cdot \vec{n}(t) \quad (2)$$

$$\begin{bmatrix} N_{1,t+1} \\ N_{2,t+1} \\ \vdots \\ N_{\omega-1,t+1} \\ N_{\omega,t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_1' & f_2' & \cdots & f_{\omega-1}' & f_{\omega}' \\ p_1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & p_2 & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & 0 & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & p_{\omega-1} & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} N_{1,t} \\ N_{2,t} \\ \vdots \\ N_{\omega-1,t} \\ N_{\omega,t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

## 4.2 ダイオキシン類曝露による卵死亡率の推定

1974～1986年のダイオキシン類曝露による卵中 TEQ 濃度は、前章の井関らによる推定値を使った。1972～1977,1977～1981,1981～1986の3つの期間の底質中ダイオキシン類濃度から推定した卵中 TEQ 濃度はそれぞれ 270,240,210 WHO-TEQ(bird)pg/g wet wt.basis (Iseki *et al.*, 2001b) で、平均をとって 240 WHO-TEQ(bird)pg/g wet wt.basis とした。

卵中 TEQ と卵死亡率の関係は、カワウの近縁種ミミヒメウについて Tillitt ら (1992) により (4) 式、Ludwig ら (1996) により (5) 式のそれぞれ回帰式が報告されている。 $x$  が卵中 TEQ (pg/g wet wt. basis)、 $y$  が卵死亡率 (%) である。これらは北米の五大湖における汚染レベルの異なる複数のコロニーのフィールド調査と卵中 TEQ (H4 E バイオアッセイによる) によるものである。ここで、カワウにもこの関係があてはまると仮定し、1974～1986年の卵中 TEQ 推定値を代入し、この間の卵死亡率を計算した。Tillitt らの回帰式 (4) では 1974～1986年の平均の卵死亡率は 29%、Ludwig らの回帰式 (5) を使うと 21%となった。

$$y = 0.067 \cdot x + 13.1 \quad (r^2 = 0.703) \quad (4)$$

$$y = 0.0502 \cdot x + 8.61 \quad (r^2 = 0.906) \quad (5)$$

## 4.3 ダイオキシン類への曝露が無い時の個体群パラメータの推定

4.1, 4.2 で得られる値より、ダイオキシン類への曝露が無い時の内的自然増加率  $r$ 、年齢構成推移行列  $M$ 、環境収容力  $K$  を求める。

ダイオキシン類の曝露は卵死亡率 (= 100 - 孵化率%) に影響し、産卵数、ヒナの生存率には影響しないと仮定すると、4.1 で求めた曝露下の年齢別繁殖率  $f_i$  と曝露の無い時の繁殖率  $f_i$  には (6) 式の関係がある。は 4.2 で求めた曝露下の卵死亡率、は曝露の無い時の卵死亡率である。卵はダイオキシン類の曝露が無くても孵化率は 100%にはならないが、曝露の無い時の卵死亡率は不明のため、ここでは (4) 式または (5) 式の  $y$  切片とした ( $x = 0$  のときの  $y$  の値)。(6) 式に 4.1 で得た  $f_i'$ 、4.2 で得た を代入し、曝露の無い時の年齢別繁殖率  $f_i$  を計算した。

$$f_i = f_i' \times (100 - \varepsilon) / (100 - \alpha) \quad (6)$$

年齢別生存率  $p_i$  は曝露の有無で変わらないとすると、 $f_i$  を一行目の値とする曝露の無い時の年齢推移行列  $M$  が得られる。 $M$  の最大固有値より曝露の無い時の内的自然増加率  $r$  ( $\ln$ ) が計算される。

次に曝露が無い時の環境収容力  $K$  は以下のようにして求めた。(1)式は、 $r/K =$  とおくと (7) 式のように書き換えられる。は種内の競争係数で定数と考えられることから、(7) 式の最右辺より  $r$  が変化する場合  $r/$  (すなわち  $K$ ) は同じ割合で変化することに

なる (Hendriks and Enserink, 1996)。この関係 ( $r' / K' = r / K$ ) より、 $K$  が求められる。

$$N(t+1) = N(t) \cdot \exp[r(1 - N(t)/K)] = N(t) \cdot \exp\left[r\left(1 - \frac{N(t)}{r/\beta}\right)\right] \quad (7)$$

## 5. 結果

### 5.1 卵中 TEQ と内的自然増加率の関係

ダイオキシン類曝露による個体群レベルの影響尺度の一つとして内的自然増加率の低下率を取り上げ、卵中の TEQ との関係図を作成し、図 3 に示した。曝露の無い時の内的自然増加率  $r$  との比 ( $r' / r$ ) を縦軸にとった。

これより、1998 年に東京で採取されたカワウ卵の平均ダイオキシン類濃度 220 WHO-TEQ(bird)pg / g wet basis では、内的自然増加率はベースラインの約 86% (Tillitt らの式を適用した場合)、または約 90% (Ludwig らの式を適用した場合) になると推定された。

### 5.2 底質卵中 TEQ と内的自然増加率の関係

5.1 では横軸は卵中 TEQ だったが、環境中濃度として横軸に底質中 TEQ をとり、内的自然増加率の低下率との関係図を作成し、図 4 に示した。

卵中 TEQ は底質中ダイオキシン類のコンジェナー毎の濃度から算出している (Iseki ら, 2001b)、底質中の TEQ が同じであってもコンジェナーの組成が異なればコンジェナー毎で生物底質濃縮係数や体内半減期が異なり、卵中の TEQ は同じにはならない。そこで、最近の底質中コンジェナー組成比を採り上げ、その比が一定であるとして底質中 TEQ と内的自然増加率の関係を求めた。Yao ら (2000) による東京湾底質コアサンプル中のダイオキシン類の濃度データのうち、1991~1993 年のコンジェナー組成比を用い、底質中の TEQ がとる値を変化させてその時の卵中 TEQ を Iseki ら (2001b) の方法で計算した。

図 4 より、1991~1993 年の東京湾底質中ダイオキシン類濃度 43 WHO-TEQ(mammal)pg / g dry basis では、内的自然増加率はベースラインの約 87% (Tillitt らの式を適用した場合)、または約 91% (Ludwig らの式を適用した場合) になると推定された。

### 5.3 ダイオキシン類への曝露がある時と無い時の個体数時間積算値の比

内的自然増加率の低下率よりも直感的にわかりやすい尺度として、ダイオキシン類曝露がある時と無い時で推定される個体数の比を試算した。図 5 に、ダイオキシン類の曝露がある場合もしくは無い場合に予測される個体数の経年変化のシミュレーション結果を示した。

ダイオキシン類曝露によって卵死亡率が上昇すなわち繁殖率が低下することにより、集

団の増殖率は下がり個体数は減少する。観察された個体数 ( $N'$  とする) はそのように減少した結果であるとみなした( 図 1 参照)。曝露のある場合の個体数は、( 1 ) 式に  $r' = 0.360$ ,  $K' = 958$  と初期値  $N(0) = 125$  を代入し各年の個体数を計算した。図 4 で一番手前の個体数の推移が曝露下のもの ( $N'$ ) である。一方 4.3 で推定したベースラインの増殖率により、曝露の無い場合の個体数の推移を計算した ( $N$  とする)。曝露の無い場合は、ダイオキシン類の繁殖率への影響を Tillitt らの式 ( 4 ) か Ludwig らの式 ( 5 ) のどちらを適用するかで異なる。Tillitt らの式を適用した場合  $r = 0.424$ ,  $K = 1130$ 、Ludwig らの式を適用した場合  $r = 0.404$ ,  $K = 1070$  をそれぞれ ( 1 ) 式に代入した。初期値  $N(0) = 125$  は同じとした。

$N'$ ,  $N$  それぞれの時間積算値の比 ( $N'(t) / N(t)$ ) を、ダイオキシン類曝露による個体群レベルの影響の尺度とした。1974 ~ 1986 年の汚染レベル ( 推定卵中 TEQ 240 WHO-TEQ(bird)pg / g wet basis ) では、個体数の時間積算値はベースラインの約 80% ( Tillitt らの式を適用した場合 )、または約 86% ( Ludwig らの式を適用した場合 ) になると推定された。

## 6. 謝辞

本研究を行うにあたり、加藤七枝氏、成末雅恵氏、福田道雄氏に情報の提供、助言をいただき、田中嘉成氏に解析を助けていただいた。巖佐庸氏、内藤航氏、中丸麻由子氏、松沢友紀氏に助言をしていただいた。また、本研究は科学技術振興事業団の戦略的基礎研究推進事業の援助を受けた。記して謝意を表す。