

博士論文

野生鳥類個体群における
ダイオキシン類の生態リスク評価

横浜国立大学附属図書館



11328378

平成 15 年 3 月

横浜国立大学大学院 工学研究科

物質工学専攻 中西・益永・中井研究室

00JB018 村田 麻里子

摘 要

ダイオキシン類は、環境中に遍在して長期間残留し、ヒトの健康や生態系に及ぼす影響が危惧されている。日本においてもダイオキシン類汚染の低減のための法的な整備や排出源対策が進展し、ヒトの健康の保護を目的に環境基準等が設定された。しかし現在のところ、これら基準値等の根拠に生態系保全の観点が含まれていない。生態系も視野に入れた対策の必要性の判断、生態系保護の観点からの環境基準値等の設定のために、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。

生態リスク評価は従来、個体レベルの評価が行われてきた。しかし野生生物へのリスク評価は、ヒトと同じに個々の個体の生死をエンドポイントとするのではなく、種あるいは集団レベルの尺度のほうが適切であると考えられる。野生生物への影響は、個体数の極端に少ない絶滅の危ぶまれる種以外は、集団としての存続が問題となるためである。個体数の減少や絶滅といった個体群レベルのリスクの指標は直感的にとらえやすく、汎用性を備えていることが要求されるリスク評価のエンドポイントとして適切であると考えられる。

以上のような観点を踏まえ、本論文では以下の二点を目的として研究が進められた。一つは、日本におけるダイオキシン類の生態系へのリスクを定量化することであり、もう一点は既存情報を用いた個体群レベルの生態リスク評価の具体例を提示することである。

論文は全6章から構成されている。

第1章では、研究の背景と必要性および目的について述べ、対象種を選定し、本論文の構成について記した。

第2章では、野生鳥類へのダイオキシン類の影響と、個体群レベルのリスク評価手法について文献のレビューを行った。これら既存知見の整理は、対象種の選定やリスク評価手法の構築の基礎となった。

第3章と第4章では、ダイオキシン類の体内や卵への蓄積レベルが高いことが確認され、かつ、生態リスク評価に必要な情報が充実しているカワウを対象としてリスク評価を行った。情報量の多いカワウにおける解析によって、手法の確立とともに、他種や他物質などの事例間の比較を行う場面で比較対照となる、確度の相対的に高いリスク評価結果の取得を企図した。

第3章では、1970～80年代の上野不忍池のカワウを対象に、決定論的な解析を行い、過去における影響を定量化した。これにより、環境中のダイオキシン類と野生鳥類集団の個体群レベルの影響とを関連づける道をつけた。さらに、実在しない対照集団の個体群増殖率等を、実在した集団の推定曝露レベルから逆算するという新しい方法を提示した。

第4章では、第3章における解析を発展させ、曝露や毒性への感受性に確率分布を考慮する確率論的リスク評価手法と、保全生態学の分野で使われる個体群存続可能性分析を連結させて、リスクの現況評価を行った。東京湾周辺のカワウを対象とし、カワウが環境中のダイオキシン類に魚食という経路で曝露し、曝露に応じて卵死亡率が上昇すると、将来の個体数にどのように影響するかを個体数減少リスクで表現した。その結果、カワウの個体数が10年間で現況の8割以下に減少するリスクは、汚染がないときの16%に対し、東京湾周辺の現況汚染レベルにおいて32%であると推定された。第4章の解析を通じて、現況汚染レベルでのカワウ個体群へのリスクを定量化するとともに、個体群レベルの生態リスク評価の新しいアプローチ方法を確立した。

第5章では、カワウにミサゴとカワセミの2種を加え、魚食性鳥類3種を対象にリスク評価を行った。これらは生活史や曝露量、ダイオキシンへの感受性などが異なり、種の特性が個体群レベルのリスクにどう表れるかを検討した。第4章で構築した手法を適用し、底質の汚染レベルを現況バックグラウンドレベル、東京湾現況レベル、東京湾の過去最高レベルの3段階に設定した。ここでは地域は特定せず、日本におけるリスクの幅を試算した。解析の結果、ミサゴについては現況の汚染レベルにおいて、個体数減少リスクの増大幅が比較的大きいことが示唆された。また、個体数減少リスクの尺度について考察を加え、個体群レベルのリスク評価尺度の一つとして個体数の50%以上減少リスクが有用であると提案した。

第6章では本研究を総括した。

以上のように、本研究は日本におけるダイオキシン類の魚食性鳥類個体群へのリスクを定量化するとともに、環境中の化学物質による野生生物への影響を個体群の存続可能性を尺度とするリスクとして定量化する手法を構築し、化学物質のリスク管理に有用な情報を提供できることを示した。

目次

摘要	i
第1章 緒論	1-1
1.1 はじめに—研究の背景と必要性—	1-1
1.2 研究の目的	1-3
1.3 対象種の選定と特徴	1-4
1.3.1 対象種の選定	1-4
1.3.2 対象種の特徴	1-5
1.4 ダイオキシン類	1-9
1.5 本論文の構成と概要	1-11
第1章の参考文献	1-13
第2章 既存知見の整理	2-1
2.1 はじめに	2-1
2.2 野生鳥類におけるダイオキシン類の影響	2-1
2.2.1 日本の野生生物における汚染現状	2-1
2.2.2 魚食性鳥類の汚染指標としての有用性	2-3
2.2.3 ダイオキシン類と野生鳥類への悪影響との因果関係	2-5
2.2.4 用量・反応関係	2-9
2.2.5 まとめ	2-16
2.3 個体群レベルの生態リスク評価手法	2-17
2.3.1 はじめに	2-17
2.3.2 総論	2-18
2.3.3 各論	2-23
2.3.4 まとめ	2-35
第2章の参考文献	2-36

第3章 カワウにおける過去回帰的・決定論的な ダイオキシン類の影響評価	3-1
3.1 はじめに.....	3-1
3.2 対象個体群.....	3-1
3.3 方法.....	3-2
3.3.1 推定方法の概要.....	3-2
3.3.2 使用した情報.....	3-3
3.3.3 パラメータ推定.....	3-4
3.3.4 個体群レベルの影響評価.....	3-7
3.4 結果.....	3-8
3.4.1 卵中 TEQ と内的自然増加率の関係.....	3-8
3.4.2 底質中 TEQ と内的自然増加率の関係.....	3-9
3.4.3 ダイオキシン類曝露による延べ個体数の変化.....	3-9
3.5 考 察.....	3-10
3.5.1 内的自然増加率の推定方法について.....	3-10
3.5.2 推定曝露レベル Ω の個体群レベル影響指標に対する 感度解析.....	3-11
3.5.3 推定結果の解釈.....	3-15
3.6 まとめ.....	3-16
第3章の参考文献.....	3-17
第4章 カワウにおける確率論的な ダイオキシン類の生態リスク現況評価	4-1
4.1 はじめに.....	4-1
4.2 評価対象の場所とスケールおよび 対象コンジェナー.....	4-2
4.2.1 場所とスケール.....	4-2
4.2.2 対象コンジェナー.....	4-2
4.3 問題の明確化.....	4-3
4.3.1 評価エンドポイント.....	4-3

4.3.2	概念モデル.....	4-4
4.4	曝露評価.....	4-6
4.4.1	曝露評価方法.....	4-6
4.4.2	パラメータの推定.....	4-8
4.4.3	曝露評価の結果.....	4-12
4.5	影響評価.....	4-12
4.6	個体レベルのリスク評価.....	4-14
4.7	個体群レベルのリスク評価.....	4-15
4.7.1	方法.....	4-16
4.7.2	結果.....	4-22
4.8	感度解析.....	4-23
4.8.1	曝露評価における感度解析.....	4-23
4.8.2	個体群モデルの感度解析.....	4-24
4.9	考 察.....	4-27
4.9.1	概念モデルの不確実性.....	4-27
4.9.2	曝露モデルの不確実性.....	4-27
4.9.3	曝露評価結果の解釈.....	4-29
4.9.4	毒性データの不確実性.....	4-30
4.9.5	個体レベルリスク評価方法の検証.....	4-32
4.9.6	個体群モデルの不確実性.....	4-33
4.9.7	リスク評価結果の解釈.....	4-36
4.10	まとめ.....	4-38
	第4章の参考文献.....	4-39
第5章	種の特性と個体群レベルの生態リスク _____	5-1
5.1	はじめに.....	5-1
5.2	解析方法とパラメータの推定.....	5-1
5.2.1	曝露評価.....	5-2
5.2.2	影響評価.....	5-6

5.2.3 個体レベルのリスク評価.....	5-8
5.2.4 個体群レベルのリスク評価.....	5-9
5.3 個体群モデルの感度解析.....	5-14
5.4 結 果	5-16
5.4.1 曝露評価結果.....	5-16
5.4.2 個体レベルのリスク評価結果.....	5-17
5.4.3 個体群レベルのリスク評価結果.....	5-18
5.5 考察.....	5-21
5.5.1 曝露評価について.....	5-21
5.5.2 リスク指標間の比較.....	5-24
5.5.3 個体群レベルのリスク評価結果とリスク指標.....	5-29
5.6 まとめ	5-33
第5章の参考文献.....	5-34

第6章 総 括 _____ **6-1**

Appendix-I カワセミの採餌速度の推定方法 _____ **I**

第1章 緒 論

1.1 はじめに—研究の背景と必要性—

野生生物の個体数減少の原因として、生息地の消失や縮小、乱獲などとともに環境汚染は原因の一つに挙げられる。実際には野生生物の繁殖率の低下や個体数の減少と環境汚染との因果関係を特定するのは容易ではない。しかし、野生生物の個体数の減少や絶滅などの問題を改善するためには、問題となっている現象と要因との関連性を科学的に解明することが必要である。そしてまた、複数の要因が野生生物の生息状況を圧迫しているならば、要因間の相対的寄与を知ること、効果的な対策を講じる上で必要となってくる。

化学物質のリスク評価は人間の健康リスクに主眼がおかれてきた。その理由の一部に、人間の健康を保護することがおのずと人間以外の生物を守ることにつながるという考えが根底にあった。ところが、化学物質に対して人間以外の生物のほうが影響を被りやすいという根拠を、Suter は以下のように列挙している¹。

- 水中での呼吸、汚水の飲用、毛皮や羽の毛づくろい、根からの吸収など、人間にはない曝露経路がある。
- 人間よりも化学物質に感受性の高い特性を有する種がいる。

人間にはない毒性メカニズム、DDTによる卵殻薄化、SO₂による植物の気孔閉塞、トリブチルスズによる巻き貝のインポセックスなどの例があげられる。その一方で、ダイオキシンはヒトに比べ鳥類やヒト以外の哺乳類の感受性が高いが、そのような感受性の違いの要因が不明の場合もある。

- 生態系レベルの作用機構（富栄養化、分解性有機化合物による嫌気性環境など）がある。
- 人間よりも強度に化学物質に曝されている。

例えば、人間は様々な場所からとれる様々なものを食べるが、サギやカワウソは生息地のまわりの魚をまるごと、ずっと食べ続ける。

- 人間よりも単位体重当たりの用量が高い。

多くの鳥類や哺乳類は代謝速度が人間よりも高い。つまり代謝速度に比例して、より多く飲食し呼吸していることになる。

- ある種の化学物質は害虫害獣駆除目的で設計され、それらが致死するように環境中に放出されている。

駆除目的以外の生物でも、生理学的、生態学的に駆除対象生物に類似していれば必然的に影響を被る。

- 生物は環境と強く結びついており、たとえ化学物質への耐性を備えていたとしても餌や生息場所の喪失など二次的影響を被る。

人間には、環境が化学物質によってダメージを受けても食料その他を別のところから調達する選択肢があるが、動物にはない。

このような理由から、人間の健康保護のみを根拠とした環境基準等の設定では、有害な影響を受けている野生生物が存在するおそれがある。

日本においてはこれまで、化学物質の審査・規制や環境基準などの設定において、生態系の保護という視点は組み込まれてこなかった。しかし平成5年の環境基本法の制定を受け平成6年に閣議決定された環境基本計画のなかで、環境への負荷の少ない循環を基調とする社会の構築の一環として、化学物質の環境リスク対策が盛り込まれた。そこでは、“健康や生態系に有害な影響を及ぼすおそれのある化学物質による環境汚染のおそれ（環境リスク）をできる限り定量的に評価し、これを総体として低減させるための施策を実施する”としている。また、“施策相互の有機的連携を図りつつ、総合的かつ計画的に施策を展開する”としている。

こういった流れを受け、化学物質の環境リスク評価の本格的な実施に向けて、その方法論の確立を目的とするパイロット事業（平成9～12年度）が実施されたほか²、生態系保全のための化学物質の審査・規制の導入について法制化に向けた検討が行われているところである³。

化学物質の管理に関する諸外国の制度では、ヒトの健康と生態系の両者の保護を目的として審査・規制が行われている。化学物質のリスクの判定に、諸外国でもっとも一般的に用いられてきた方法はハザード比（化学物質の予測環境濃度と生物に有害影響を及ぼさないと判断される予測無影響濃度の比）によるものである⁴。

しかし、ハザード比の値は、化学物質の生物に対する悪影響の可能性を示唆するにとどまり、野生生物集団にどの程度の影響が表れるのか、といった野生生物の保護を目的とすることから発せられる素朴な問いに対する答えを得ることはできない。これは、ハザード比が個体レベルの評価であることからくる限界である。

そこで本研究では、この個体レベルの評価から歩を進め、生態リスク評価を生態学の基本的な単位である個体群レベル（集団としての存続）で行うこととした。リスク評価

のエンドポイントはわかりやすく汎用性を備えていることが要求されること、個体群レベルの影響は直感的にとらえやすいこと、そして野生生物への影響は、個体数の極端に少ない絶滅の危ぶまれる種以外は、集団としての存続が問題となるためである。

また冒頭でふれたように、野生生物は化学物質の汚染以外にも様々な直接的・間接的な人為圧を受けている。化学物質の影響以外の要因に関しては、保全生態学の分野のなかで、個体数の減少や種の絶滅とその要因との関連性が究明されてきた。その知見は実際に種の保全や個体群管理に活かされている^{5,6}。

効果的で合理的な野生生物種の保全のために、化学物質のリスク管理においても野生生物保護政策との整合を図り、共通の評価手法や基盤をもつことが望まれる。そうすれば、たとえば、レッドデータブックのカテゴリー定義⁷で使われているような個体群の存続可能性の尺度を、化学物質の環境閾値の設定に導入することが可能になる。その設定の根拠はわかりやすく、野生生物種の保全という理念を反映するものとなるだろう。

野生生物へ悪影響を及ぼす要因間で、個体群や種の存続可能性という共通の評価尺度をもてば、その影響の寄与の順位付けも可能になるであろう。それにより、効果的で合理的な費用の配分という道にもつながると考えられる。

本研究ではダイオキシン類を生態リスク評価の対象物質にとりあげた。ダイオキシン類は、環境中に遍在して長期間残留し、ヒトの健康や生態系に及ぼす影響が懸念されている。また実際に野生鳥類の繁殖障害との因果関係がみとめられた物質群である。

社会的関心も高く、日本においても近年急速にモニタリング調査等の情報が蓄積され、法的な整備や排出源対策が進展し、ヒトの健康の保護を目的に環境基準等も設定された。しかし現在のところ、これら基準値等に生態系保護の観点が含まれていない。

生態系も視野に入れた対策の必要性の判断、生態系保護の観点からの環境基準値等の設定のために、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。

1.2 研究の目的

以上のような背景を踏まえ、本研究の目的は以下の二点とした。一つは、日本におけるダイオキシン類（コプラナーPCBを含む）の生態系へのリスクを定量化することである。もう一点は既存情報を用いた個体群レベルの生態リスク評価の具体例を提示することである。

個体群レベルの生態リスク評価の必要性は繰り返し指摘されてきた^{8,9,10}。その一方で、米国 EPA の ECOFRAM^aの報告書では以下のように述べ、個体群モデルの利用は長期的な目標に位置付けている¹¹。

— 個体群モデルの多くは生態リスク評価への適用可能性を潜在的にもっている。しかし、これらの使用と発展を阻む重大な制約は、適切なデータが不足していることである。—

本研究ではダイオキシン類という具体例を通して、入手可能な限られた情報からどこまでの評価が可能であるかを試みた。そのなかで、入手できる情報量が異なる3種の解析を行い、情報の豊富な種の結果を利用して、情報の少ない種の解析を行う手法も提示した。さらに今後、個体群レベルのリスク評価が進展していくために、重点的に整備していくべき情報の種類も明らかにした。

1.3 対象種の選定と特徴

1.3.1 対象種の選定

本研究におけるダイオキシン類の生態リスク評価の対象種は、魚食性鳥類であるカワウ (great cormorant; *Phalacrocorax carbo*)、ミサゴ (osprey; *Pandion haliaeetus*)、カワセミ (kingfisher; *Alcedo atthis*) の3種とした。

これらは、次章に整理した国内外におけるダイオキシン類の野生生物への蓄積状況、ダイオキシン類が原因とされる悪影響に関する野外観察データ、毒性試験等の報告、そしてまた以下に述べることを踏まえ、選定した。

これら3種の共通点は、定住性であることと、魚食という食性を通じてダイオキシン類への曝露レベルが高いと考えられる点である。相違点は、体重 (採餌量、代謝量等)、生活史のタイプ、ダイオキシン類への感受性、そして現存個体数などである。

ここにあげた相違点はそれぞれ、個体群レベルのリスクを左右する要因である。

体重によって採餌量や代謝量が異なり、体内への蓄積レベルも変わってくると考えられる。一般的には、体の小さい生物は代謝速度が高く解毒速度も速いために、化学物質の毒性への耐性が高いことが知られている (代謝物が毒性を持つ場合は別である)¹²。

^a Ecological Committee on FIFRA Risk Assessment Methods の略。FIFRA (Federal Insecticide, Fungicide, and Rodenticide Act ; 連邦殺虫剤殺菌剤殺鼠剤法) における農薬の駆除対象外生物に及ぼす悪影響の確率と大きさを予測する手法および手順を開発する目的で設置された組織。

この点からみると、カワウとミサゴが 2kg 近い体重であるのに対し、40 g 程度のカワセミは曝露レベルが異なると考えられる。

カワウとミサゴは体格的には同程度であるが、カワウが漁業への食害が社会問題化するほど増加傾向にあるのに対し、ミサゴはレッドデータブックの準絶滅危惧種であり、現存個体数の桁が異なる。

生活史のタイプは個体群増殖率を左右する。Sæther らは欧州に生息する 104 種の鳥のデータを用いて、鳥類を一腹卵数 (clutch size) と成鳥生存率の関係により 3 つに分類した¹³。一つは多数の卵を産み成鳥生存率の低いタイプで、Sæther らは high-reproductive species と呼んでいる。二つめは産卵数が 1 程度で成鳥生存率の高いタイプで survivorship species と分類し、三つめは成鳥生存率が高いが産卵数も比較的多いタイプで, bet-hedging species と命名している。ここでは、順に多子短命型、少子長寿型、中間型と呼ぶことにし、それぞれカワセミ、ミサゴ、カワウが相当すると考えられる。

このような分類は、個体群動態 (population process) を生活史の特性と関連付けることによって脊椎動物種の保全戦略に理論的根拠を与える目的で行われたものである。化学物質の毒性影響は通常、同じ種でも発達段階によって異なるため、この分類のような生活史のタイプは、個体群レベルでの毒性影響の応答を左右するファクターとなる。たとえば、ダイオキシン類のように胚という生活史の初期段階に強い悪影響をもつ毒性では、カワセミのような多産短命型の種が影響 (個体群増殖率の低下) を受けやすい、などである。

したがって、生活史の特性は化学物質の生態リスクを個体群レベルで評価する上で特に重要な要素である。本研究では生活史のタイプの異なる種のなかから、曝露の高いと確認されている、または高いと予測される種を選定したということになる。

1.3.2 対象種の特徴

1.3.2.1 カワウ *Phalacrocorax carbo* (ペリカン目ウ科,

英名 : great cormorant または common cormorant)

カワウは、ウの仲間では世界各地にもっとも広範囲に分布している種である¹⁴。日本においては渡りはしない。ほぼ完全な魚食性で、コロニーを形成して集団繁殖をする。樹上営巣が普通であるが、人的攪乱のないところでは地上営巣もみられる。北米では近縁種のみみヒメウのほうが優勢である。

1970年代初頭以降に個体数が増加し、近年漁業をめぐって人間と軋轢がある状況は、欧州や北米（ただしミミヒメウ）および日本で共通している。個体数調整の必要性から、特に欧州において個体群統計学上のデータや採餌行動などがよく調査されている^{15,16,17,18,19}。

カワウは、本研究で選定した3種のなかでは、リスク評価に必要な情報—現況の曝露レベル、毒性学的データ、日本における個体数、繁殖率等の人口学的データ—が最も豊富な種である。そのため、生態リスク評価手法の構築にあたっては、カワウを対象として解析を行った（第3章、第4章）。その後、カワウで構築した手法をミサゴとカワセミに適用した（第5章）。

図 1-1に 1978年度に行われた分布調査の結果である日本における分布状況を示した²⁰。近年の推定によれば、日本における生息数はおよそ 40000～50000 羽と報告されている²¹。

東京湾周辺には日本における2大コロニーの一つが分布する。

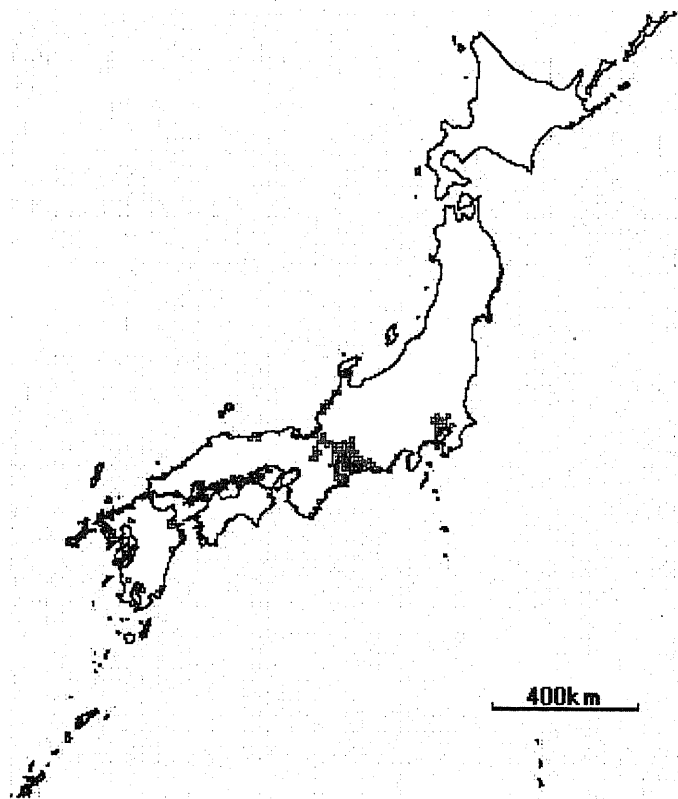


図 1-1 カワウの分布

この分布図は、環境省の第2回動物分布調査のインターネットによる出力図を引用したものである²⁰。

1.3.2.2 ミサゴ *Pandion haliaetus* (タカ目タカ科, 英名 : osprey)

ミサゴは魚食性の猛禽で、ほぼ世界中に分布している。日本においても全国に分布するが、北日本のものは冬に南へ移動する。巣は主に断崖の棚や高木の樹幹部などにつくる²²。

北米における生態や個体群統計学上のデータがいくつか報告されている²³。ミサゴも北米のほかの魚食性鳥類と同様、DDTの使用禁止以降、1970年代半ばから個体数が回復してきた²⁴。

図 1-2に 1978 年度に行われた分布調査の結果である日本における分布状況を示した²⁰。海岸線に沿って分布しているのがみてとれる。この調査結果は 5km メッシュごとに分布数の桁 (1~9、10~99 など) が記録されており、それによれば 1978 年当時の日本における生息数はおよそ 400~3700 羽の範囲と見積もられる。

現況の生息状況の報告²⁵としては、近畿地方において、2府5県のうち1府3県で繁殖がみられ、生息数はそれぞれ1桁~2桁である。各府県での個体数の増減は、1府1県で増減なし、1県で急減、1県で減少となっている。1桁の地域では絶滅の可能性が高いとしている。

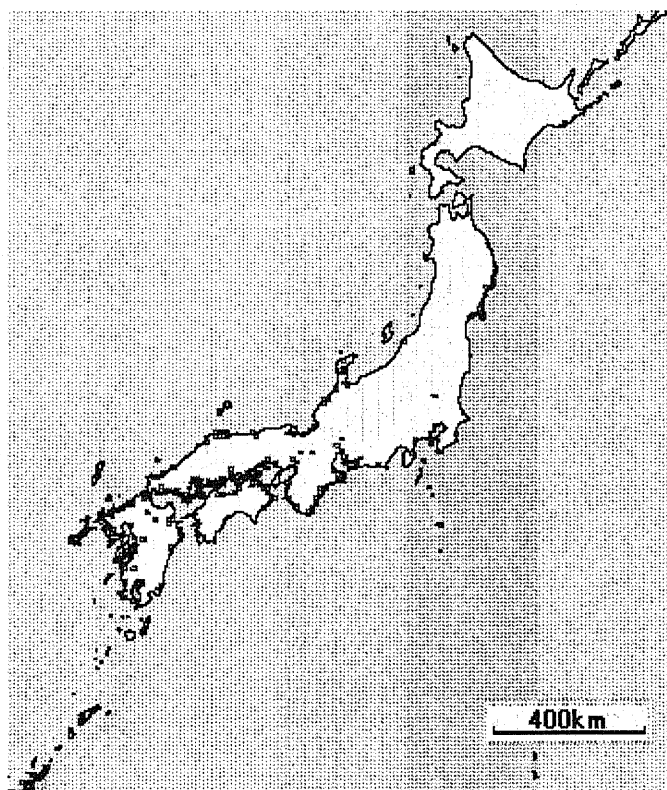


図 1-2 ミサゴの分布

この分布図は、環境省の第2回動物分布調査のインターネットによる出力図を引用したものである²⁰。

1.3.2.3 カワセミ *Alcedo atthis* (ブッポウソウ目カワセミ科、 英名 : kingfisher または common kingfisher)

カワセミは西ヨーロッパから東アジアまで、ユーラシア大陸の中緯度以南に広く生息する²⁶。水辺に面した土手などに穴を掘って営巣する。本種はアメリカには分布せず、アメリカに生息する belted kingfisher (*Ceryle alcyon*) はヤマセミ (*Ceryle lugubris*) に近い。

国内ではほぼ全国に分布がみられる。1970年代初頭には都心から姿を消したが、1980年代以降、徐々に都内での繁殖が報告されている²⁷。

図 1-3 に 1978 年度に行われた分布調査の結果である日本における分布状況を示した²⁰。この調査結果は 5km メッシュごとに分布数の桁 (1~9、10~99 など) が記録されており、それによれば 1978 年当時の日本における生息数はおよそ 12000~24000 羽の範囲と見積もられる。

現況の生息状況の報告²⁵としては、近畿圏の各県における生息個体数は 2 桁~4 桁と報告されている。また、個体数の増減状況は、7 府県のうち増加が 1 県、減少が 2 県、増減なしが 2 府 2 県となっている。

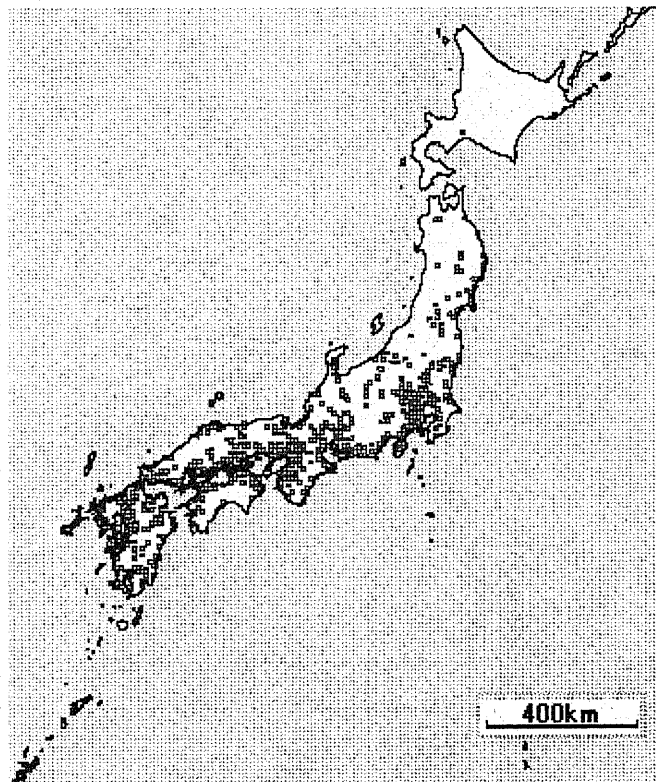


図 1-3 カワセミの分布

この分布図は、環境省の第 2 回動物分布調査のインターネットによる出力図を引用したものである²⁰。

1.4 ダイオキシン類

ダイオキシン類とは、ポリ塩化ジベンゾ-パラ-ジオキシン（以下、PCDD）の通称であるが、日本においてはダイオキシン類対策特別措置法（平成12年1月施行）により、PCDD にポリ塩化ジベンゾフラン（PCDF）とダイオキシン様の毒性をもつとされる12種類のポリ塩化ビフェニル（コプラナーPCB：co-PCB）を加えダイオキシン類と定義された。

ダイオキシン類の構造を図1-4に示す。PCDDs と PCDFs は2つのベンゼン環が酸素をはさんで並列に結ばれた構造式をもち、これに1つ以上の塩素が置換したものである。それぞれ8つの置換位置があり、塩素数や置換位置によってPCDDs では75種類、PCDFs では135種類のコンジェナーをもつ。PCBs はビフェニル骨格に1つ以上の塩素が置換したもので、10の置換位置をもち理論上209種類のコンジェナーがある。

PCDDs および PCDFs のなかで、2,3,7,8位のすべてが塩素置換されたものは、他のコンジェナーに較べて強い毒性をもつ。この毒性発現は細胞内にあるAh受容体（芳香族炭化水素の受容体：Aromatic Hydrocarbon Receptor）を介する作用機構によると考えられている。コンジェナーのうち、2,3,7,8-四塩化ジベンゾ-パラ-ジオキシン（2,3,7,8-tetrachlorodibenzo-*p*-dioxin：2,3,7,8-TCDD）が最も毒性が強いとされる。毒性評価のために、コンジェナー間の毒性の違いをこの2,3,7,8-TCDDの毒性を1としたときの相対値で表す毒性等価係数（Toxic equivalency factor：TEF）が用いられている。ダイオキシン類全体での総毒性量は、各コンジェナーの量にTEFを乗じた値を総和し、毒性等価量（Toxic equivalent：TEQ）として表される。

現在、もっとも一般的に使われるTEFは1997年にWHO（World Health Organization）により決定されたものである。それ以前に提唱されたTEFと異なり、哺乳類・魚類・鳥類別に設定され、動物種による感受性の差を考慮したものになっている²⁸。本研究では基本的にこの鳥類のTEFを用い、環境中の汚染レベルを示すときに哺乳類のTEFを使うこともある。WHO-TEFの一覧を表1-1に示す。

PCDD/Fs、Co-PCBsの物性の特徴を簡単に述べると、塩素数の少ないものほど蒸気圧が高く気化しやすく、また水溶解度が大きいことから水へも溶けやすいという性質をもつ。逆に塩素数の多いものはlog Kowの値が大きいなど脂溶性が高い傾向をもつ。このような特徴によって、環境ならびに生態系での挙動が異なり、本研究においても曝露評価ではコンジェナー別に扱う。

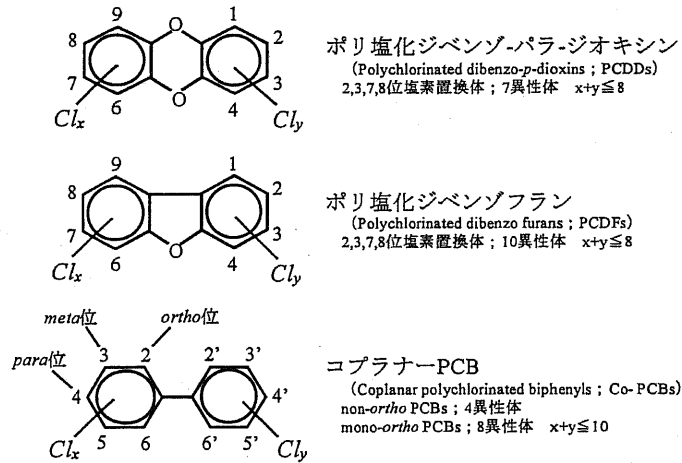


図 1-4 ダイオキシン類の構造

表 1-1 WHO(1977)によるダイオキシン類のTEF²⁸

Congener	TEF		
	Human/mammals	Fish	Birds
PCDDs			
2,3,7,8-TCDD	1	1	1
1,2,3,7,8-PeCDD	1	1	1
1,2,3,4,7,8-HxCDD	0.1	0.5	0.05
1,2,3,6,7,8-HxCDD	0.1	0.01	0.01
1,2,3,7,8,9-HxCDD	0.1	0.01	0.1
1,2,3,4,6,7,8-HpCDD	0.01	0.001	<0.001
1,2,3,4,6,7,8,9-OCDD	0.0001	<0.0001	—
PCDFs			
2,3,7,8-TCDF	0.1	0.05	1
1,2,3,7,8-PeCDF	0.05	0.05	0.1
2,3,4,7,8-PeCDF	0.5	0.5	1
1,2,3,4,7,8-HxCDF	0.1	0.1	0.1
1,2,3,6,7,8-HxCDF	0.1	0.1	0.1
1,2,3,7,8,9-HxCDF	0.1	0.1	0.1
2,3,4,6,7,8-HxCDF	0.1	0.1	0.1
1,2,3,4,6,7,8-HpCDF	0.01	0.01	0.01
1,2,3,4,7,8,9-HpCDF	0.01	0.01	0.01
1,2,3,4,6,7,8,9-OCDF	0.0001	0.0001	0.001
Co-PCBs			
3,4,4',5-TCB(81)	0.0001	0.0005	0.1
3,3',4,4'-TCB(77)	0.0005	0.0001	0.05
3,3',4,4',5-PeCB(126)	0.0001	0.005	0.1
3,3',4,4',5,5'-HxCB(169)	0.0001	0.00005	0.001
2,3,3',4,4'-PeCB(105)	0.0001	<0.000005	0.0001
2,3,4,4',5-PeCB(114)	0.0005	<0.000005	0.0001
2,3',4,4',5-PeCB(118)	0.0001	<0.000005	0.00001
2',3,4,4',5-PeCB(123)	0.0001	<0.000005	0.00001
2,3,3',4,4',5-HxCB(156)	0.0005	<0.000005	0.0001
2,3,3',4,4',5-HxCB(157)	0.0005	<0.000005	0.0001
2,3',4,4',5,5'-HxCB(167)	0.00001	<0.000005	0.00001
2,3,3',4,4',5,5'-HpCB(189)	0.0001	<0.000005	0.00001

1.5 本論文の構成と概要

本研究は図 1-5に示すような構成で実施し、論文は6章から成っている。各章の概要は以下の通りである。

第1章 緒論

研究の背景と目的について述べるとともに、第2章の知見を踏まえ、対象種を選定し生態リスク評価の方針を立てた。

第2章 既存知見の整理

ダイオキシン類の野生鳥類への影響と、生態リスク評価手法について既存の研究をレビューした。対象種の選定と生態リスク評価方法構築の基礎とした。

第3章 カワウにおけるダイオキシン類の過去回帰的・決定論的な影響評価

はじめにリスク評価に必要な情報の多いカワウをケーススタディにとりあげた。東京湾底質のコアサンプルデータから推定した1970~80年代の曝露レベルを使って、当時のカワウ集団が被っていた影響を定量化した。個体群レベルの影響の指標は、内的自然増加率と延べ個体数とし、ダイオキシン類の影響を受けていない対照個体群と比較した。決定論的な解析を行い、環境中のダイオキシン類と野生鳥類集団の個体群レベルの影響とを関連づける道をつけた。

第4章 カワウにおける確率論的なダイオキシン類の生態リスクの現況評価

次に、曝露や毒性への感受性に確率分布を考慮する確率論的リスク評価手法と、保全生態学の分野で使われる個体群存続可能性分析を連結させて解析を行った。カワウが環境中のダイオキシン類に魚食という経路で曝露し、曝露に応じて卵死亡率が上昇すると、将来の個体数にどのように影響するかを個体数減少リスクで表現した。本章では現在の日本の汚染レベルにおけるリスクの定量化を意図した。情報の豊富なカワウで確率論的な個体群レベルのリスク評価手法を構築した。

第5章 種の特性と個体群レベルの生態

カワウにミサゴとカワセミを加えた魚食性鳥類3種を対象に、第4章で確立した手法を適用して、種の特性の違いが個体群レベルの応答にどのように現れる

のかを検討した。カワウ、ミサゴ、カワセミの順に入手できる情報が少なく、情報の少ない種（カワセミ）のパラメータを情報の多い種（カワウ）から推定する手法も考案した。全国の現況平均レベル、東京湾の現況平均レベル、東京湾の過去最高レベルの3段階の底質レベルで解析を行った。種や汚染レベルの違いを比較検討し、個体群レベルのリスク評価尺度について考察を行った。

第6章 総括

本研究を総括した。

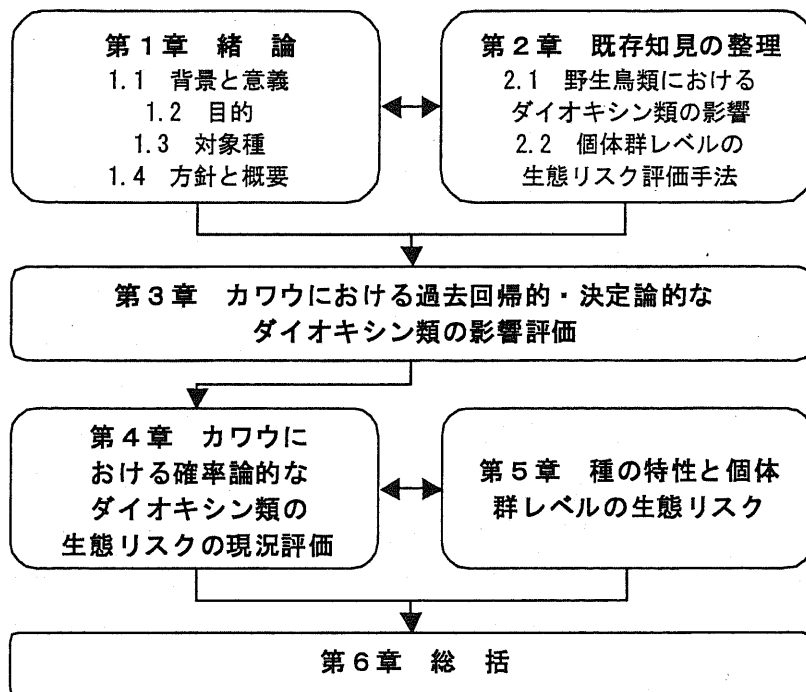


図 1-5 研究の構成

第 1 章の参考文献

- ¹ Suter II, G.W. 1993. Ecological Risk Assessment. Lewis Publishers, Chelsea, MI, USA.
- ² 環境省. 2002. 化学物質の環境リスク初期評価 (平成 9~12 年度、パイロット事業) の結果について. <http://www.env.go.jp/chemi/risk/index.html>
- ³ 生態系保全等に係る化学物質審査規制検討会. 2002. 生態系保全のための化学物質の審査・規制の導入について. <http://www.env.go.jp/chemi/report/h14-01/all.pdf>
- ⁴ US EPA. 1998. Guidelines for ecological risk assessment. Washinton D.C.: Risk Assessment Forum, U.S. Environmental Protection Agency. EPA/630/R-95/002F.
- ⁵ 野生鳥獣保護管研究会. 2001. 野生鳥獣保護管理ハンドブック—ワイルドライフ・マネージメントを目指して—. 日本林業調査会. 東京.
- ⁶ 三浦慎吾, 堀野眞一. 2002. 野生動物集団のダイナミクス: 個体群存続可能性分析. 楠田哲也, 巖佐庸 編. 生態系とシミュレーション. 朝倉書店. 東京. pp.91-114.
- ⁷ 環境省. 1997. レッドデータブックカテゴリー. http://www.biodic.go.jp/rdb/rdb_category.html
- ⁸ Emlen, J.M. 1989. Terrestrial population models for ecological risk assessment: a state-of-the-art review. Environmental toxicology and chemistry 8: 831-842.
- ⁹ Ferson, S., Ginzberg, L.R., and Goldstein, R.A. 1996. Inferring ecological risk from toxicity bioassays. Water, Air & Soil Pollution 90: 71-82.
- ¹⁰ Forbes, V.E. and Calow, P. 1999. Is the per capita rate of increase a good measure of population-level effects in ecotoxicology?. Environmental Toxicology and Chemistry 18: 1544-1556.
- ¹¹ U.S. Environmental Protection Agency 1999. Ecological Committee on FIFRA Risk Assessment Methods (ECOFRAM) terrestrial draft report. Washington, DC.
- ¹² Sample, B.E., Opresko, D.M., and Suter II, G.W. 1996. Toxicological benchmarks for wildlife: 1996 Revision. Prepared for the U.S. Department of Energy. ES/ER/TM-86/R3.

-
- 13 Sæther, B.-E., Ringsby, T.H. and Roskaft, E. 1996. Life history variation, population processes and priorities in species conservation: towards a reunion of research paradigms. *Oikos* 77: 217-226.
- 14 del Hoyo, J., Ellipt, A. and Sargatal, J. 1992. Handbook of the birds of the world. Vol. 1. Lynx Editions, Barcelona.
- 15 van Eerden, M.R. and Gregersen, J. 1995. Long-term changes in the Northwest European population of cormorants *Phalacrocorax carbo sinensis*. *Ardea* 83: 61-79.
- 16 Frederiksen, M. and Bregnballe, T. 2000. Evidence for density-dependent survival in adult cormorants from a combined analysis of recoveries and resightings. *Journal of Animal Ecology* 69: 737-752.
- 17 Frederiksen, M. and Bregnballe, T. 2000. Diagnosing a decline in return rate of 1-year-old cormmrannts; mortality, emigration or delayed return?. *Journal of Animal Ecology* 69: 753-761.
- 18 Gremillet, D., Schmid, D. and Culik, B. 1995. Energy requirement of breeding great cormorants *Phalacrocorax carbo sinensis*. *Marine Ecology Progress Series* 121: 1-9.
- 19 Carss, D.N. and The diet assessment and food intake working group. 1997. Techniques for assessing cormorant diet and food intake: towards a consensus view. *Supplemento Alle Ricerche di Biologia Della Selvaggina* 26: 197-230.
- 20 環境庁. 1980. 第2回自然環境保全基礎調査 動物分布調査.
http://www.biodic.go.jp/kiso/fnd_f.html
- 21 Fukuda, M. 2000. The great cormorant in Japan. *Cormorant Research Group Bulletin No.4*: 9-13.
- 22 森岡照明, 叶内拓哉, 川田隆, 山形則男. 1998. 図鑑日本のワシタカ類 第2版. 文一総合出版, 東京.
- 23 Postupalsky, S. 1989. Osprey. In *Lifetime reproduction in birds*, Newton, I. ed. Academic, London, UK, pp 297-313.
- 24 Spitzer, P.R., Risebrough, R.W., Hernandez, R., Poole, A., Puleston, D. and Nisbet, I.C.T. 1978. Productivity of ospreys in Connecticut-Long Island increases as DDE residue decline. *Science* 202: 333-335.

-
- 25 山岸哲 監修, 江崎保男, 和田岳 編著. 2002. 近畿地区 鳥類レッドデータブック. 京都大学学術出版会, 京都.
- 26 Cramp, S. and Amadon, D. eds. 1980. Handbook of the birds of Europe, the Middle East and North Africa - The birds of the Western Palearctic Vol. II. Oxford University Press, Oxford, UK.
- 27 矢野亮. 1996. 帰ってきたカワセミ 都心での子育て—プロポーズから巣立ちまで. 地人書館, 東京.
- 28 van den Berg, M., Birnbaum, L., Bosveld, A.T.C., Brunstrom, B., Cook, P., Feeley, M., Giesy, J.P., Hanberg, A., Hasegawa, R., Kennedy, S.W., Kubiak, T., Larsen, J.C., van Leeuwen, F.X.R., Liem, A.K.D., Nolt, C., Peterson, R.E., Poellinger, L., Safe, S., Schrenk, D., Tillitt, D., Tysklind, M., Younes, M., Waern, F., and Zacharewski, T. 1998. Toxic equivalency factors (TEFs) for PCBs, PCDDs, PCDFs for humans and wildlife. *Environmental Health Perspectives* 106: 775-792.

第2章 既存知見の整理

2.1 はじめに

本章では、野生鳥類におけるダイオキシン類の影響と、個体群レベルの生態リスク評価手法の2つのテーマについて文献のレビューを行った。

ダイオキシン類の野生鳥類への影響では、日本における野生生物への蓄積状況の情報を整理するとともに、北米五大湖周辺で報告されてきた魚食性鳥類の慢性的な繁殖障害とダイオキシン類との因果関係を跡付ける一連の研究、そして用量・反応関係が得られている報告を中心にまとめた。

生態リスク評価手法については、化学物質の生態リスク評価への適用可能性という切り口から、生態学の分野で発達してきた単一個体群モデルについて基礎的な構造とリスク評価に適用する上での長短所を整理した。

2.2 野生鳥類におけるダイオキシン類の影響

2.2.1 日本の野生生物における汚染状況

日本では1999年度から野生生物のダイオキシン類蓄積状況調査(環境省)が始まり、様々な生物種における汚染実態が明らかになってきた^{1,2,3,4}。また、環境省のモニタリング調査以外でも、長谷川⁵、井関^{6,7}、Guruge⁸、Senthilkumar⁹らによって鳥類を中心に複数種のデータが蓄積されてきた。

図2-1に野生生物中の蓄積レベルを脂肪重量中の毒性等価量(TEQ)で示した。これを見ると、鳥類、なかでも魚介類を餌にする鳥類の蓄積レベルが高いことが見てとれる。食物連鎖の上位に位置する鳥類ではほかの生物種にくらべ、高度に生物濃縮していることがうかがえる。また、魚食性鳥類ではコプラナーPCBsの毒性等価量への寄与が高いことが認められる。

図2-2には鳥の卵中の蓄積レベルを示した。カワウ以外は猛禽類である。成鳥の蓄積レベルを反映し、野生の卵では濃度レベルが高い。

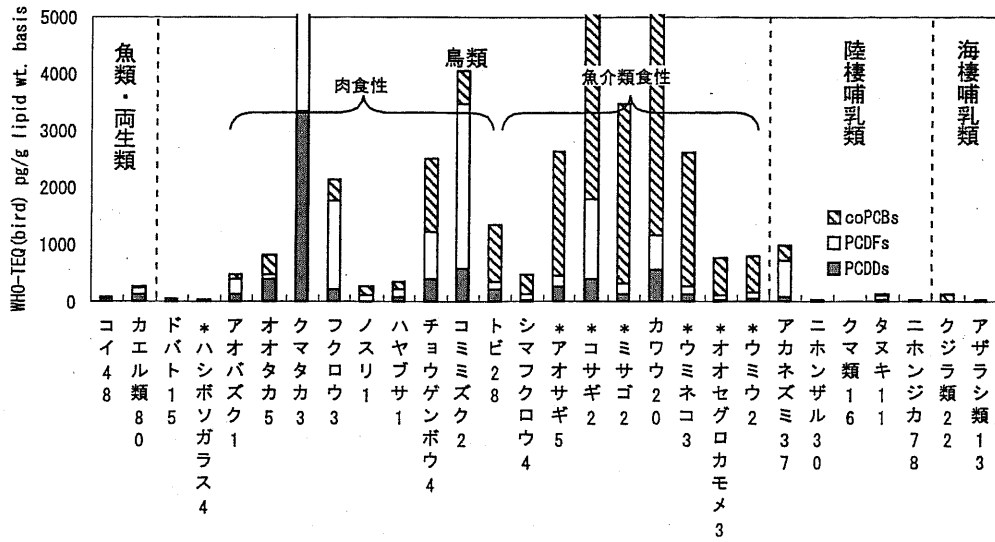


図 2-1 日本の野生生物中のダイオキシン類蓄積状況^{1,2,3,4,5}

種名の下に数字はサンプル数。複数の場合は平均値を示した。

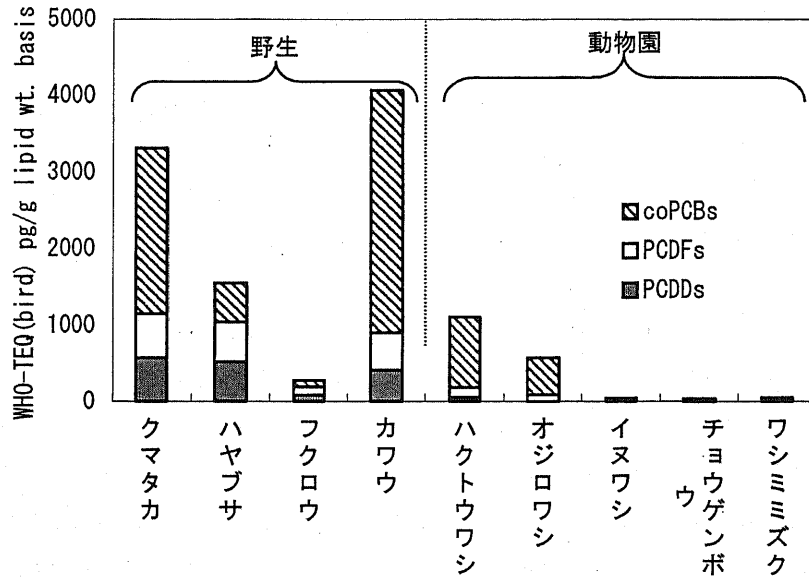
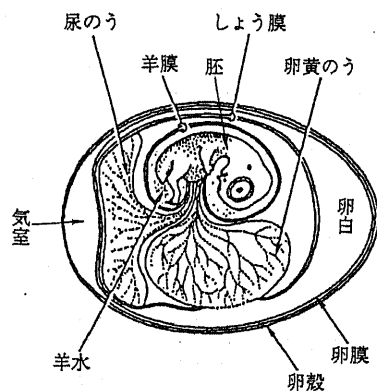


図 2-2 鳥の卵中のダイオキシン類蓄積状況³

2.2.2 魚食性鳥類の汚染指標としての有用性

北米の五大湖地域では、脂肪親和性で残留性のある環境汚染物質による慢性の曝露影響を研究するのに適当な(convenient)生物として、魚食性の鳥類がモニタリングされてきた。Fox らは論説の中で、魚食性鳥類の卵を五大湖食物連鎖における発生毒性をもつ物質のバイオマーカーとしてモニタリングすることの理論的根拠を、以下のように述べている¹⁰。

鳥の卵は独立した生物学的システムであり、胚の発達ではエネルギーや生合成の素材を完全に卵黄や卵白に依存し、独自の代謝システムをもっている。したがって、哺乳類の胎児と異なり、鳥類の胚は胎盤のバリアや母体の代謝によって守られていない。つまり、受精から孵化まで卵中に存在する毒物に曝露することになる。また、発達の初期段階から毒物に対する代謝活性をもっている。鳥類の胚における毒性発現は、顕著に用量に依存する。以上のようなことから、鳥の胚は催奇形性のスクリーニングに広く利用されてきた。感受性の高い魚食性鳥類を見張り (sentinel) としてモニタリングすることは、五大湖食物連鎖における発生毒性もつ汚染物質を検出し、ヒトがそのような物質に知らず知らずに曝露することを最小化するのに役立つだろう¹⁰。



(a) 鳥類。胚は羊膜に包まれ羊水の中に浮いている。卵黄のうの膜に分布する血管で卵黄養分が胚に送られ、代謝産物は尿のうに排出される。

図 2-3 鳥類の卵と胚¹¹

また Fox らは、五大湖地域でモニタリングされてきたセグロカモメ (herring gull, *Larus argentatus*)、メリケンアジサシ (Foster's tern, *Sterna forsteri*)、ミミヒメウ (double-crested cormorant, *Phalacrocorax auritus*) についての研究をレビューし、以下にあげたような理由から、バイオマーカーとして特にミミヒメウを利用することを提案している¹²。

表 2-1 五大湖におけるモニタリング対象種の概要

種	分布	バイオマーカーとしての適性	繁殖状況の経過
セグロカモメ herring gull	五大湖に遍在	1974年から継続してモニタリングされており、五大湖の汚染やその影響の経過について多くの情報が蓄積されている。卵殻薄化やその他の悪影響には比較的鈍感であると考えられている。五大湖に遍在し、調査しやすく、長期間の体内蓄積のモニタリングに適している。五大湖の生態系の"health"の経済的で総合的な指標として優れている。	1964年, ミシガン湖: 胚の死亡が多くヒナの生存率が低いのが観察された。 1970年代初期, オンタリオ湖東部: 繁殖成功率は正常値の10%以下。卵殻薄化のほかに胚の異常がみられた。汚染地と非汚染地で卵を交換する実験や卵の遠隔測定により、親鳥の行動異常も観察された。 1977年, オンタリオ湖東部: 回復しはじめる。 1981年, オンタリオ湖東部: 正常にもどる。
メリケンアジサシ Foester's tern	五大湖に局所的に分布	アジサシの仲間では五大湖に遍在する種はないので、定期的なモニタリングには適さないが局所的な汚染を調べるのには良い。	1983年, ミシガン湖グリーンベイ: 正常な繁殖がみられるウィスコンシン内陸のコロニーと比較。孵化率はグリーンベイ26%、対照地で88%。グリーンベイでは巣立ちしたヒナはいなかった。グリーンベイでは巣の放棄や卵の喪失がよく見られたが、対照地では観察されなかった。人工孵化や卵交換の実験により、グリーンベイの繁殖成功が低いのは内因性(胚の異常)と外因性(親のケア)の両方と考えられた。
ミミヒメウ double-crested cormorant	各地に遍在	DDEによる卵殻薄化は多くの種で影響がみられたが、繁殖を停止したのはミミヒメウだけである。また、その後の急速な回復と拡大は、適応力が高いことを示している。長寿で、完全な肉食性で、五大湖以外の全米の汚染の心配される湖や海岸に繁殖し、地上営巣で観測しやすいことから、水系生態系におけるPAHsやその他の体内蓄積や発生毒性の影響をモニタリングするのに適している。	1950年代中盤 - 1960年代: 漁業関係者による抑制と卵殻薄化により五大湖地域で個体群が80%減少。 1963年, ミシガン湖: 繁殖停止。 1970年代初期, スペリオール湖: 繁殖停止。 1954-1977年, オンタリオ湖カナダ側: 巣立ったヒナは観察されず。 1970年代後期: DDEレベルの低下に伴い卵殻が厚くなってきて、急速に個体数増加。 1970年代後半, ミシガン湖グリーンベイ: 個体数増加。 1976年, エリー湖: 奇形ヒナが観察される。 1979年, グリーンベイ, ミシガン湖北部, ヒューロン湖: 奇形ヒナが観察される。 1980年, オンタリオ湖: 奇形ヒナが観察される。

(文献12をもとに作成)

2.2.3 ダイオキシン類と野生鳥類への悪影響との因果関係

野生生物の繁殖率や個体数の変動は、通常は化学物質以外の要因が大きく影響するため、たとえ異常が生じたとしてもそれが化学物質に起因するかどうかの判定は非常に難しい。また、環境中の化学物質は多種多様であるので、そのうちのどの成分が関与しているかの判定も困難である。

五大湖地域に生息するセグロカモメ、アジサシ、ミミヒメウなどの魚食性の鳥類には、慢性的な繁殖障害が観察されてきた。DDT とその派生物質による卵殻薄化が改善された後に特に顕著になってきたこの繁殖障害は、胚やヒナの高死亡率、浮腫、成長遅滞や奇形が特徴であり、GLEMEDS (Great Lakes embryo mortality, edema, and deformities syndrome ; 以後、五大湖症候群) と命名された。五大湖症候群は家禽の chick -edema disease に類似していることが指摘され、五大湖症候群と chick-edema active compounds との因果関係の解明をめぐって、多くの研究が行われてきた。

2.2.3.1 因果関係を判定するための疫学的な視点

1990 年代に入って、それまで蓄積されてきた情報を疫学的な手法を用いて統合し、「五大湖症候群は chick -edema disease の症状と一致し、chick -edema disease を引き起こす物質が原因である」という仮説を検証する試みがなされた。

Fox は、疫学の分野で発達した因果関係を判定するための視点 (1 確率性 probability, 2 時間上の順序 time order, 3 関連の強さ strength of association, 4 関連の特異性 specificity, 5 関連の一貫性 consistency on association, 6 予見力 predictive performance, 7 整合性 coherence) は、野生生物の病気とその原因と疑われる化学物質の曝露との関係を評価するのに、そのまま適用できると述べている¹³。

表 2-2 に示す基準のうち、①関連の強さ、②関連の一貫性、③予見力、そして④直線的な用量 - 反応関係で示される整合性、の 4 つのみが因果関係を強力に支持する。そして①時間の順序に矛盾があり、②事実と整合せず、③他の観察との一貫性がみられない場合は、因果関係の仮説は否認される。他の視点は、因果関係の判定をするのに決定的ではない。

表 2-2 因果関係判定のための疫学的な視点¹³

TABLE 2. Epidemiological Criteria for Causation

Criterion	Result	Effect on hypothesis
Probability	Significant	++
	Nonsignificant	
	Power adequate	--
	Power inadequate	?
Time order	Compatible	++
	Incompatible ^a	---
	Uncertain	?
Strength of association	Very strong ^a	+++
	Strong	++
	Weak	?
Specificity of association		
	Of effect	
	High	+
	Low	?
	Of cause	
	High	++
	Low	?
Consistency of association		
	High ^a	+++
	Low ^a	---
Predictive performance		
	Predicts ^a	+++
	Fails to predict	-
Coherence		
	Theoretical	
	Plausible	++
	Implausible	--
	Factual	
	Compatible	++
	Incompatible ^a	---
	Biological	
	Plausible	++
	Implausible	--
Dose-response		
	Linear ^a	+++
	Other	+
	None found	?

^aThese criteria are considered to be critical and carry the most weight in causal inference.

2.2.3.2 疫学的検証の例

Gilbertson らは、「魚食性鳥類の五大湖症候群と chick edema disease の類似性」という論文でこの疫学的手法を用い、五大湖症候群とダイオキシン類との因果関係を詳細に検討した。彼らは、因果関係の判定に使われる6つの基準に則り、約250の参考文献からの知見を統合し、表2-3のような考察を行った¹⁴。

この結果、五大湖症候群と五大湖に存在する chick-edema active compounds との結びつきに一貫性があることが明らかになった(表2-4)。

表 2-3 五大湖症候群とダイオキシン類との因果関係を判定するための疫学的検討の概要 (文献¹⁴をもとに作成)

項目	説明	検討内容・結果
特異性 Specificity	特定の要因と結果が特異的な関係にあること。特異性が高いとは、ある症状を観察すると特定の要因が必ず存在しており、逆にその要因が存在すれば予測される率で症状が引き起こされること。	<p>●五大湖症候群と chick-edema disease には様々な症状がみられ、卵中には多くの化学物質が検出されることから、この項目の重要性は高い。</p> <p>●chick-edema active compounds は、2378 置換体の PCDD, PCDF とメタ, パラ置換体の PCBs が含まれる。</p> <p>●疑われる原因を加えるとこの影響だけが現れるか? →Chick-edema を引き起こす物質を鳥類の卵に曝露させると胚やヒナの死亡を含む多くの症状(成長の遅れ, 嘴/翼/脚の奇形, 欠眼, 胸/首/頭部等の浮腫, 腹水, 肝臓の肥大/壊死, ビタミンA代謝のかく乱等)が観察された。</p> <p>●疑われる原因だけがこの影響をもたらすのか? →五大湖症候群に似ている唯一の病気は家禽の Chick-edema disease で、Chick-edema disease を引き起こす物質はチトクロム P-448 システムを介して発現するものであり、それが PCDD/F や PCBs の一部であることが認められた。</p>
時間先行性 Time Order	要因が症状の出現する以前に作用していること。	五大湖の各地域別に、原因と考えられる物質の五大湖への放出、底質コアの分析値、観察された症状から、証拠は断片的ではあるものの、GLEMEDS が PCBs やダイオキシン類の放出後に起きたとする仮説に矛盾しないと結論した。
関連の強固性 Strength of Association	要因をもつ群ともたない群の異常頻度の比で判定。相関係数, 回帰係数でも判定可。量-反応関係や量-効果関係がみられれば強固性は強くなる。	五大湖の魚食性鳥類のいくつかのコロニーにおける胚の異常率は、対照地域(プレーリー)よりも有意に高かった証拠がある(胚死亡率は4倍、胚の皮下浮腫の発生率は4.5倍高かった等)。また、ミミヒメウのコロニーでの胚死亡の発生率は、卵中の Chick-edema disease を引き起こす物質の存在と関連していた。
一 致 性 Consistency on Replication	特定の集団でみられる要因と結果の関連性が、時間, 場所, 対象を異にする集団でも認められること。	異なる種、別の観察者による異なる場所、異なる時期において同じ徴候が見られたという事実は、症状を引き起こす原因物質が広範囲に存在すること、そしてその原因物質が共通の作用機序をもつことと一致する。そしてこれらの調査結果が、観察や試料採取の技量、人工孵化実験という手法による人為的なものであるという指摘を支持しない。

<p>整合性 Coherence</p>	<p>要因と結果の間に因果関係があるとした場合、その要因がその結果に関する既存の知識と合致し、またその結果にみられるいろいろな現象が矛盾無く説明できること。</p>	<p>理論と事実</p> <ul style="list-style-type: none"> ● chick-edema active compounds は、2378 置換体の PCDD, PCDF とメタ, パラ置換体の PCBs である (egg injection studies などより)。 ● これらの物質は五大湖の魚食性鳥類の卵から検出されており、その濃度は五大湖症候群を引き起こすのに十分なレベルである。 ● 環境中から鳥の卵への経路; 発生源となる化学工場等が分布し原因物質が影響のみられた地域に放出され、それらが水系の食物連鎖に選択的に濃縮されて魚食性鳥類が曝露して卵に移行し胚の発生とヒナの成長に影響した、という一連の経路が示された。 ● PCBs ; ダイオキシン様物質に対して拮抗作用をもつ毒性の低い PCBs は底質に選択的に隔離される証拠が得られ、このことは chick-edema active な物質が優先的 (選択的) に利用能が増す (preferential availability) 結果、PCBs の総濃度が減少しているにもかかわらず五大湖症候群の兆候が増大したことを説明する。 <p>生物学的側面</p> <ul style="list-style-type: none"> ● 甲状腺の機能; 甲状腺ホルモンは代謝に関係し、血中の prealbumin で運ばれる。PCDD/Fs は prealbumin への結合でこれに競合するほか、PCDD/Fs は細胞核に濃縮し慢性的に甲状腺ホルモンに対し競合的な働きをもちうる、という報告がある。五大湖症候群のヒナが孵化に失敗するのは、基礎代謝量の低下またはエネルギーストックの過剰代謝によって (殻をつきやぶって孵化するための) エネルギー不足の可能性がある。これは、PCDD/Fs が甲状腺ホルモンの働きを阻害していることに関係していると考えられる。 ● ビタミンAの機能; 脊椎動物ではビタミンAは肝臓に蓄えられ、必要なときにたんぱく質に結合して標的部位に運ばれる。ダイオキシン類は甲状腺ホルモンの運搬と同様にビタミンAのタンパク質への結合と運搬を妨害し血漿中のビタミンA濃度を低下させる。卵中のビタミンAは雌の成鳥の肝臓で代謝されて卵黄に組み込まれるが、これは発生過程で形態形成を制御する物質として働くため、微妙な濃度の変化で鳥類の胚に対し催奇形性をもつと考えられる。 <p>用量-反応関係</p> <ul style="list-style-type: none"> ● セグロカモメの胚の肝臓の芳香族炭化水素水酸化酵素活性の対数値と TCDD 含有量に直線関係がみられた。 ● ミミヒメウの卵の死亡率 (%) と H4IIE バイオアッセイによる TEQ とに直線関係がみられた。 ● セグロカモメ成鳥で、ポルフィリンと 4~7 塩素の 2378 置換体のダイオキシンの総量に有意な相関関係があった。
<p>予測実行性 Predictive Performance</p>	<p>演繹的推論を検証することによって観察された関連性から導かれた仮説がかつて知られていなかった事実や結果を予測すること、または逆に、そういった仮説がかかる結果をもたらすことを示すこと。</p>	<p>ヨーロッパでの有機塩素化合物への曝露による鳥類への影響が一般に知られていたことから、1960年代には、オンタリオ湖にも有機塩素化合物が高レベルで存在すれば、そのアジサシのコロニーに影響が現れるだろうと予測されていた。この予測は当たったが、その繁殖障害や先天的奇形が苛烈だったことから、他の地域で説明されているよりも因果関係はより複雑であろうと予測された。そして、高濃度の PCB と諸症状から、chick-edema disease に罹っていると推測された。この推測より、オンタリオ湖のセグロカモメの胚やヒナは、成長遅滞、肝臓の肥大や壊死、皮下や腹膜、心臓周辺の浮腫などが現れるだろうと予測された。その後、これらの病状は観察された。さらに、chick-edema disease の兆候の発見で、セグロカモメの卵中に PCDDs や PCDFs が存在することが予測され、その後、TCDD が 1000ppt 以上検出された。</p>

表 2-4 Gilbertson らによる疫学的検証のまとめ¹⁴

TABLE 4. Summary Tabulation

Criterion	Effects on hypothesis		
	Supports	Detracts	Indeterminate
Specificity			
In effects of a cause	+		
In causes of an effect	++		
Time order	+ ^a		+ ^b
Strength of association	++		
Consistency	++		
Coherence			
Theoretical plausibility	+		
Factual compatibility	+		
Biological coherence	+		
Statistical dose response	++		
Predictive performance			
Predicts correctly	++		

Note. After Susser (1986).

^aBased on information on recovery.

^bBased on information on outbreak.

2.2.4 用量・反応関係

用量-反応関係の情報は、生態リスク評価を行う上で欠かせないものであり、また、前項の疫学的アプローチの中でも鳥類の五大湖症候群とダイオキシン類の因果関係を強く支持するものとして重要な位置付けにある。前項の文献で引用されていたものや、その後に発表された、ダイオキシン類の鳥類への影響で用量-反応関係に係る文献について整理する。

2.2.4.1 野外調査によるもの

(1) ミミヒメウ卵中 TEQ (H4II E bioassay) と卵死亡率

Tillitt らは、五大湖の汚染レベルの異なる 11 のコロニーと対照地とした 1 コロニーにおいて、1986-1988 年の孵化成功を調査するとともに、卵を採集し (6-12 卵/コロニー) PCB と TEQ の濃度を調べた¹⁵。TEQ は H4II E バイオアッセイで測定している。ただし、試料の濃縮プロセスに Florisil gel cleanup step が含まれているため、抽出物に PCDD/DFs は含まれていない。

結果は、総 PCB 濃度よりも TEQ の方が、卵死亡率と相関が高かった。このことから、著者らは以下のことが示唆されると述べている。

- PCBs その他の汚染物質の濃度は減少しているにもかかわらず、五大湖の魚食性鳥類に悪影響を及ぼし続けている。
- 五大湖のミミヒメウでは PCDD/Fs ではなく PCBs がミミヒメウの生殖に影響を及ぼしている。

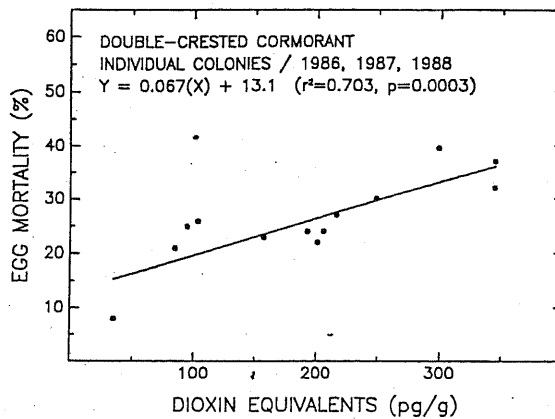


Fig. 2. Correlation between concentrations of H4IIE bioassay-derived TCDD-EQs in double-crested cormorant eggs and egg mortality rates from various Great Lakes colonies.

図 2-4 五大湖の複数のコロニーにおけるミミヒメウ卵中の TEQ (H4IIE バイオアッセイによる)濃度と卵死亡率の相関¹⁵

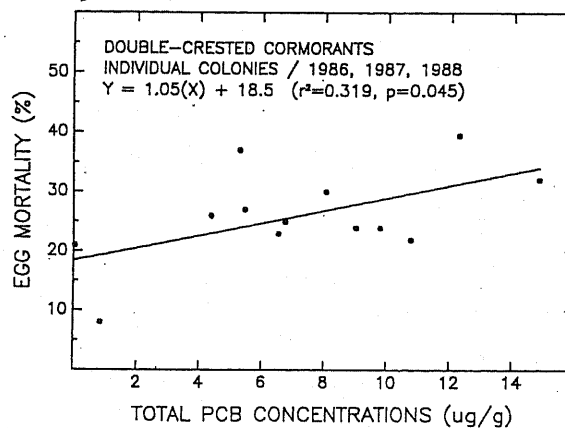


Fig. 1. Correlation between concentrations of total PCBs in double-crested cormorant eggs and egg mortality rates from various Great Lakes colonies.

図 2-5 五大湖の複数のコロニーにおけるミミヒメウ卵中の総 PCB 濃度と卵死亡率の相関¹⁵

(2) ミミヒメウ卵中 TEQ (chemical analysis, TEF) と卵の生存奇形率

次項に示す Ludwig らの調査の一環で、Yamashita らは、Upper Great Lakes の汚染レベルの異なる地域のコロニーから、ミミヒメウとオニアジサシ(Caspian tern, *Hydroprogne caspia*)の卵を採集し、PCDD/Fs, PCBs を含む有機塩素化合物の濃度と胚の異常を調べた¹⁶。卵は、ミミヒメウ 400 個以上、オニアジサシは 170 個以上が調査され、正常生存、正常死亡、未受精卵、生存または死亡奇形、の 4 つのカテゴリに分

類された。濃度分析は地域毎に測定された。五大湖の他の調査と違って、この調査では TEQ を異性体別の化学分析値と TEF によって求めている。

結果は、PCDD/Fs, PCBs の総 TEQ が高いほど、生存奇形率が高いという傾向がみられた。しかし、他の異常との間にはこのような関係はみられなかった。

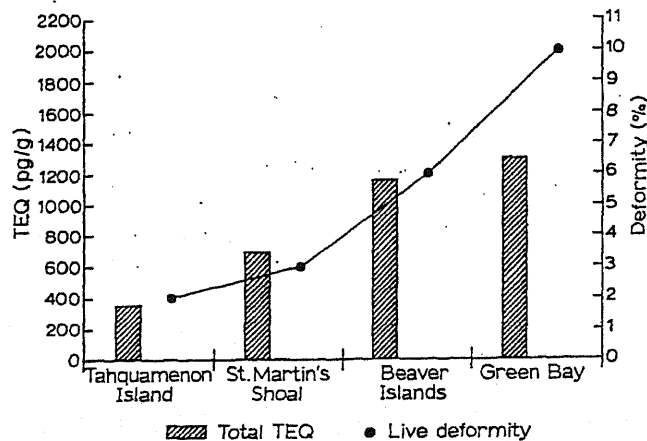


Fig. 3. Occurrence of live-deformity and total TEQs of dioxin-like compounds in eggs of the double-crested cormorant from different colonies of the Great Lakes.

図 2-6 五大湖の複数のコロニーにおけるミミヒメウ卵中の総 TEQ 濃度と生存奇形 (live-deformity) の頻度¹⁶

(3) ミミヒメウ卵中 TEQ (H4II E bioassay) と卵死亡率・奇形率

Ludwig らは、“五大湖のミミヒメウとオニアジサシの奇形の原因は PCBs または TEQ で測られる汚染物質である”という仮説を、1986～1991 年の間のミミヒメウとオニアジサシの卵中の濃度、胚とヒナで観察された奇形のデータを使って検証した¹⁷。

Upper Great Lakes の汚染レベルの異なる地域のコロニーから、ヒナ、生存または死亡卵を採集し、解剖学上の奇形を調べた。ヒナの調査は個体識別操作 (バンディング) の実施中に行い、ミミヒメウは 44,003 羽、アジサシは 12,124 羽が調査された。死亡卵はミミヒメウ 6,116 個、アジサシ 1,387 個、生存卵はミミヒメウ 1,438 個、アジサシは 321 個が調べられた。

死亡卵の半分には奇形がみられ、また、奇形は 19 のタイプが観察された。ミミヒメウでは皮下の浮腫、オニアジサシでは胃壁破裂 (gastroschisis) が最も多く観察された。孵化率と奇形率は、H4II E バイオアッセイによる TEQ、co-PCBs の濃度と相関がみられた。TEQ のほうが、PCB 総濃度よりも奇形率、胚死亡率との相関が高かった。なかでも特に、TEQ とミミヒメウのヒナ、生存および死亡卵での奇形率、そして TEQ と卵死亡率では高い相関がみられた。

著者らは、これらの結果を疫学の因果関係の判定基準に照らし合わせ、“五大湖にお

いて、ウとアジサシの奇形と TEQ で測られる planar halogenated compounds または総 PCBs への曝露には因果関係は無い” という帰無仮説を棄却した。

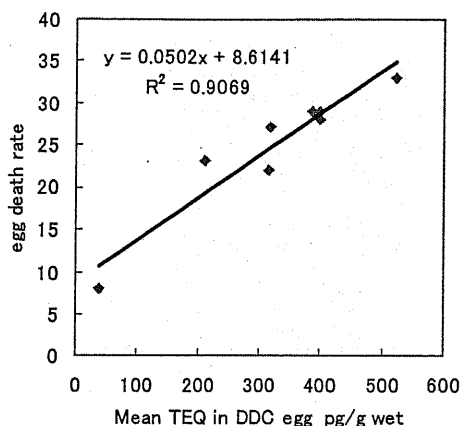


図 2-7 五大湖の複数のコロニーにおけるミミヒメウ卵中の総 TEQ 濃度と卵死亡率の関係 (両軸とも各コロニーの平均) (文献17をもとに作成)

表 2-5 PCBs または TEQ と奇形頻度との相関における決定係数¹⁷

TABLE 9. Coefficients of determination from correlations of PCBs and TCDD-EDs with deformity measurements.

Measurement	Sample Unit	Species	Coefficients of Determination of (R2 Values)	
			With Total PCBs	With TCDD-EQs
Egg death	colony basis	Cormorants	0.681	0.906
		Terns	0.292	0.682
Deformities in Dead Eggs	regional basis	Cormorants	0.259	0.700
		Terns	0.347	0.261
Deformities in Live Eggs	regional basis	Cormorants	0.670	0.861
		Terns	-(0.464)	0.116
Deformities in Hatched chicks	regional basis	Cormorant	0.607	0.470
		Terns	0.055	0.255

(4) ミミヒメウ卵中有機塩素化合物と繁殖成功率

Custer らは、有機塩素化合物、特に PCBs と DDE のどちらがミミヒメウの繁殖成功を決定する要因になっているのかを調べるため、1994-1995 年にミシガン湖、Green Bay でミミヒメウの繁殖成功と有機塩素化合物濃度の関係を調べた¹⁸。

423 巣、1570 個の卵のうち、32%は孵化せず、0.4%は奇形胚だった。孵化から孵化後 12 日までモニターした 632 羽のヒナのうち、9%は見失うかまたは死亡しているのが観察された。ヒナに奇形はみられなかった。

卵中の PCB 濃度について、奇形胚の出た巣から採集した卵 (平均 10.2 μg/g wet)、死亡胚の出た巣からの卵 (11.4 μg/g wet) とも、すべて孵化した巣の卵の濃度 (12.1 μg/g wet) よりも有意に高くはなかった。孵化成功率と、DDE、ディルドリン、PCB

の各濃度とロジスティック回帰をした結果、有意なリスクファクターはDDEであると認められた。また、繁殖成功率とDDE、繁殖成功率と卵殻薄化のそれぞれでロジスティック回帰をした結果、有意なリスクファクターは卵殻薄化ではなく、DDEであると示唆された。

著者らは、これらの結果は“Green Bay でのミミヒメウの低い繁殖成功率と奇形率の高さはPCB汚染によるものである”という仮説を支持しないものであり、また、DDEは1970年代に禁止されたにもかかわらず、卵中のDDE濃度はいまだにミミヒメウの繁殖に影響しているようだと言っている。

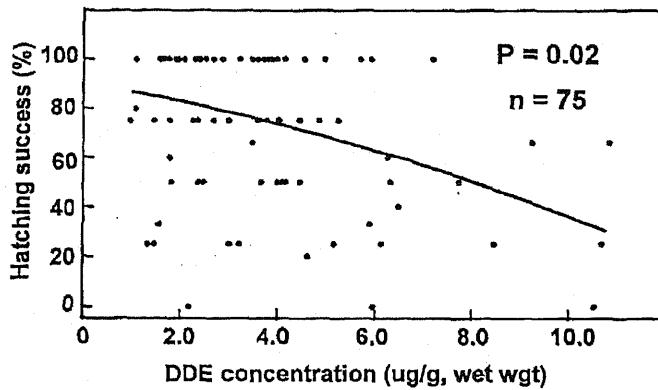


Fig. 2. Logistic regression of hatching success of all eggs in double-crested cormorant clutches from Cat Island in southern Green Bay, Wisconsin, USA, in 1994 and 1995 versus DDE concentrations in one egg from the same clutch.

図 2-8 ミミヒメウ卵の孵化率と卵中 DDE 濃度のロジスティック回帰¹⁸

(5) カワウ卵黄中 PCBs, TCDD/Fs (chemical analysis, TEF) と卵の生化学的・形態学的影響

van den Berg らは、オランダの汚染レベルが顕著に異なる 2 つのコロニーからカワウの卵を 39 個集め、ダイオキシン類の汚染レベルと各種の影響の比較をした¹⁹。卵は人工孵化させ、その間呼吸速度をモニターし、17 個が孵った。PCBs, PCDDs, PCDFs の濃度分析には、卵黄嚢を供した。孵化後 1 日のヒナの形態学的パラメータ（体重、肝臓重量比など）を測定し、血液と肝臓で生化学的パラメータ（チトクロム P450 濃度、EROD 活性、PROD 活性、ビタミン A と甲状腺ホルモンのレベル）を分析した。

ダイオキシン類の濃度、形態学的・生化学的とも個体差が大きかったため、濃度と影響の関係は、コロニー別の平均を比較する替わりに個体ベースで検討した。両対数スケールで、卵黄中濃度 対 生化学的・形態学的パラメータの回帰分析を行った。

濃度と影響の関係は、 $p < 0.05$ を統計的に有意とみなした。その結果、PCBs や PCDD

／Fs 濃度と相関がみられたのは、EROD 活性、血漿中の甲状腺ホルモンレベル、卵黄囊の重さ、頭のサイズ、肝臓重量比だった。

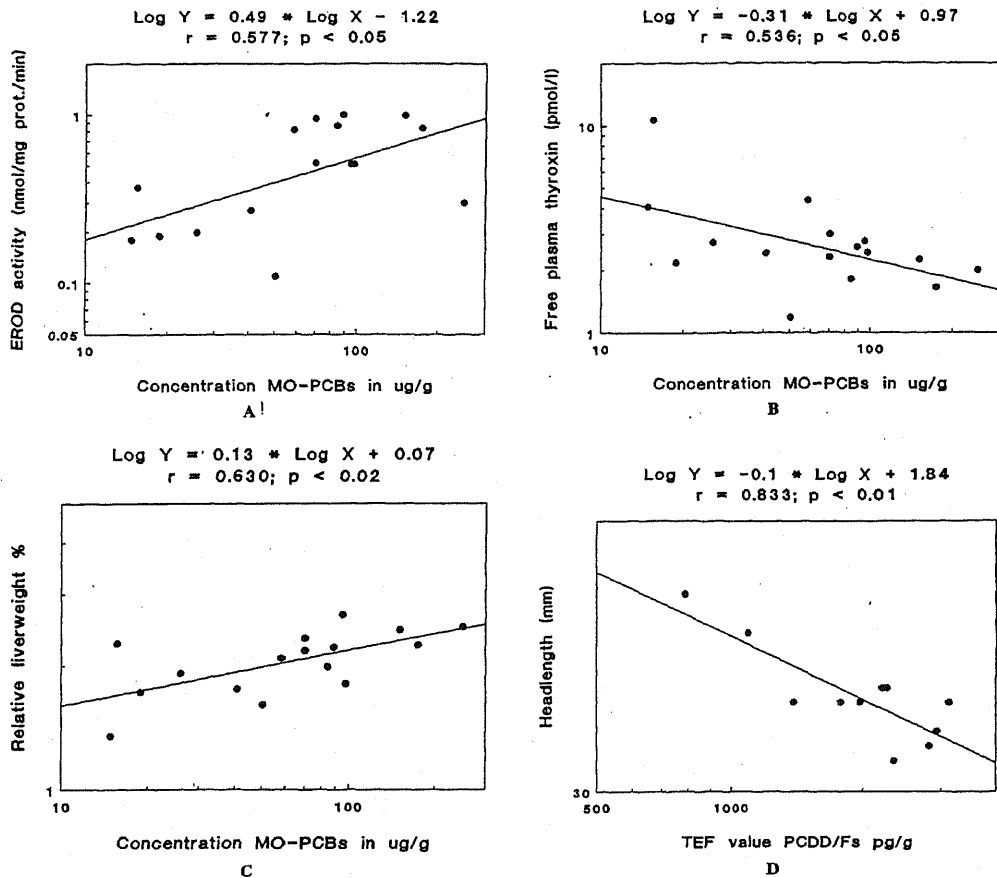


Fig. 3. Concentration-effect relationships between PCBs, PCDDs, and PCDFs in the yolk sacs of the cormorant *Phalacrocorax carbo* and (A) hepatic EROD activity, (B) free thyroxine in plasma, (C) relative liver weight, and (D) head length.

図 2-9 カワウ卵中の PCBs, PCDDs, PCDFs 濃度と影響 (EROD 活性、肝臓重量比、血漿中甲状腺ホルモン、頭長) の関係¹⁹

2.2.4.2 卵注入毒性試験

前節に記載した Tillitt ら¹⁵や Lugwig ら¹⁷による報告により、卵中のダイオキシン類濃度と孵化率との因果関係が強く示唆された。ここでは野生鳥類の卵にダイオキシン類を注入する毒性試験の報告を整理した。

(1) コウライキジ

Nosek らは²⁰、コウライキジ (*Phasianus colchicus*) の有精卵に 2,3,7,8-TCDD を注入して人工孵化させる毒性試験を行った。用量は 0.01 pg TCDD/g egg から 10 倍きざみで 100000 pg TCDD/g egg までの 8 濃度区 (濃度区ごとに 40 卵) である。受精 0 日に投与し、1 日後と 28 日後のヒナへの影響を調べた。

調査項目は、胚の死亡、成長速度、形態学的計測、酵素誘導活性、その他奇形や浮腫などの異常である。

酵素誘導以外で最も敏感な毒性影響は胚の死亡で、半数致死量は 1354 pg TCDD/g egg（白身に注射した場合）または 2182 pg TCDD/g egg（卵黄に注射した場合）であった。

(2) ミミヒメウ

Powell らは²¹、ミミヒメウ (*Phalacrocorax auritus*) の有精卵に 2,3,7,8-TCDD、3,3',4,4'-PCB (PCB 126) を注入して人工孵化させる毒性試験を行った。用量は TCDD では 1.3 ~11.7 ng/g egg の 4 濃度区、PCB 126 は 70 ~698 ng/g egg の 4 濃度区（濃度区ごとに 90 卵）である。試験に供した卵は汚染の少ない地域で採集されたものである。

調査項目は、胚の死亡、内蔵重量等の形態学的計測、酵素誘導活性である。

胚の半数致死量は TCDD で 4.0 ng/g egg、PCB 126 で 177 ng/g egg であった。

またこれらの比より、PCB 126 の 2,3,7,8-TCDD 毒性等価係数を 0.023 と報告している。この値は、ニワトリの胚の死亡をエンドポイントとして報告されている 0.05 や 0.07²² と近い値であり、TEF の概念が種を超えて有効であることを示していると述べている。

(3) チョウゲンボウ、アジサシ

Hoffman らは²³、ニワトリ (*Gallus gallus*)、アメリカチョウゲンボウ (*Falco sparverius*) そしてアジサシ (*Sterna hirundo*) の有精卵に PCB126 と PCB77 を注入して人工孵化させる毒性試験を行った。

用量は PCB 126 では 0.3 ~3.2 ng/g egg (ニワトリ)、0.23 ~233 ng/g egg (アメリカチョウゲンボウ)、44 ~434 ng/g egg (アジサシ)、PCB 77 では 0.12 ~12 ng/g egg (ニワトリ)、100 ~1000 ng/g egg (アメリカチョウゲンボウ) であった。

ニワトリでは PCB 126 の一番低い濃度区 0.3 ng/g egg の投与で奇形と浮腫がみられた。くちばしの奇形はどの種でも観察された。

胚の半数致死量は PCB 126 で 0.4 ng/g egg (ニワトリ)、65 ng/g egg (アメリカチョウゲンボウ)、104 ng/g egg (アジサシ) だった。PCB 77 では 2.6 ng/g egg (ニワトリ)、316 ng/g egg (アメリカチョウゲンボウ) であった。

ハクトウワシ卵中の高濃度の PCB 126 のレベルはチョウゲンボウの LOAEL の約 20 倍も高く、また、野外で観測されるアジサシやオニアジサシの最も高いレベルはアジサシの LOAEL に匹敵すると指摘している。

2.2.5 まとめ

魚食性の鳥類において、雌鳥の体内に蓄積したダイオキシン類は卵へ移行し、卵中の胚の成長段階で毒性を発現しているという因果関係は、Gilbertson らの疫学的検証によって跡付けられた。

野生鳥類の繁殖に係る用量 - 反応関係は、Tillitt らがミミヒメウの卵中 TEQ と卵死亡率の関係で初めて提示し、Ludwig らの大規模な調査で同様の傾向が確認された。Ludwig らの調査ではさらに卵中の TEQ と孵化後のヒナの奇形率との関係も示された。

野鳥の卵に 2378TCDD や PCB 126 の試薬を注入する毒性実験も複数の野生鳥類で行われ、卵中の半数致死濃度などの毒性データも明らかになってきた。

これらの因果関係や毒性データは、次章以降における概念モデル構築の基礎となり、リスク評価のためのモデルパラメータともなる。

2.3 個体群レベルの生態リスク評価手法

2.3.1 はじめに

本節では、化学物質の野生生物個体群への生態リスク評価の手法と事例の文献調査の結果を示す。

生態リスクは、生物の多様性の減少、商業的価値をもつ資源の消失、生態系の不安定さ等の生態学的な結果の重大さと組み合わせられた特定の生態学的事象が発生する条件付確率と定義することができる²⁴。しかし従来、化学物質の典型的な生態リスク評価は、ハザード比、すなわち曝露量（あるいは濃度）の推定値と、個体レベルの毒性エンドポイント（生存、成長または繁殖力など）を比較するという方法がとられてきた。

一方、生態学者たちによって、化学物質の生態リスク評価に個体群や生態系のモデルを適用することの重要性が認識されてきた^{25,26,27,28}。生態学のモデルを使うことによって、個体レベルのリスク評価の結果を個体群、生態系、そしてランドスケープスケールのエンドポイントに敷衍することが可能となる。

モデルを適用すれば、生態リスクのエンドポイントは個体数や生物量、個体群増殖率、種の多様性などを含んだものとなりうる。環境管理において生態リスク評価の有用性を発揮するために、生態影響モデルを発展させ、活用することが必要と考えられる。

本節をまとめるにあたり、“Ecological Modeling in Risk Assessment: Chemical Effects on Populations, Ecosystems, and Landscapes” (Pastorok, R.A. et al. eds. 2001、以下、EMRA と略す)²⁹を土台とした。同書は、化学物質の生態リスク評価に利用しうる生態学的モデルを整理し、評価したものである。そこでは生態学的モデルは、個体群、生態系、ランドスケープというレベル別に構成されているが、本節では単一個体群モデルに焦点を絞った。

2.3.2総論においては、EMRA で取り上げられている個体群モデルの全体像を示すとともに、USEPA の農薬による生態リスク評価手法を検討した報告書、ECOFRAM(USEPA 1999)³⁰における個体群モデルの位置付けも示した。2.3.3各論では、本研究テーマである「生物濃縮性のある化学物質の鳥類個体群への生態リスク評価」への適用可能性という観点から、各個体群モデルの手法とその相互関係、事例を整理した。

生態リスク評価の一連の手順のなかで、本節で扱う範囲を以下に図示した。

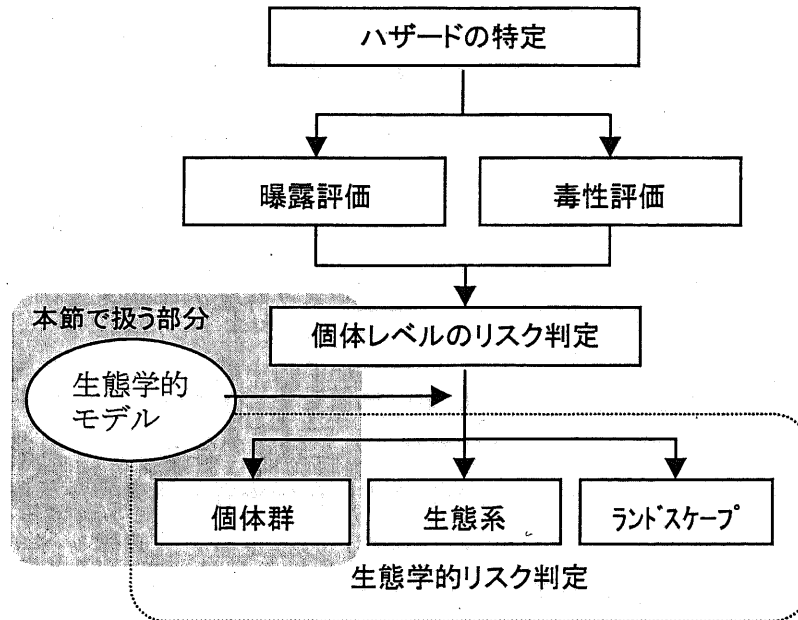


図 2-10 生態リスク評価の流れと本節で扱う範囲

2.3.2 総論

化学物質の生態リスク評価に利用可能な個体群モデルについて、アプローチの違いによる分類や概要を示す。

2.3.2.1 個体群モデルの分類

個体群モデルには、アプローチの違いによりいくつかのタイプがある。モデルの構造が単純なものから複雑なものという順で分類すると、下表のように3つのタイプに大別できる。なお、ここでは空間構造を組み込んだメタ個体群モデルは省いた。

この分類の着眼点は、個体群を構成する個体の差異の扱い方にある。集団の個体数を単一のスカラー量で表現する *Scalar Abundance Models* は、集団を均一な個体から構成されているとみなしている。この範疇のモデルは、*population-state (p-state) model* とも呼ばれ、齢やライフステージ、あるいは遺伝的、空間分布その他の個体差を考慮しないモデルである。*Life History Models* は、集団の中に個体の発達状態（齢、サイズ、ライフステージなど）の差異を考慮したもので、*individual-state (i-state) model* とも呼ばれる。これらのモデルでは集団は発達段階で区分された下位集合に分割して扱われるが、通常、空間分布は考慮されていない。*Individual-based Models* ではさらに、個体の発達段階のほか、性別、栄養状態そして空間分布等を組み込み、各々異なる属性をもつ個体の集団として個体群をとらえる。そのため、*Individual-based Models* は通常、膨大なコンピュータシミュレーションを伴う。

表 2-6 個体群モデルのタイプと特徴

個体の 差異の扱い	決定論的 Deterministic	確率論的 Stochastic or Probabilistic	特徴
集団を均質とみなす Scalar Abundance Models	2.3.3.1 マルサス増殖モデル{連続時間型(微分)と離散時間型(差分)} 2.3.3.2 ロジスティック増殖モデル{連続時間型(微分)と離散時間型(差分)} 2.3.3.3 ストック-リクルートメントモデル{離散時間型(差分)}	2.3.3.4 確率微分方程式モデル(連続時間型) 2.3.3.5 差分方程式モデル(離散時間型)	個体数を一つの数値で表し、集団を構成する個体の年齢、大きさその他を区別をせず、均一な個体の集団として扱う。パラメータの数が少ないので、スクリーニングレベルの生態リスク評価に適する。
年齢や生活史で区別する Life History Models	2.3.3.6 年齢/ステージ構成行列モデル	2.3.3.7 確率変動する行列モデル	集団を発達段階(年齢、ライフステージなど)によってグループ分けし、個体数をベクトルで表現する。
個体ごとに区別する Individual-Based Models	—	2.3.3.8 個体ベースモデル	発達段階のほか、栄養状態や空間分布などで各個体を識別し、異なる個体の集合として個体群を扱う。パラメータが多く、シミュレーションで挙動をみる。

(EMRA²⁹を参考に作成)

2.3.2.2 モデルの評価基準と評価結果

EMRA では、化学物質の生態リスク評価に適用しうるモデルを、モデルの現実性、適用範囲の柔軟性、パラメータ推定の容易さなどの9の評価軸で3段階評価を行っている。最終的には、生態リスク評価に最も有望なモデルの選定をしている。以下に、評価基準の詳細(表 2-7)と化学物質の生態リスク評価に有望な選定されたモデルの一覧(表 2-8)を示した。

それによれば、単一個体群モデルではスクリーニングレベルのモデルとして Stochastic scalar abundance models と決定論的年齢/ステージ構成行列モデルが、詳細なリスク評価には確率的年齢/ステージ構成行列モデルが選定されている。

表 2-7 EMRA におけるモデルの評価基準 (EMRA²⁹を参考に作成)

評価軸	評価基準	低(◆)	中(◆◆)	高(◆◆◆)
現実性	モデルには、重要とみなされているプロセスとそれに影響するファクターが組み込まれているか？	一つまたは数個のキーとなるプロセスとファクターしか含まれない。	いくつかのキーとなるプロセスとファクターが関数として組み込まれている。	多くのキーとなるプロセスとファクターが関数として組み込まれている。
	モデルの構造は、典型的なケースの利用可能なデータのすべてを使用できるぐらい詳細か？	すべてのデータを使用できるほど詳細ではない。	関連する大部分のデータを使用するぐらい詳細である。	関連する全てのデータを使用するぐらい詳細であるが、それ以上には詳細ではない。
	モデルの仮定は扱うシステムの生態系の観点から現実的か？	モデルの仮定が現実的ではない。	大部分のモデルの仮定は現実的である。	全てのモデルの仮定は現実的である。
関連性 (生態リスク評価エンドポイントとの)	モデルのアウトプットがERAのエンドポイント(個体群, 群集, 生態系レベル)とどのように関連しているか？	モデルアウトプットは個体群, 群集, 生態系レベルのリスク分析とは関係のない尺度で表現される。	アウトプットは個体群, 群集, 生態系レベルのリスク分析に使用されることもある尺度で表現される。	モデルアウトプットは個体群, 群集, 生態系レベルのリスク分析に通常使用される尺度で表現される。
	モデルは、化学物質の毒性影響や生息地の物理的攪乱を解析しうるパラメータや関数を含んでいるか？	モデルは、毒性等の影響要因を解析できるように手を加えられるパラメータを含まない。	モデルは、毒性等の影響要因を解析できるように手を加えられるパラメータを少なくとも一つは含む。	モデルは、毒性等の影響要因を解析できるように手を加えられる複数のパラメータを含む。
柔軟性	種や生息地のタイプの違いなどをパラメータで表現できるか？	異なる状況を表現するために手を加えるパラメータや関数がほとんどない。	モデルは、一つの生態的要素(生活史など)の可変性をもつ。	モデルは、広範囲の生態的要素(生活史など)の可変性をもつ。
	モデルが開発された種や系以外への適用はできるか？	モデルの構造が、特定の種や系(河川の魚個体群, 森林など)にしか適用できない。	モデルは、淡水、海洋あるいは陸の、一つの種群(脊椎動物、植物など)に適用できる。	モデルは、淡水、海洋あるいは陸の、脊椎動物種、無脊椎動物種そして、植物種に適用できる。
不確実性の扱い	モデルは不確実性を組み込んでいるか？	モデルは可変性や不確実性を無視しているか、任意の不確実性定数を使っている。	複数のシナリオで信頼限界の分析をしているか、初歩的なモンテカルロシミュレーションをしている。	包括的なモンテカルロシミュレーション(あるいは他の詳細な確率的アプローチ)と感度解析を含む。
発達程度と一貫性	新たに適用するのは容易か？モデルが何をしているか理解するのは容易か？ソフトウェアはあるか？	ソフトウェアにはなっていないか、あってもユーザーフレンドリーではない。	ソフトウェア化され、適用は容易で説明書は十分にある。	ソフトウェア化され、適用は容易で説明書は十分にあり、技術サポートもある。
	インプットデータのミスはチェックしやすいか？モデルは妥当性確認されているか？	モデルは実行可能性のチェックはなく、妥当性のチェックも行われていない。	ユーザーが入力するパラメータの妥当性をチェックする。モデルの拡張性は一度か二度、検証されている。	ユーザーが入力するパラメータの妥当性をチェックする。モデルの拡張性は何度も検証されている。
パラメータ推定の容易さ	モデルに必要なパラメータは推定が容易か？典型的なデータは利用可能か？	典型的なデータセットからパラメータを推定するのは困難か不可能。	典型的データセットから推定困難なパラメータがあり、新たなデータ獲得必要。	パラメータは文献から容易に入手できる。
	パラメータ推定のためのデータサンプリング法や統計的手法はあるか？	偏りの無いパラメータを推定するには膨大なデータが必要。	偏りの無いパラメータを推定するには多数のデータが必要。	パラメータは確立された方法で容易に推定できる。
	モデルの鍵となるパラメータは直感的に生態学的に意味があるか？	鍵となるパラメータのいくつかは生態学的に解釈し難い。	パラメータは直感的および生態学的に解釈できる。	パラメータは直感的および生態学的に解釈できる。
規制機関の受容	モデルで推定した結果を規制機関は受け入れられるか？	どの規制機関でも使われていない。	合衆国または外国の規制機関で使われたことがあるが、正式に採用されていない。	合衆国または諸外国の規制機関、あるいは国際機関で採用されたり、現在使われている。あるいは、規制設定の際の使用例有り。
信頼性	モデルは科学的そして技術的に信頼性があるか？	学術的によく知られていない。2, 3の異なるケースへの適用例が報告されているのみ。	学術的には知られている。いくつかの異なるケースへの適用例が報告されている。	学術的に広く知られている。レビューで好意的に取り上げられ、多くの異なるケースへの適用例が報告されている。
資源効率	モデルを適用するのに時間と手間がどのくらい必要か？	モデルを使うにはプログラム、検証、デバッグが必要。あるいは入手可能データでは不十分で、新たなデータサンプリングが必要。	モデルの適用には、データ解析やパラメータ推定のほかに、プログラムの修正や編集が必要。大概は新たなデータ収集も要する。	プログラミングは必要ではない。データ収集が必要な場合もあるが、多くのケースでは入手可能データで十分。

表 2-8 化学物質のリスク評価への利用と発展が望まれる生態モデル²⁹

Table 13.1 Ecological-Effects Models Selected for Further Development and Use in Chemical Risk Assessment

Level of Effort	Population	Ecosystem			Landscape			Toxicity-Extrapolation
		General Food-Web	Aquatic	Terrestrial	General	Aquatic	Terrestrial	
Screening	Stochastic scalar abundance Life-history matrix (deterministic)	Populus RAMAS Ecosystem	NA	NA	NA	NA	NA	Interendpoint interspecies Species-sensitivity distribution N/A*
Detailed	Life-history matrix (stochastic) Metapopulation RAMAS GIS VORTEX	Integration of RAMAS Ecosystem with spatially explicit metapopulation models	AQUATOX CASM IFEM	Integration of spatially explicit metapopulation and food-web models	Integration of spatially explicit metapopulation and landscape models	ATLSS AQUATOX CASM IFEM	LANDIS JABOWA Island disturbance biogeographic	

Note: N/A - not applicable.

*Relationships for use with ecological models.

2.3.2.3 ECOFRAM における個体群モデルの位置付け

ECOFRAM は "Ecological Committee on FIFRA Risk Assessment Method" の略で、目的は、FIFRA における農薬の生態系に及ぼす悪影響の確率と大きさを予測する手法および手順を開発することである³⁰。ECOFRAM では、駆除目的以外の生物への農薬による個体群レベルのリスクを推定するために適用可能なモデルが挙げられている。そのなかには、齢/ステージ構成 (stage/age structured)、個体ベース (individual-based)、メタ個体群 (meta populations) そしてランドスケープ (spatially explicit landscape) のモデルがある。これらのモデルについて、確率的な扱いの観点から長所と短所をまとめた表を ECOFRAM より以下に抜粋した (表 2-9)。

ECOFRAM の報告書のなかで、これらは Mechanistic (Process) Models for Population Effects として位置付けられ、個体群の生物量や持続性を特徴付けるため、また、影響の空間的、時間的特性を表すのにも使用できると述べている。しかし、利用可能な個体群モデルは複数あるものの、それらの活用と発展を妨げている主な原因は、適切なデータが無いことであるとしている。そのため、ECOFRAM は、それらのモデルを使うことを長期的目標に設定している。

表 2-9 確率論的リスク評価のための Mechanistic モデルの長所と短所³⁰

Table 5.8.1 Strengths and Weaknesses of Mechanistic Models for Probabilistic Risk Assessment (Method 6)

Section	Type	Description	Strengths	Weaknesses
5.8.1, 5.8.2, 5.8.3	- Stage/age- structured	- demographic - behavior of population - effects at different ages or life-stages related to overall population effects	- causal mechanisms given - direct link to lifecycle toxicity data (if available) - existing models for resource management could be modified - modification for probabilistic expression of risk - include predicted or observed effects on populations - could use reference data sets for species of interest and their habitats - long-term exposure and effects	- define population (statistical vs ecologically relevant) - difficult to obtain vital rate input information - multiple species - spatially homogeneous - unable to link to spatial & temporal variation in exposure - steady state - data intensive - increasing complexity resulting in increasing propagation of error
5.8.4	Individual- based	- Model large numbers of individual organisms at various life stages with consideration of foraging and predation, physiology, behavior, pharmacodynamics	- to warrant the effort consider use where special review, specific concern for organism at a high trophic level, large body size and longevity - dynamic - focus on benchmark popln. - easy to extend individual based information to population level study - input data most readily accessible or easily obtainable	- focus on single species - considerable effort to provide detailed individual data
5.8.5	- Meta- population	- set of subpopulations - linked by immigration and emigration following local extinction of species within subpopulation	- may be useful to evaluate specific problem - habitat considerations could be linked to pesticide use areas (ag ecosystems) - able to incorporate important spatial information giving high realism	- data intensive - increasing complexity resulting in increasing propagation of error - determining size of Astudy@ area - in part site specific
5.8.6	- Landscape/ spatially explicit	- simulation of interactions between organisms and landscapes	- improved link to exposure mitigation - spatial & temporal description of risk - GIS software accessible and inexpensive - high realism	- too specific to be generally applicable - spatial representation of stressor and receptor - data intensive - increasing complexity resulting in increasing propagation of error - determining size of Astudy@ area

2.3.3 各論

本研究のテーマである「生物濃縮性のある化学物質の鳥類個体群への生態リスク評価」への適用可能性の観点から、各個体群モデルの手法とその相互関係を中心に整理した。

2.3.3.1 マルサス増殖モデル (Scalar Abundance, Deterministic)

マルサス増殖は個体数の指数的増殖モデルである。連続時間と離散時間のどちらでも表現できるが、連続時間の場合、増殖過程の基本方程式ともいえる以下の微分方程式で示される。

$$\text{式 2-1} \quad \frac{d}{dt}N(t) = rN(t)$$

N は個体数で、 r は瞬間増殖率またはマルサス係数と呼ばれる。時刻 $t = 0$ での個体数を N_0 とすれば、解は

$$\text{式 2-2} \quad N(t) = N_0 e^{rt}$$

で与えられる。 $r > 0$ ならば指数関数的に無限に増殖し、 $r < 0$ ならば一方的に減少して最後に絶滅する。離散時間型は

$$N_{t+1} = RN_t \quad \rightarrow \quad N_t = R^t N_0$$

で表され、 $R = \exp(r)$ の関係がある。

EMRA における評価は表 2-10 の通りである。

マルサス増殖モデルは、個体数が無限に増殖するという非現実的な面がある一方、個体数の少ない個体群が急速に増殖している場合にはよく当てはまることが知られている。このモデルをセンサデータに当てはめることで増殖率を求めることができる。Sauer らは、センサデータから個体群増殖率を推定する際の統計的側面について論じている³¹。

化学物質の野生生物個体群への影響評価に適用した例には、PCBs のカワウへの影響を検討した Hendriks and Enserink の報告がある³²。そこではオイラー・ロトカ方程式に化学物質濃度の関数で生存と繁殖への影響を組み込んでいるので、後出の Deterministic Age/Stage-Based Matrix Models の要素も含まれる。影響指標には、PCBs の影響下とバックグラウンドとの個体群増殖率の比のほか、PCBs の環境中濃度の経年変化から個体数の推定もしている。

マルサス増殖モデルに確率性を組み込んだもの（後出）や、個体数をライフステージ別のベクトル表示した行列モデル（後出）などは、このモデルのバリエーションでもある。マルサス増殖モデルのみを単独で化学物質の生態リスク評価に使うことはないが、部分的にまたは、このモデルが根底となっているバリエーションのモデルは使われるだろう。

表 2-10 マルサス増殖モデルの EMRA における評価²⁹

評価軸	評価	評価の内容
Realism	◆	小個体群の典型的挙動を表現しているが、密度依存、人口学および環境の確率変動性、齢やステージ構成等を見逃す。
Relevance	◆◆	モデルは特定の時間の個体数を予測するが、個体数の減少可能性などの個体群レベルのリスクは導けない。化学物質の影響を組み込むパラメータは増殖率一つのみ。
Flexibility	◆	表現形は連続時間と離散時間の2つのみ。増殖率のみでは種の違いを表現するのは困難。
Uncertainty	◆	決定論的。この確率論的モデルは後出。
Development	◆◆◆	ソフトウェア Populus や RAMAS にも含まれる。スプレッドシート化も容易。
Parameters	◆◆◆	パラメータは一つ。センサデータ、または繁殖能力と幼体の生存率で推定可能。
Regulatory	◆◆◆	短期間の推定に使う限りは受け入れられる。
Credibility	◆◆◆	生態学や環境科学の教科書の冒頭で紹介されるモデルで、数え切れないほど適用されてきた。生態モデルでは数少ない"law"と冠されるモデル。
Resouces	◆◆◆	特定のケースに適用するのは容易。パラメータ化はセンサデータがあれば十分。

2.3.3.2 ロジスティック成長モデル (Scalar Abundance, Deterministic)

個体数あるいは個体数密度が増すにつれて増殖率が次第に低下する Logistic Growth は連続時間と離散時間のどちらでも表現できるが、連続時間の場合、以下の微分方程式で示される。

$$\text{式 2-3} \quad \frac{d}{dt}N(t) = rN(t) \left\{ 1 - \frac{N(t)}{K} \right\}$$

K は環境収容力である。解は、以下のようになる。

$$\text{式 2-4} \quad N(t) = \frac{K}{1 + (K - N_0)e^{-rt} / N_0}$$

Logistic 式は、個体数または個体群密度の増加に伴う個体当りの増加率の減少という生物界に普遍的と考えられる現象を最もシンプルに表した式である。この簡潔さにもかか

ならず、人口や実験室でのいろいろな生物のデータにとってもよい適合性が示されてきた。

Logistic 式には以下のような前提条件が含まれている³³。

- 環境は均質で、個体群の挙動を調べている間に r や K の値が変わるような環境の変動はないこと。
- 増殖は、個体群密度の 1 匹ずつの増加に比例して抑制され、増加率は密度に対して直線的に減少すること。
- この増殖抑制効果は、密度の増加に対して瞬時に時間的な遅れを伴わずに起こること。
- 個体間で密度から受ける影響に差異がないこと。つまり、どの個体に対しても密度効果は等しくかかること。

これらの条件が自然界で満たされにくいことは容易に想像できる。逆にいうと、これらの条件のいずれかを緩めて式を変形することにより、より複雑な、自然界の個体群動態に近い挙動が示すモデルを派生させることができる。次に挙げる Stock-Recruitment Population Models は、Logistic 式の密度効果の線形性を一般化して非線形的な密度依存性を導入したものであるし、その次の Stochastic Differential Equation Models は、 r や K に確率変動性をもたせたものである。

EMRA における評価は下表の通りである。

表 2-11 ロジスティック成長モデルの EMRA における評価²⁹

評価軸	評価	評価の内容
Realism	◆	無限に増えるマルサス増殖よりは現実的だが、実際の自然環境の顕著な特性である確率性を無視。
Relevance	◆◆	モデルは特定の時間の個体数を予測するが、個体数の減少可能性などの個体群レベルのリスクは導けない。化学物質の影響を説明する明示的な関数は含まないが、2つのパラメータ (r と K) に影響を組み込むことは可能。
Flexibility	◆	本質的には連続型と離散型の2つの形式のみ。2つのパラメータが正確に明示されないかぎり、種の違いを表現するのは難しい。
Uncertainty	◆	決定論的。この確率論的モデルは後出。
Development	◆◆◆	ソフトウェアの Populus や RAMAS にも含まれる。化学物質の影響評価も含め、様々な目的で広く利用されている。
Parameters	◆◆◆	パラメータは二つ。実験データから統計的に推定する方法も確立されている。2つのパラメータは生態学的に重要で、生態学者は化学物質のそれらパラメータへの影響をモデル化しうる。
Regulatory	◆◆◆	多くの規制機関で使われてきた。
Credibility	◆◆◆	生態学や環境科学の教科書の冒頭で紹介されるモデルで、化学物質の影響評価も含め、数え切れないほど適用されてきた。
Resouces	◆◆◆	特定のケースに適用するのは容易。パラメータ化はセンサスデータか、半定量的な生活史情報があれば十分。

2.3.3.3 Stock-Recruitment (Scalar Abundance, Deterministic)

このモデル群は、Logistic モデルの線形的な密度依存性をさらに一般化したバリエーションである。

密度効果の働き方に関して、二つのタイプの種内競争を区別するようになってきた^{33,34}。世代 t の個体数ないし密度 N_t の増加に対して、次世代に生産される個体数ないし密度 N_{t+1} の曲線が徐々に高まり、飽和型となるような型をコンテスト型（勝ち残り型または Beverton-Holt type）という。

$$\text{式 2-5} \quad N_{t+1} = 1/(\rho + k/N_t)$$

ρ は次世代個体数の最大値の逆数で、 k は密度依存性の強さを表す非負のパラメータである。コンテスト型をもたらす典型的な例は、全体の資源量がある一定の個体数までが利用できて繁殖し、それ以上の密度では資源を獲得できないあぶれ個体がでる場合である。

それに対して、 N_t の中間の密度で最高の次世代生産密度を示した後、それ以上の N_t の増加に対して急速な減少を示す場合、スクランブル型（共倒れ型または Ricker type）という。

$$\text{式 2-6} \quad N_{t+1} = \lambda N_t \exp(-\beta N_t)$$

λ は低密度での個体群成長率、 β は密度依存性の強さを表す非負のパラメータである。スクランブル型の場合は、 N_t の増加に対して、繁殖能力の実現に必要なとされる資源の最小単位より目減りしても資源はどんどん分配されていき、結局どの個体も十分な繁殖力を実現できなくなるというケースである。その結果、 N_t が高密度の領域では全ての個体の繁殖能力が著しく低下するという共存共貧の状況に陥り、増殖曲線は山形の曲線になる。

ほかにもバリエーションがあるが、いずれにしてもこれらのモデルは、ある世代の密度が次の世代の密度を左右するという差分型（離散時間型）で表される。

EMRA における評価は下表の通りである。

表 2-12 Stock-Recruitment の EMRA における評価²⁹

評価軸	評価	評価の内容
Realism	◆◆	密度依存性が個体数 (or 密度) と非線形の関係で組み込まれおり、ロジスティック増殖モデルよりも現実的。アリー効果も表現できる。しかし確率性は含まず、決定論的モデル。
Relevance	◆◆	モデルは任意の時間の個体数を予測するが、決定論的モデルなので個体数の減少可能性などの個体群レベルのリスクは導けない。化学物質の影響を説明する明示的な関数は含まないが、パラメータに影響を組み込むことは可能。
Flexibility	◆◆	多様な種 (魚類、哺乳類、昆虫類、鳥類) に適用可能。任意に複雑なスカラ関数にでき、複数の安定状態を生みだせる。パラメータは2つから最大でも4つ。
Uncertainty	◆	決定論的。この確率論的モデルは後出。
Development	◆◆	漁業資源の分野で広く利用されてきたが、その用途は限定的。いくつかのソフトウェアに組み込まれているが (Populus など)、パラメータの妥当性をチェックできないため、このモデルを適用するのは複雑で扱いにくい。
Parameters	◆◆◆	野生生物集団の密度依存性をパラメータ化するのは困難であるが、推定方法は比較的直接的で、適用例の文献も豊富にある。
Regulatory	◆◆◆	扱っている種の密度依存性の表現が妥当であれば、規制機関に受け入れられる。特に水産資源管理の分野では広く使われてきた。
Credibility	◆◆◆	このモデルは学術的によく知られており、数百の適用例がある。
Resources	◆◆◆	適用するのは容易。多くの種のパラメータについて文献がある。

密度効果の関数は Scalar Abundance Models のみならず Life History Models においても同様に組み込める。しかし実際には密度効果がどのように働いているかを野生生物個体群で観察するのは困難である。生態リスク評価の際にどのタイプの密度効果を選ぶかは、複数のシナリオを用意するか、もしくは安全側に立ってより強く働く Ricker-type³⁵を選ぶことが妥当と考えることもできる。

2.3.3.4 確率微分方程式モデル (連続時間型) (Scalar Abundance, Stochastic)

このモデル群は、決定論的な Malthusian Growth や Logistic Growth に確率変動を導入したものである。Ginsburg らが初めてリスク評価の分野でこれを適用した³⁶。

Ginsburg らはマルサス増殖モデルとロジスティック成長モデルに確率性を組み込み、個体群が減少するリスクの解析解を求めた。マルサス増殖では、マルサス係数 r に環境変動を以下のように組み込んだ。

$$\text{式 2-7} \quad \frac{dN(t)}{dt} = r(t)N(t)$$

$$r(t) = r + \xi(t)$$

r は定数で、 $\xi(t)$ は正規分布する乱数である。ここでは、確率微分方程式の解の求め方の例として、この確率微分方程式の解き方を示しておく³⁷。初期値を $N(0)=N_0$ として上式を形式的に積分すれば、

$$\text{式 2-8} \quad \log \frac{N(t)}{N_0} = rt + \int_0^t \xi(t) dt = rt + \sum_{k=1}^n \int_{(k-1)\tau}^{k\tau} \xi(t) dt$$

が得られる。ここで、時間 t を短い時間間隔 τ で n 等分し、積分をその小区間に分割して表してある。各小区間の積分を

$$\text{式 2-9} \quad \xi_k = \int_{(k-1)\tau}^{k\tau} \xi(t) dt$$

と書くことにすれば、関係式

$$\text{式 2-10} \quad \log \frac{N(t)}{N_0} - rt = \sum_{k=1}^n \xi_k$$

が得られる。 $\xi(t)$ は全くランダムな変化を示す量であるとしたから、 k 番目の時間間隔 τ の間でのその変化量 ξ_k はその前の変化量 ξ_{k-1} と独立な値をとる量としてもよい。そうすれば、 $\xi_k (k=1, 2, \dots, n)$ は平均値 0 をもった n 個の独立な確率変数と考えてよい。こうして、式 2-9 で与えられる量に対して、中心極限定理を適用することができる。

中心極限定理

x_1, x_2, \dots を平均値が 0、分散がそれぞれ σ_i^2 の確率分布をもった独立な確率変数とすれば、その和 $X_n = x_1 + x_2 + \dots + x_n$ に対する確率分布は、 n を充分大きくしたとき、つぎの正規分布に収束する。

$$P(X_n) dX_n \rightarrow (2\pi \sum_{i=1}^n \sigma_i^2)^{-1/2} \exp\left(-\frac{X_n^2}{2 \sum_{i=1}^n \sigma_i^2}\right) dX_n$$

確率変数 ξ_1, ξ_2, \dots に上の定理を適用し、 ξ_k の分散を等しく $\sigma^2 \tau$ とし、

$$N^*(t) = N_0 e^{rt}$$

$$\sum \sigma_i^2 = n \sigma^2 \tau = \sigma^2 t$$

$$dX_n = \frac{dN}{N}$$

を考慮すれば、 $n \rightarrow \infty, \tau \rightarrow 0$ として、時刻 t での個体数に対する確率分布として、

$$P(N,t)dN = (2\pi\sigma^2t)^{-1/2} \exp\left[-\frac{\{\log N - \log N^*(t)\}^2}{2\sigma^2t}\right] \frac{dN}{N}$$

が得られる。これは対数正規分布である。この分布を用いて考えたときの個体数の期待値(平均値)は、 $N=e^x$ とおいて計算すれば、

$$\text{式 2-11 } \langle N \rangle = \int_0^\infty NP(N)dN = (2\pi\sigma^2t)^{-1/2} \int_0^\infty \exp\left[-\frac{(x-x^*)^2}{2\sigma^2t}\right] e^x dx = N_0 e^{rt} e^{\sigma^2t/2}$$

と求まる。これは決定論的な場合の値 $N_0 e^{rt}$ よりも大きいほうにずれた値になるが、そのずれは時間とともに急速に大きくなる。

さて、Ginzburg らは、このような確率変動をする個体群が準絶滅 (Quasiextinction) する確率を導いた³⁶。 N_c をその個体群の critical な個体数とすると準絶滅確率 f は、以下のように求められる。まず、個体数が時間 $[t_0, t]$ の間に N_c にならない確率 $W(t)$ は、

$$\text{式 2-12 } W(t) = \int_{N_c}^\infty P(N,t)dN$$

と表せる。また、 $W(t_0)=1$ と考える。時間 $[t_0, T]$ の間に初めて N_c になる、すなわち準絶滅する確率 $f(t)$ は、

$$f(t) = W(t_0) - W(T) = 1 - \int_{N_c}^\infty P(N,t)dN$$

これを解いて、 $T \rightarrow \infty$ をとると、

$$\lim_{T \rightarrow \infty} f(T) = \begin{cases} 1 & \dots\dots\dots r \leq 0 \\ (N_c / N_0)^{2r/\sigma^2} & \dots\dots\dots r > 0 \end{cases}$$

そして、この準絶滅確率 f について、個体群にインパクトがある時と無いときとを比較し、

$$\text{式 2-13 } I = \frac{f_{imp} - f}{f} = \left(\frac{N_c}{N_0}\right)^{2(r_{imp} - r)/\sigma^2} - 1$$

を得る。 r_{imp} はインパクトを被っている時の個体群増殖率である。ベースラインとインパクト時のそれぞれの r 、および r の変動の振幅 σ で、critical な個体数 N_c になる確率の比が求められる。

Logistic 成長の場合は、Malthusian モデルで得られた結果である式 2-13を

$$\frac{N_c}{N_0} \rightarrow \frac{N_c (1 - N_0 / K)}{N_0 (1 - N_c / K)}$$

と置き換えれば求められる。Ginzburg らは、式 2-13 の I をもって個体群へのインパクトの影響評価指標とすることを提案した。Burgman らは保全生態学のテキストの中で、この手法をデータが乏しい場合に有用な方法であるとして紹介している³⁸。

また、Iwasa らはロジスティック成長モデルに 2 種類の確率性を組み込んだ式を提唱し、平均絶滅時間を数値的に求めた^{39,40,41}。

$$\text{式 2-14 } dN/dt = rN(1 - N/K) + \sigma \xi_e(t)N + \xi_d(t)\sqrt{N}$$

σ は環境変動の強さ、 $\xi_e(t)$ は $\xi_d(t)$ は環境確率性と人口学的確率性についての独立のホワイトノイズである。

Nakamaru らはこのモデルを適用し、DDT によるセグロカモメの絶滅リスクを推定した⁴²。また、化学物質のリスク評価ではないが、Sæther らは Logistic タイプの密度依存モデルに環境および人口学的確率性を組み込み、シジュウカラの絶滅リスクを推定している⁴³。環境の確率性と人口学的確率性はそれぞれ長期間(30 年間)のセンサデータから求めている。

EMRA における評価は下表の通りである。

表 2-13 確率微分方程式モデル（連続時間型）の EMRA における評価²⁹

評価軸	評価	評価の内容
Realism	◆◆◆	自然界に普通に観察される変動性を組み込んでいることが最も重要な側面。密度依存性に関しては、非密度依存のマルサス増殖モデルから非線形の密度依存性のあるものまでカバーする。
Relevance	◆◆◆	モデルは任意の時間の個体数を予測する。確率論的モデルなので個体数減少リスクなどの個体群レベルのエンドポイントを導ける。化学物質の影響を説明する明示的な関数は含まないが、パラメータに影響を組み込むことは可能。
Flexibility	◆◆	モデル構造が比較的単純なので、生物種の適用範囲は広い。一方、種間の微妙な違いを区別できるようなパラメータや数式のバリエーションは比較的少ないという面がある。
Uncertainty	◆◆◆	確率論的モデルなので、自然の変動性や科学的不確実性を組み込むことができる。
Development	◆	モデルの機能は直感的には理解しやすいものの、使用するには数学的専門知識が必要なため、普及の壁となっている。ソフトウェアにはなっていない。
Parameters	◆◆	Hakoyama and Iwasa(1999)はブートストラップ法によるパラメータの推定法を提案している。しかし入手できる時系列データは通常は短期のものなので、推定は難しいだろう。
Regulatory	◆◆◆	確率微分方程式モデルは規制機関で何度か使われたことがある。リスク分析に関わる規制機関の期待はかなり強い。
Credibility	◆◆	このモデルは学術的にはよく知られているが、注目されるようになったのがごく最近であるため、報告例はまだ少ない。
Resources	◆◆	適用するには、その都度プログラミングが必要。このモデルを使うための計算技術は普及していないため、通常は専門家が必要とされる。

2.3.3.5 確率的差分方程式モデル（離散時間型）(Scalar Abundance, Stochastic)

確率的個体群成長モデルで、前節では連続時間の確率微分方程式で表されたが、これは離散時間型のモデル群である。このモデル群は、Tuljapurkar^{44,45}らが提示した。

離散時間型の確率的個体群成長モデルは、確率微分方程式モデルと違って、モンテカルロシミュレーションで数値計算できる。そのため、生態リスク評価への適用が確率微分方程式モデルよりも容易である。シミュレーションにより、連続時間型のモデルよりも容易に様々な統計量を推定できる。Burgmanらは保全生態学のテキストの中で、この手法を使ったシミュレーションの例を紹介している³⁸。

EMRAにおける評価は下表の通りである。

表 2-14 確率的差分方程式モデル（離散時間型）の EMRA における評価²⁹

評価軸	評価	評価の内容
Realism	◆◆◆	自然界に普通に観察される変動性を組み込んでいることが最も重要な側面。密度依存性に関しては、非密度依存のマルサス増殖モデルから非線形の密度依存性のあるものまでカバーする。
Relevance	◆◆◆	モデルは任意の時間の個体数を予測する。確率論的モデルなので個体数の減少リスクなどの個体群レベルのエンドポイントを導ける。化学物質の影響を説明する明示的な関数は含まないが、パラメータに影響を組み込むことは可能。
Flexibility	◆◆	モデル構造が比較的単純なので、生物種の適用範囲は広い。一方、種間の微妙な違いを区別できるようなパラメータや数式のバリエーションは比較的少ないという面がある。しかし、シミュレーションで実行できるので最小限の労力で扱うことができる。
Uncertainty	◆◆◆	確率論的モデルなので、自然の変動性や科学的不確実性を組み込むことができる。また、モデル構造が比較的シンプルなので、不確実性の分割も可能。
Development	◆◆	モデルの機能は理解しやすく、ソフトで実行するもの比較的わかりやすい。EPRIによるソフトもある。
Parameters	◆◆◆	Faganら(1999)がセンサスデータからのパラメータ推定法を示している。Hakoyama and Iwasa(1999)の方法も適用できる。
Regulatory	◆◆◆	確率微分方程式モデルは規制機関で何度か使われたことがある。リスク分析に関わる規制機関の期待はかなり強い。
Credibility	◆◆	このモデルは学術的にはよく知られているが、報告例はまだ少ない。
Resouces	◆◆◆	適用するには、その都度プログラミングが必要。このモデルを使うための計算技術は普及していないため、通常は専門家が必要とされる。

2.3.3.6 決定論的齡/ステージ構成行列モデル (Life History, Deterministic)

この範疇のモデルは、生存率と繁殖率が齡またはステージによって変化すると仮定している。そして同じ齡またはステージに属する個体は同一の生存率と繁殖率をもつと仮定している。これらのモデルは 1950 年代から特に漁業資源管理の分野における重要な手段となってきた。

基本的なモデルの構造は、以下のレズリー行列（齡構成推移行列）で表せる。齡構成をもつ個体群において、ある年 t に齡 i にある雌個体数を $N_{i,t}$ としその齡群ごとの個体数を成分とする個体数ベクトルを $\mathbf{n}(t)$ とすると、翌年 $t+1$ の齡別の雌個体数 $\mathbf{n}(t+1)$ は、下式のように表すことができる³⁴。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 は齡 i の雌の繁殖率（次のセンサス時まで生き残った雌の数）、 p_i は齡 i の個体が次の齡になるまでの生存率、 ω は最高齡である。

$$\text{式 2-15} \quad \overrightarrow{\mathbf{n}(t+1)} = M' \cdot \overrightarrow{\mathbf{n}(t)}$$

$$\begin{bmatrix} N_{1,t+1} \\ N_{2,t+1} \\ \vdots \\ N_{\omega-1,t+1} \\ N_{\omega,t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_1 & f_2 & \dots & f_{\omega-1} & f_{\omega} \\ p_1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & p_2 & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & 0 & 0 \\ 0 & \dots & 0 & p_{\omega-1} & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} N_{1,t} \\ N_{2,t} \\ \vdots \\ N_{\omega-1,t} \\ N_{\omega,t} \end{bmatrix}$$

齡が判別できない場合は、ライフステージ（体長や体重、または形態学的な状態）でグループ分けをする^{34, 46}。その場合は行列の準対角要素以外にも正数が入る。

密度効果は、個体数の関数として各構成要素に組み込むことができる。行列モデルの場合は、密度効果が繁殖にのみ働く、初年齢の生存のみに働くなどの柔軟な設定が可能であるが、実際には実験室データや野外観察データから個別の生活史データへの密度効果を検出するのは困難である。

個体群が安定齡構成にあつて、すなわち個体群増殖率が行列の最大固有値となつていて、行列要素のすべてに同じ関数のかたちで密度効果が働いているという状態では、前出の Stock-Recruitment Models と同等となる。また、行列モデルは構造上、離散時間型である。この行列の特性方程式の連続時間型の表現が、オイラー・ロトカ方程式に相当する。

EMRA における評価は下表の通りである。

表 2-15 決定論的齡/ステージ構成行列モデルの EMRA における評価²⁹

評価軸	評価	評価の内容
Realism	◆◆◆	齡別の生存率を反映できる。多くの場合これらのモデルは利用可能なすべての人口学的データを組み込むことができる。
Relevance	◆◆◆	エンドポイントとして個体数（齡別）、 λ （漸近的個体群増殖率）そして λ に対する sensitivity や elasticity があり、すべて生態学的に意味がある。生存率と繁殖率に化学物質の毒性影響を反映させることができる。
Flexibility	◆◆◆	すべてのパラメータは種特異性をもつ。齡構成は対象に応じて変えることができるので、齡 or ステージ構成の異なる集団や生活史の異なる集団をモデル化できる。
Uncertainty	◆	環境の確率性も人口学的確率性も含まない。
Development	◆◆◆	いくつかのソフトウェアでこのタイプのモデルを動かすことができる。説明書や技術サポートもある。モデルの機能を理解するのも比較的容易。
Parameters	◆◆	パラメータは実験的にまたは野外観察より獲得できる。しかし、各行列構成要素への化学物質の影響評価はかなり難しい。
Regulatory	◆◆◆	いくつかの規制機関で使われている。
Credibility	◆◆◆	学術的によく知られている。また、適用例も豊富。
Resouces	◆◆◆	ソフトウェアがあるのでプログラミングは不要。多くのケースではデータも豊富。しかしデータが無いケースでは新たにデータを獲得するのはかなりの労力を要する。

鳥類への適用例としては、Samuels による海洋における油漏れ事故からの海鳥の個体数回復の推定などがある⁴⁷。パラメータの当てはめにおいていくつかのシナリオを用意し、推定値に幅をもたせている。

化学物質の毒性影響はライフステージによって異なるのが一般的である。化学物質の生態リスク評価において、そのことを反映させるためには部分的にせよ行列モデルを使用することが必要となってくる^{42,48}。

また、センサスデータから推定する個体群増殖率と行列モデルを関係付けるために行列の特性方程式を使うが、そこでは観察個体群は安定齡構成になっていることを仮定していることになる。

2.3.3.7 確率的齡/ステージ構成行列モデル (Life History, Stochastic)

先の決定論的行列モデルの行列の構成要素に、環境または人口学的確率性、あるいはその両方を組み入れたモデルである^{49,54}。密度効果は、Deterministic なモデルと同様、個体数の関数として各構成要素に組み込むことができる。

Skalski らは、このタイプのモデルのリスク評価で使用するパラメータを疫学的アプローチで推定する方法を提案している⁵⁰。また、O'Neill らは、魚類個体群について密度効果がある場合とない場合を想定し、モンテカルロシミュレーションで個体数への密度依存の効果を検討している⁵¹。

行列モデルは、米国のコンサルタント、Applied Biomathematics よりソフトウェアのシリーズが販売されている (RAMAS Age, Stage, Metapop, or Ecotoxicology) ^{52,53}。また、これらのソフトウェアを使った生態リスク解析も報告されている^{54,55}。

EMRA における評価は次表の通りである。

表 2-16 確率的齢/ステージ構成行列モデルの EMRA における評価²⁹

評価軸	評価	評価の内容
Realism	◆◆◆	齢別の生存率を反映できる上、環境および人口学的確率性を含んでいる。これらのモデルは利用可能なすべての人口学的データを組み込むことができる。
Relevance	◆◆◆	エンドポイントとして個体数 (齢別)、個体数減少や絶滅のリスク、指定した個体数になるまでの期待存続時間がある。これらは生態リスク評価に相応しい。Deterministic タイプと同様、生存率と繁殖率に化学物質の毒性影響を反映させることができる。
Flexibility	◆◆◆	すべてのパラメータは種特異性をもつ。齢構成は対象に応じて変えることができるので、齢 or ステージ構成の異なる集団や生活史の異なる集団をモデル化できる。
Uncertainty	◆◆◆	環境の確率性も人口学的確率性も含む。
Development	◆◆◆	いくつかのソフトウェアでこのタイプのモデルを動かすことができる。説明書や技術サポートもある。モデルの機能を理解するのも比較的容易。
Parameters	◆◆	各行列要素の平均値と標準偏差が必要。また各行列要素への化学物質の影響の情報も必要 (例えば、影響がある時と無いときの2つの行列)。それらの推定は通常かなり難しい。しかしパラメータは生態学的に意味がある。
Regulatory	◆◆◆	いくつかの規制機関で使われている。
Credibility	◆◆◆	学術的によく知られている。また、適用例も豊富。
Resouces	◆◆	ソフトウェアがあるのでプログラミングは不要。多くのケースではデータも豊富。しかしデータが無いケースでは新たにデータを獲得するのはかなりの労力を要する。

2.3.3.8 個体ベースモデル (Individual, Stochastic)

Individual-Based Models は名前の通り、集団を構成する個体ごとの属性を明示的に区別するモデルで、これまで多くのモデルが報告されている。EMRA でも 11 種類のモデルが紹介されている。

これらに共通するのは、モデルが詳細であるため Realism の評価が概して高く、化学物質の影響を組み込める生存や繁殖、移動などのパラメータを含むことから Relevance の評価も高いことである。これらはシミュレーションで動かすので確率的であり、感度解析や不確実性解析が比較的容易にできるものもある。一方、モデルは特定の個体群や生息地に特化して作り込んであるため、Flexibility は概ね低い。モデルの発達状況は様々で、中にはソフトウェアになっているものもある。モデルの多くはかなりのデータが必要で、パラメータの推定も容易でないものが多い。モデルの信頼性は、個々のモデルが特化しているため概して低い。

要するに、特定の個体群用に作られたモデルは、他の場所や他の個体群に適用しにくく、詳細なデータが必要だがデータが無い場合が多い。すると、検証できない仮定も多く含むということになり、それが欠点となっている。また、使用を阻む要因に膨大な計算量が必要なこともある。

Maltby らは⁵⁶、個体群を同じ場所に棲み繁殖する同種の個体の集まりとして、出生率や死亡率などの特性を平均値で捉える文脈のなかでは、どの個体が生まれ死亡したかという情報は必要ではないと述べている。個体群は個々の個体の情報ではなく、集団の平均の出生率や死亡率で特徴付けられ、それらパラメータの中の変動はその個体群の統計学的特徴として扱われるからである。

EMRA では、Individual-Based Models はスクリーニングレベルのリスク評価に使うには複雑すぎて労力がかかるため、インプットするデータが存在し、かつ個体群減少等のリスク評価よりも詳細な挙動（空間的移動や摂食行動など）を調べたい場合に適用するのがよいだろうと述べている²⁹。

2.3.4 まとめ

化学物質の生態リスク評価で利用可能な生態学的モデルは数多くあり、植物から哺乳類まで様々に適用されてきた。それらの多様さの根底にある基本的なモデルの構造を三つに大別し、相互の関連性を整理した。

本節のなかで、化学物質の生態リスク評価での発展と適用が望まれるモデルの一覧を EMRA から抜粋した（表 2-8）。個体群レベルのモデルでは、スクリーニング評価で Stochastic Scalar Abundance と決定論的齢/ステージ構成行列モデルの二つ、詳細なリスク評価では確率的齢/ステージ構成行列モデルとメタ個体群モデルが選定されている。

次の第 3 章における解析で用いるのはスクリーニングに推奨されている決定論的齢/ステージ構成行列モデルに概ね相当し、第 4 章および第 5 章の解析で適用するのは詳細リスク評価で推奨されている確率的齢/ステージ構成行列モデルに相当する。

第2章の参考文献

2.1 野生鳥類におけるダイオキシン類の影響

- 1 環境省. 1999. 平成 10 年度野生生物のダイオキシン類蓄積状況調査結果.
- 2 環境省. 2000. 平成 11 年度野生生物のダイオキシン類蓄積状況調査結果.
- 3 環境省. 2001. 内分泌攪乱化学物質による野生生物影響実態調査結果 (11・12 年度実施分).
- 4 環境省. 2002. 平成 13 年度内分泌攪乱化学物質に係る環境実態調査結果 (野生生物).
- 5 長谷川淳. 1999. 修士学位論文. 日本産野生鳥類におけるダイオキシン類汚染の評価. 愛媛大学.
- 6 井関直政, 益永茂樹, 中西準子. 2001. カワウ卵におけるダイオキシン類 (PCDD/Fs, Co-PCBs) レベルと地域比較. 水環境学会誌 24: 447-453.
- 7 井関直政. 2002. 博士学位論文. カワウにおけるダイオキシン類の曝露と生存リスクに関する研究. 横浜国立大学.
- 8 Guruge, K.S., Tanabe, S., and Fukuda, M. 2000. Toxic assessment of PCBs by the 2,3,7,8-tetrachlorodibenzo-p-dioxin equivalent in Common Cormorant (*Phalacrocorax carbo*) from Japan. Archives of Environmental Contamination and Toxicology 38: 509-521.
- 9 Senthilkumar, K., Iseki, N., Hayama, S., Nakanishi, J. and Masunaga, S. 2002. Polychlorinated dibenzo-p-dioxins, dibenzofurans, and dioxin-like polychlorinated biphenyls in livers of birds from Japan. Archives of Environmental Contamination and Toxicology 42: 244-255.
- 10 Fox, G.A., Gilbertson, M., Gilman, A.P. and Kubiak, T.J. 1991a. A rationale for the use of colonial fish-eating birds to monitor the presence of developmental toxicants in Great Lakes fish. Journal of Great Lakes Research 17:151-152.
- 11 山本幸男, 菅沼教生. 1999. 生物科学総説. 理工学社. 東京. p.34.
- 12 Fox, G.A., Weseloh, D.V., Kubiak, T.J., and Erdman, T.C. 1991. Reproductive outcomes in colonial fish-eating birds: A biomarker for developmental toxicants

-
- in Great Lakes food chains I. Historical and ecotoxicological perspectives. *Journal of Great Lakes Res* 17: 153-157.
- ¹³ Fox, G.A. 1991. Practical causal inference for ecoepidemiologists. *Journal of Toxicology and Environmental Health* 33:359-373.
- ¹⁴ Gilbertson, M., Kubiak, T., Ludwig, J. and Fox, G. 1991. Great Lakes embryo mortality, edema, and deformities syndrome (GLEMEDS) in colonial fish-eating birds : Similarity to chick-edema disease. *Journal of Toxicology and Environmental Health* 33:455-520.
- ¹⁵ Tillitt, D.E., Ankley, G.T., Giesy, J.P., Ludeig, J.P., Kurita-Matsuba, H., Weseloh, D.V., Ross, P.S., Bishop, C.A., Sileo, L., Stromborg, K.L., Larson, J. and Kubiak, T.J. 1992. Polychlorinated biphenyl residues and egg mortality in double-crested cormorants from the Great Lakes. *Environmental Toxicology and Chemistry* 11 : 1281-1288.
- ¹⁶ Yamashita, N., Tanabe, S., Ludwig, J.P., Kurita, H., Ludwig, M.E. and Tatsukawa, R. 1993. Embryonic abnormalities and organochlorine contamination in double-crested cormorants (*Phalacrocorax auritus*) and Caspian terns (*Hydroprogne caspia*) from the Upper Great Lakes in 1988. *Environmental Pollution* 79 : 163-173.
- ¹⁷ Ludwig, J.P., Kurita-Matsuda, H., Auman, H.J., Ludwig, M.E., Summer, C.L., Giesy, J.P., Tillitt, D.E., and Jones, P.D. 1996. Deformities, PCBs, and TCDD-Equivalents in the double-crested cormorants (*Phalacrocorax auritus*) and Caspian terns (*Hydroprogne caspia*) of the Upper Great Lakes 1986-1991 : Testing a cause-effect hypothesis. *Journal of Great Lakes Research* 22:172-197.
- ¹⁸ Custer, T.W., Custer, C.M., Hines, R.K., Gutreuter, S., Stromborg, K.L., Allen, P.D., and Melancon, M.J. 1999. Organochlorine contaminants and reproductive success of double-crested cormorants from Green Bay, Wisconsin, USA. *Environmental Toxicology and Chemistry* 18:1209-1217.
- ¹⁹ van den Berg, M., Craane, B.L.H.J., Sinnige, T., van Mourik, S., Dirksen, S., Boudewijn, T., van der Gaag, M., Lutke-Schipholt, I.J., Spenkeliink, B. and Brouwer, A. 1994. Biochemical and toxic effects of polychlorinated biphenyls (PCBs), dibenzo-p-dioxins (PCDDs) and dibenzofurans (PCDFs) in the

-
- cormorant (*Phalacrocorax carbo*) after in ovo exposure. *Environmental Toxicology and Chemistry* 13: 803-816.
- ²⁰ Nosek, A.J., Sullivan, J.R., Craven, S.R., Gendron-Fitzpatrick, A., and Peterson, R.E. 1993. Embryotoxicity of 2,3,7,8-tetrachlorodibenzo-*p*-dioxin in the ring-necked pheasant. *Environmental Toxicology and Chemistry* 12: 1215-1222.
- ²¹ Powell, D.C., Aulerich, R.J., Meadows, J.C., Tillitt, D.E., Kelly, M.E., Stromborg, K.L., Melancon, M.J., Fitzgrald, S.D. and Bursian, S.J. 1998. Effects of 3,3',4,4',5-pentachlorobiphenyl and 2,3,7,8-tetrachlorodibenzo-*p*-dioxin injected into the yolks of double-crested cormorant (*Phalacrocorax auritus*) eggs prior to incubation. *Environmental Toxicology and Chemistry* 17: 2035-2040.
- ²² Powell, D.C., Aulerich, R.J., Meadows, J.C., Tillitt, Giesy, J.P., Stromborg, K.L., and Bursian, S.J. 1996. Effects of 3,3',4,4',5-pentachlorobiphenyl (PCB 126), 2,3,7,8-tetrachlorodibenzo-*p*-dioxin (TCDD) injected into the yolks of chicken (*Gallus domesticus*) eggs prior to incubation. *Archives of Environmental Contamination and Toxicology* 31: 404-409.
- ²³ Hoffman, D.J., Melancon, M.J., Klein, P.N., Eisemann, J.D., and Spann, W. 1998. Comparative developmental toxicity of planar polychlorinated biphenyls congeners in chickens, American kestrels, and common terns. *Environmental Toxicology and Chemistry* 17: 747-757.

2.2 個体群レベルの生態リスク評価手法

- ²⁴ Bartell SM. 1998. 生態/環境リスクアセスメント原理と実践. In 平石次朗, 池田三郎, 下貞孟, 田村昌三, 戸村健司, 半井豊明, 花井壮輔, 松尾昌・, 吉田喜久雄編 訳化学物質総合安全管理のためのリスクアセスメントハンドブック. 丸善, 東京, pp 371-432.
- ²⁵ Barnthouse, L.W. 1992. The role of models in ecological risk assessment: a 1990's perspective. *Environmental Toxicology and Chemistry* 11: 1751-1760.
- ²⁶ Barnthouse, L.W. 1993. Population level effects. In Suter, G.W. ed. *Ecological Risk Assessment*. Lewis Publishers, Chelsea, MI, pp 247-274.
- ²⁷ Emlen, J.M. 1989. Terrestrial population models for ecological risk assessment: a state-of-the-art review. *Environmental toxicology and chemistry* 8: 831-842.

-
- ²⁸ Forbes, V.E. and Calow, P. 1999. Is the per capita rate of increase a good measure of population-level effects in ecotoxicology? *Environmental Toxicology and Chemistry* 18: 1544-1556.
- ²⁹ Pastorok, R.A., Bartell, S.M., Ferson, S., and Ginzburg, L.R. 2001. *Ecological modeling in risk assessment: chemical effects on populations, ecosystems, and landscapes*. Lewis, Boca Raton, FL, USA.
- ³⁰ U.S. Environmental Protection Agency 1999. *Ecological Committee on FIFRA Risk Assessment Methods (ECOFRAM) terrestrial draft report*. Washington, DC.
- ³¹ Sauer, J.R., Barker, R.J. and Geissler, P.H. 1994. Statistical aspects of modeling population change from population size data. In Kendall, R.J. and Lacher, T.E. eds. *Wildlife Toxicology and Population Modeling: integrated studies of agroecosystems*. Lewis publishers. Boca Raton, Florida, pp 451-466.
- ³² Hendriks, A.J. and Enserink, E.L. 1996. Modeling response of single-species populations to microcontaminants as a function of species size with example for waterfleas (*Daphnia magna*) and cormorants (*Phalacrocorax carbo*). *Ecological Modelling* 88: 247-262.
- ³³ 伊藤嘉昭, 山村則男, 嶋田正和. 1992. *動物生態学*. 蒼樹書房, 東京.
- ³⁴ Caswell, H. 2000. *Matrix population models, second edition*. Sinauer, Sunderland, MA, USA.
- ³⁵ Fagan, W.F., Meir, E. and Moore, J.L. 1999. Variation thresholds for extinction and their implications for conservation strategies. *The American Naturalist* 154: 510-520.
- ³⁶ Ginzburg, L.R., Slobodkin, L.B., Johnson, K. and Bindman, A.G. 1982. Quasiextinction Probabilities as a measure of impact on population growth. *Risk Analysis* 2: 171-181.
- ³⁷ 寺本 英. 1997. *数理生態学*. 朝倉書店. 東京.
- ³⁸ Burgman, M.A., Ferson, S. and Akçakaya, H.R. 1993. *Risk Assessment of Conservation Biology*. Chapman and Hall, London. UK.

-
- ³⁹ Iwasa, Y., Hakoyama, H., Nakamaru, Y. and Nakanishi, J. 2000. Estimate of population extinction risk and its application to ecological risk management. *Population Ecology*: 73-80.
- ⁴⁰ Hakoyama, H., Iwasa, Y., and Nakanishi, J. 2000. Comparing risk factors for population extinction. *Journal of Theoretical Biology* 204: 327-336.
- ⁴¹ Hakoyama, H., and Iwasa, Y. 2000. Extinction risk of a density-dependent population estimated from a time series of population size. *Journal of Theoretical Biology* 204: 337-359.
- ⁴² Nakamaru, M., Iwasa, Y., and Nakanishi, J. 2002. Extinction risk to herring gull populations from DDT exposure. *Environmental Toxicology and Chemistry* 21: 195-202.
- ⁴³ Sæther, B-E., Engen, S., Islam, A., McCleery, R. and Perrins, C. 1998. Environmental stochasticity and extinction risk in a population of a small songbird, the Great Tit. *The American Naturalist* 151: 441-450.
- ⁴⁴ Tuljapurkar, S.D. 1980. Population dynamics in variable environments. I. Long-run growth rates and extinction. *Theoretical Population Biology* 18: 314-342.
- ⁴⁵ Tuljapurkar, S.D. 1989. An uncertain life: Demography in random environments. *Theoretical Population Biology* 35: 227-294.
- ⁴⁶ Slade, N.A. 1994. Models of structured populations: Age and mass transition matrices. In Kendall, R.J. and Lacher, T.E. eds. *Wildlife Toxicology and Population Modeling: integrated studies of agroecosystems*. Lewis publishers. Boca Raton, FL, pp 189-199.
- ⁴⁷ Samuels, W.B. 1983/1984. Calculations of seabird population recovery from potential oilspills in the Mid-Atlantic region of the United States. *Ecological Modelling* 21: 63-84.
- ⁴⁸ Murata, M., Iseki, N., Masunaga, S., and Nakanishi, J. 2003. Estimation of effects of dioxins and dioxin-like PCBs on wildlife population -a case study on common cormorant-. *Chemosphere*: in press.

-
- ⁴⁹ Lande, R. and Orzack, S.H. 1988. Extinction dynamics of age-structured populations in a fluctuating environment. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the USA* 85: 7418-7421.
- ⁵⁰ Skalski, J.R. and Smith, S.G. 1994. Risk assessment in avian toxicology using experimental and epidemiological approaches. In Kendall, R.J. and Lacher, T.E. eds. *Wildlife Toxicology and Population Modeling: integrated studies of agroecosystems*. Lewis publishers. Boca Raton, FL, USA, pp 467-488.
- ⁵¹ O'Neill, R.V., Gardner, R.H., Christensen, S.W., Van Winkle, W., Carney, J.H. and Mankin, J.B. 1981. Some effects of parameter uncertainty in density-independent and density-dependent Leslie models for fish populations. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 38: 91-100.
- ⁵² Akçakaya, H.R. and Ginzburg, L.R. 1991. Ecological risk analysis for single and multiple populations. In SEITZ, A. and Loeschcke, V. eds. *Species Conservation: A population-biological approach*. Birkhauser Verlag, Basel, pp 73-87.
- ⁵³ Ferson, S. 1993. RAMAS/stage: generalized stage-based modeling for population dynamics. Applied Biomathematics, Setauket, NY. USA.
- ⁵⁴ Akçakaya, H. R. 1997. Ecological risk analysis for the Marbled Murrelet: The sensitivity of viability to the parameters of the Zone-4 metapopulation model. <http://www.ramas.com/MM/z4.htm>.
- ⁵⁵ Munns, W.R., Black, D.E., Gleason, T.R., Salomon, K., Bengtson, D. and Gutjahr-Gobell, R. 1997. Evaluation of the effects of dioxin and PCBs on *Fundulus Heteroclitus* populations using a modeling approach. *Environmental Toxicology and Chemistry* 16: 1074-1081.
- ⁵⁶ Maltby, L., Kedwards, T.J., Forbes, V.E., Grasman, K., Kammenga, J.E., Munns Jr., W.R., Ringwood, A.H., Weis, J.S., and Wood, S.N. 2001. Linking individual-level responses and population-level consequences. In Baird, D.J. and Burton, G.A. eds *Ecological variability: separating natural from anthropogenic causes of ecosystem impairment*. Society of Environmental Toxicology and Chemistry (SETAC), Pensacola, FL, USA, pp 27-82.

第3章 カワウにおける過去回帰的・ 決定論的なダイオキシン類の影響評価

3.1 はじめに

本章では、ダイオキシン類のカワウ個体群への影響を決定論的 (deterministic) アプローチで過去回帰的 (retrospective) に推定した。決定論的というのは、平均値等の代表値を使って影響を点推定していることを指している。

カワウの個体数や繁殖状況、生残率等の観測データ、東京湾底質コアサンプルのダイオキシン類濃度の経年データ、カワウの近縁種ミミヒメウの卵中ダイオキシン類濃度と卵死亡率との関係といった様々な情報を組み合わせ、体系付けることにより、環境中のダイオキシン類がカワウ個体群に及ぼしている影響を定量的に推定した。個体群レベルの影響の尺度は、内的自然増加率と対象期間の延べ個体数の2種類で表した。それぞれ、ダイオキシン類曝露下と、曝露のない対照集団の値を推定し、比較することによってダイオキシン類の影響を評価した。

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^{1,2}。延べ個体数は、内的自然増加率の変化よりも直感的にわかりやすい指標として試算した。

本章での解析は、環境中の化学汚染物質が野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であるとともに、次章において、環境中のダイオキシン類の濃度や個体群の人口学的パラメータに確率性を付与する確率論的解析の骨格となっている。

3.2 対象個体群

1974～1986年における東京都台東区上野公園の不忍池のカワウを対象とした。第1章で挙げたカワウの選定理由のほか、以下の理由による。

不忍池のカワウ集団は1973年以降、個体数や繁殖状況などが詳細に調査されており^{3,4,5,6}、個体群生態学の理論が当てはめやすい。また、不忍池の集団は、1971～1980年

代中頃まで関東地方におけるカワウの唯一の集団繁殖地であったと報告されている^{6,7,8}。このことより、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、と判断した。

3.3 方法

3.3.1 推定方法の概要

ダイオキシン類の影響を評価するために、ダイオキシン類曝露下の個体群の内的自然増加率とその延べ個体数と同時に、曝露のない対照集団のそれらも推定する必要がある。実際に観測された個体数の推移は、ダイオキシン類曝露下のものであり、汚染のない状態でどうであったかは不明である。

そこで、図 3-1 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、それを対照集団の増殖率とみなして解析を行った。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みなす。この間の曝露レベル（カワウ卵中のダイオキシン類濃度）については、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井関らの結果を用いた⁹。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、すなわち対照集団の増殖率を逆算した。

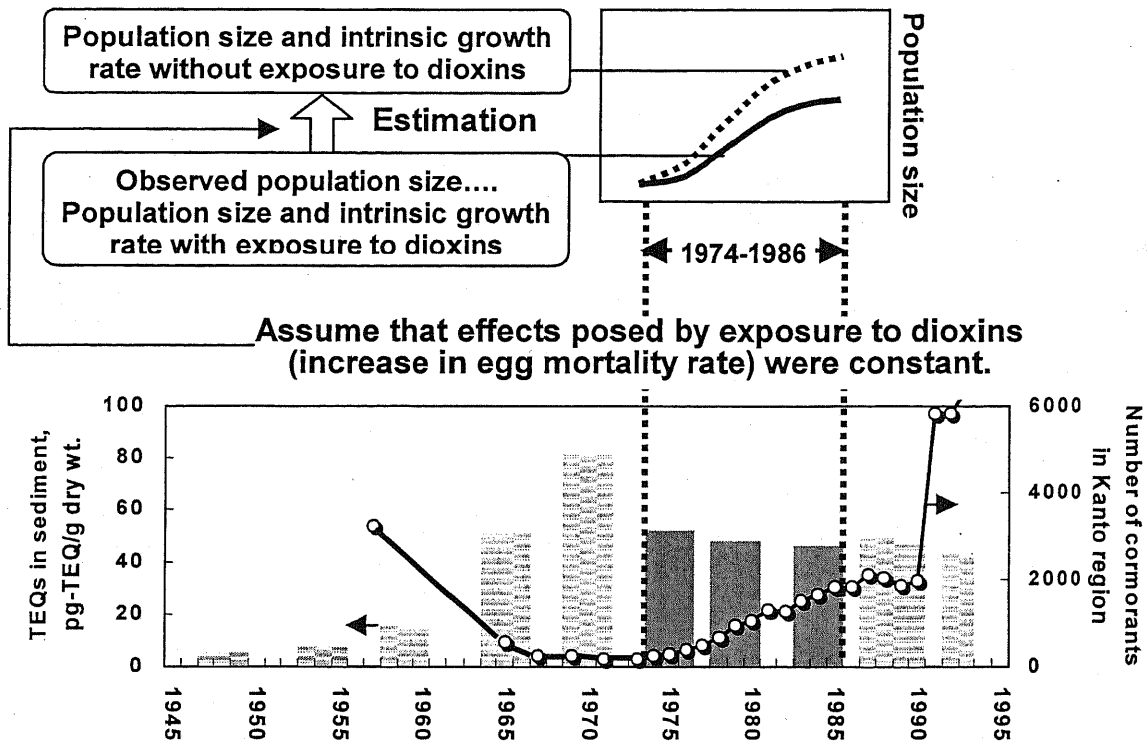


図 3-1 個体群レベルの影響推定方法の考え方および対象個体群の個体数の推移と底質コアサンプル中のダイオキシンレベル

※底質中濃度は文献¹⁰、カワウの個体数は文献^{6,7,8}より引用して作成。

3.3.2 使用した情報

本解析で使用した情報とその用途は以下の通りである。

関東地方におけるカワウの個体数の推移と地理的分布^{6,7,8}、東京湾底質コアサンプル中のダイオキシン類濃度¹⁰の情報は、概念モデルの構築の基礎となった。また前者のデータを使用して、ダイオキシン類曝露下の内的自然増加率と環境収容力を推定した。不忍池のカワウの生残率データ⁴を使って、齢別の生存率を推定した。齢別の繁殖成績のデータ⁵により、齢別の繁殖率を計算した。1974-1986年の期間のカワウ卵中ダイオキシン類の濃度の推定値⁹は、ダイオキシン類曝露が無いときの内的自然増加率を逆算する際に使用した。北米の五大湖のミミヒメウに関して報告されている卵中のTEQと卵死亡率の回帰式¹¹は、対象期間の卵死亡率の推定ならびに卵中TEQと内的自然増加率の関係を導くために使用した。

3.3.3 パラメータ推定

推定または引用したパラメータの一覧を表 3-1に示した。アポストロフィを付した記号はダイオキシン類曝露下のパラメータである。

表 3-1 推定または引用したパラメータ一覧

Description	Unit	With p-PAHs		Without p-PAHs	
		Symbol	Value	Symbol	Value
Intrinsic growth rate	year ⁻¹	r'	0.360	r	0.405
Carrying capacity	number	K'	958	K	1080
TEQs in egg during 1974-1986	pg-TEQ (WHO-bird)/g wet wt. basis	Ω	240*		0
Egg mortality rate during 1974-1986	%	α	21	ε	8.6
Maximum longevity	year	ω	17*	ω	17*
Fertility rate	—	f'_1	0.332	f_1	0.384
		f'_2	0.450	f_2	0.521
		f'_3	0.782	f_3	0.905
		$f'_{4-13}(=F')$	1.03	$f_{4-13}(=F)$	1.19
		f'_{14-17}	0*	f_{14-17}	0*
Survival rate	—	p_1	0.847	p_1	0.847
		p_{2-16}	0.864	p_{2-16}	0.864

* cited values

3.3.3.1 ダイオキシン類曝露下の人口学的パラメータ

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' を以下のように求めた。

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。個体数は式 3-1 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 (性比を 1 と仮定し、実測個体数の 1/2 とする) を表す。1974~1986 年の不忍池の個体数 $N(t)$, $N(t+1)$ (文献⁶, p. 66 の図 1 より読取) のデータセットを式 3-1 に代入し、一般化された回帰によりデータセットに最も適合する r と K を求めた。ソフトウェア Mathcad 2000 Professional を使い $r'=0.360$, $K'=958$ を得た。

$$\text{式 3-1} \quad N(t+1) = N(t) \cdot \exp[r(1 - N(t)/K)]$$

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巢の年間増殖率、オンタリオ湖で 1.402, スペリオル湖で 1.335 などの値¹²に近い。

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 $n(t)$ とすると、翌年 $t+1$ の年齢別の雌個体数 $n(t+1)$ は、式 3-2、式 3-3 のように表すことができる¹³。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、 ω は最高年齢である。 f'_ω は、 F を最も多産な年齢における繁殖率、 $R_{f'_i}$ 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 $f'_i = F \times R_{f'_i}$ から求めることができる。 $R_{f'_i}$ は Fukuda のデータをもとに推定した⁵（ただし年齢 4-13 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より推定した⁴。最高年齢 ω は Fukuda によった⁵。

$$\text{式 3-2} \quad \overrightarrow{n(t+1)} = M' \cdot \overrightarrow{n(t)}$$

$$\text{式 3-3} \quad \begin{bmatrix} N_{1,t+1} \\ N_{2,t+1} \\ \vdots \\ N_{\omega-1,t+1} \\ N_{\omega,t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f'_1 & f'_2 & \dots & f'_{\omega-1} & f'_\omega \\ p_1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & p_2 & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & 0 & 0 \\ 0 & \dots & 0 & p_{\omega-1} & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} N_{1,t} \\ N_{2,t} \\ \vdots \\ N_{\omega-1,t} \\ N_{\omega,t} \end{bmatrix}$$

3.3.3.2 ダイオキシン類曝露による卵死亡率

1974~1986 年のダイオキシン類曝露による卵中 TEQ 濃度は井関らによる推定値⁹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¹⁰から推定された卵中 TEQ 濃度はそれぞれ 270, 240, 210 WHO-TEQ(bird)pg/g wet wt. basis である⁹。本解析ではこの期間で一定であったと仮定してこれらの算術平均をとり、240 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 (*Phalacrocorax auritus*) について Tillitt らにより式 3-4¹⁴、Ludwig らにより式 3-5¹¹の回帰式が報告されている。

$$\text{式 3-4} \quad y = 0.067 \cdot x + 13.1 \quad (r^2 = 0.703)$$

$$\text{式 3-5} \quad y = 0.0502 \cdot x + 8.61 \quad (r^2 = 0.906)$$

x は卵中 TEQ (pg/g wet wt. basis)、 y は卵死亡率 (%) である。これらは北米の五大湖において汚染レベルの異なる複数のコロニーのフィールド調査結果から得られたもので、卵中 TEQ と卵死亡率はともにコロニー単位のデータである。また、卵中 TEQ は H4II E バイオアッセイによるものである。ここで、カワウにもこの関係があてはまると仮定する。本研究では、Ludwig らによる式 3-5 を計算に使用した。データが Tillitt らのものより新しいこと、サンプル数が多いこと、回帰式の定義域 x (卵中 TEQ) と値域 y (卵死亡率) の範囲が広いことである。Ludwig らの回帰式 3-5 に 1974~1986 年の卵中 TEQ 推定値 240 TEQ(bird)pg/g wet wt. basis を代入すると、この間の卵死亡率は 21% となった。

3.3.3.3 ダイオキシン類曝露無しの場合の人口学的パラメータ

3.3.3.1、3.3.3.2 で得られた値より、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にのみ影響し、産卵数、ヒナの生存率には影響しないと仮定すると、3.3.3.1 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 には式 3-6 の関係がある。

$$\text{式 3-6} \quad f_i = f'_i \times (100 - \varepsilon) / (100 - \alpha)$$

α は 3.3.3.2 で求めた曝露下の卵死亡率、 ε 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 ε は不明のため、ここでは ε は回帰式 3-5 の y 切片とした ($x = 0$ のときの y の値)。式 3-6 に 3.3.3.1 で得た f'_i 、3.3.3.2 で得た α を代入し、曝露の無い時の年齢別繁殖率 f_i を計算した。

年齢別生存率 p_i は曝露の有無で変わらないとすると、一行目の値に f_i をとる曝露の無い時の年齢別推移行列 M が得られる。 M の最大固有値 λ より曝露の無い時の内的自然増加率 r ($\ln \lambda$) が計算され、0.405 となった。

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。式 3-1 $M(t+1) = M(t) \exp[r(1 - M(t)/K)]$ は、 $r/K = \beta$ とおくと式 3-7 のように書き換えられる。 β は種内の競争係数で定数と考えられることから、式 3-7 の最右辺より、 r が変化する場合 r/β (すなわち K) は同じ割合で変化することになる¹⁵。この関係 ($r'/K' = r/K$) より、 K が求められる。

$$\text{式 3-7} \quad N(t+1) = N(t) \cdot \exp\left[r\left(1 - \frac{N(t)}{K}\right)\right] = N(t) \cdot \exp\left[r\left(1 - \frac{N(t)}{r/\beta}\right)\right]$$

3.3.4 個体群レベルの影響評価

3.3.4.1 ダイオキシン類曝露による内的自然増加率の変化

(1) 卵中 TEQ と内的自然増加率の関係

1974-1986年のダイオキシン類汚染レベルにおけるカワウ集団は、ダイオキシン類曝露の無い場合に較べて、内的自然増加率は、 $r'/r = 0.360/0.405 = 89\%$ に低下していたと推定されたことになる。

さらに、卵中 TEQ と内的自然増加率の関係を調べるために以下のような計算を行った。このような計算により、卵中 TEQ が x となるような曝露を受け続けている集団の内的自然増加率が推定できる（結果は図 3-2 卵中 TEQ と内的自然増加率の関係）。

- 式 3-6 $f_i = f'_i \times (100 - \varepsilon) / (100 - \alpha)$ の α に式 3-5 の y を代入。
- 行列 M の一行目の f に式 3-6 $f_i = f'_i \times (100 - \varepsilon) / (100 - \alpha)$ の f を代入。
- 卵中 TEQ である x にいくつかの値を入れ（例えば 100、200・・・）、そのときの M の最大固有値 λ より曝露 x のときの内的自然増加率 $r' = \ln \lambda$ を計算。

(2) 底質中 TEQ と内的自然増加率の関係

また、底質中 TEQ と内的自然増加率の関係を調べるために、以下のような計算を行った。まず底質中濃度から卵中 TEQ を計算し⁹、それから前項 (1) の方法で内的自然増加率を推定した。その際、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ため、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卵中 TEQ は同じにはならない。コンジェナー毎に生物底質濃縮係数や体内半減期が異なるためである。

そこで、Yao ら¹⁰による東京湾底質コアサンプル中のダイオキシン類濃度データのうち、3つの期間（1967-1972、1977-1981、1991-1993年）のコンジェナー組成比を使い、それぞれの場合で計算を行った。各々の期間は、底質中ダイオキシン類濃度が最も高かった時期、本解析（不忍池のカワウへの影響評価）の対象期間、コアサンプル中の最新の期間にそれぞれ相当する。

(1) と同様に底質中の TEQ がとる値を変化させ、その時の卵中 TEQ を計算後、内的自然増加率を計算した（結果は図 3-3 底質中 TEQ と内的自然増加率の関係）。

3.3.4.2 ダイオキシン類曝露による延べ個体数の変化

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。ここでは、観察された個体数 (N' とした) はそのように減少した結果であるとみなしている (図 3-1 参照)。

曝露のある場合の個体数は、式 3-1 $N(t+1) = N(t) \cdot \exp[r(1 - N(t)/K)]$ 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。一方、3.3.3.3で推定したコントロール集団の増殖率により、曝露の無い場合の個体数の推移を計算した。 $r = 0.404$, $K = 1070$ を式 3-1に代入し、初期値 $N(0) = 125$ は同じとした。125 というのは、観測個体数の半分であり、性比は1と仮定した。

3.4 結果

3.4.1 卵中 TEQ と内的自然増加率の関係

卵中 TEQ と内的自然増加率との関係を図 3-2に示した。卵中の TEQ が横軸に示す濃度となる曝露を受けつづける集団の内的自然増加率をプロットしたものである。縦軸は左に内的自然増加率、右に曝露の無い時の内的自然増加率 r との比 (r'/r) をとった。y切片は、ダイオキシン曝露が無いときの内的自然増加率に相当する。

これより、たとえば、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 TEQ(bird)pg/g wet basis では、内的自然増加率は曝露のないコントロール集団と比較して 89%に低下すると推定された。

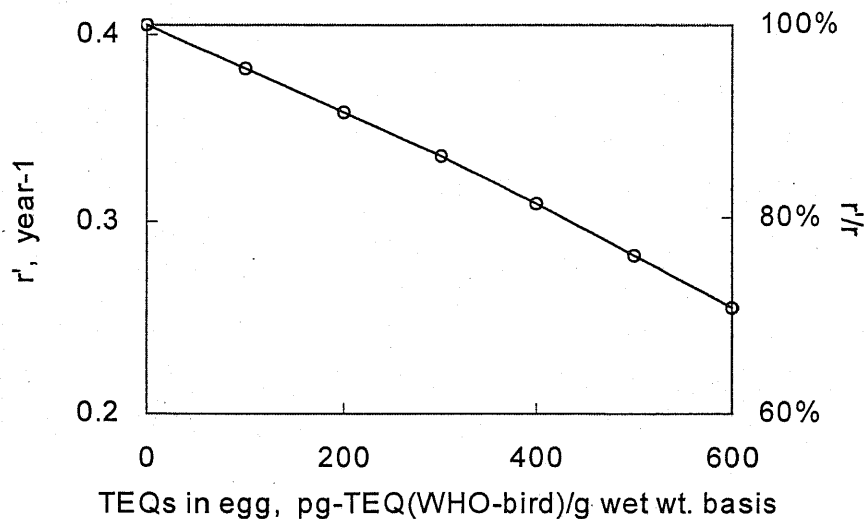


図 3-2 卵中 TEQ と内的自然増加率の関係

3.4.2 底質中 TEQ と内的自然増加率の関係

前節では横軸は卵中 TEQ だったが、環境中濃度として横軸に底質中 TEQ をとり、内的自然増加率との関係図を作成し、図 3-3 に示した。

これより、たとえば、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、内的自然増加率は曝露のないコントロール集団と比較しての約 91% に低下していたと推定された。

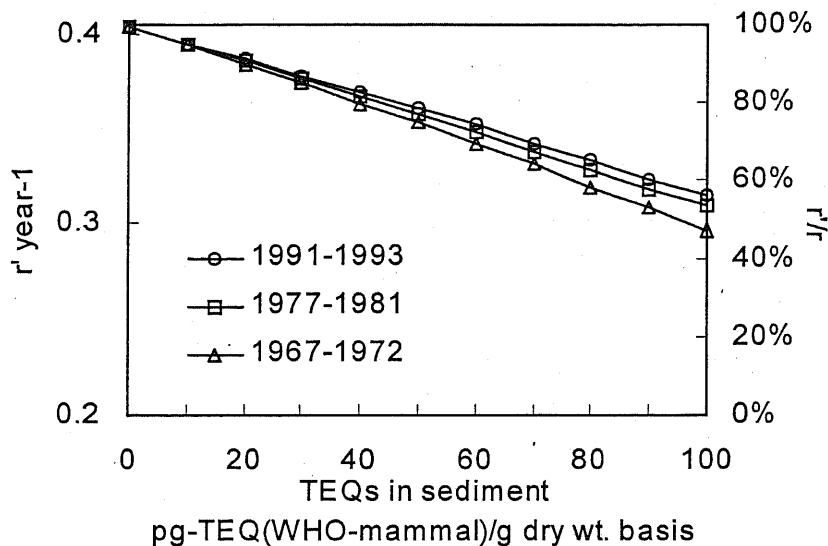


図 3-3 底質中 TEQ と内的自然増加率の関係

図 3-4 の 3 本の線は、前述したとおり、東京湾底質コアサンプル中のダイオキシン類濃度データのうち、3つの期間（1967-1972、1977-1981、1991-1993 年）のコンジェナー組成比を使い、それぞれの場合で計算を行った結果である。各々の期間は、底質中ダイオキシン類濃度が最も高かった時期、本解析（不忍池のカワウへの影響評価）の対象期間、コアサンプル中の最新の期間にそれぞれ相当する。

3.4.3 ダイオキシン類曝露による延べ個体数の変化

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延べ個体数の比を試算した。図 3-4 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。

N' (Δ のプロット), N (O のプロット) それぞれの時間積算値の比 ($\sum N'(t) / \sum N(t)$) 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 bassis) の曝露を受けつづける集団の個体数 (△のプロット) の時間積算値は、曝露なしの集団のそれ (○のプロット) の約 86%に低下していたと推定された。

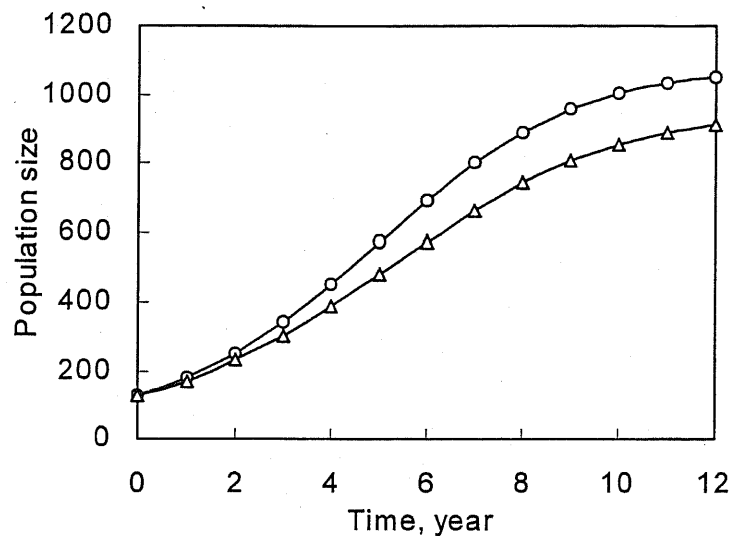


図 3-4 1974~1986 年の推定個体数推移 (○はコントロール集団の個体数、△は曝露集団の個体数)

3.5 考 察

3.5.1 内的自然増加率の推定方法について

本章における解析では、内的自然増加率を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た。内的自然増加率は集団の個体数や存続性に密接に関連しており、化学物質の個体群レベルの影響指標として重要なパラメータである^{1,2,16}。ECOFRAM^aの報告書においても、個体群レベルの影響のエンドポイントとして挙げられている¹⁷。

しかし、野生生物集団の内的自然増加率を推定するのは Nakamaru らが指摘しているように¹⁸、簡単ではない。さらに、化学物質の影響を評価するには曝露を受けていない対照集団の内的自然増加率も推定する必要がある。

^a Ecological Committee on FIFRA Risk Assessment Methods の略。FIFRA (Federal Insecticide, Fungicide, and Rodenticide Act ; 連邦殺虫剤殺菌剤殺鼠剤法) における農薬の駆除対象外生物に及ぼす悪影響の確率と大きさを予測する手法および手順を開発する目的で設置された組織。

化学物質の曝露を受けていない集団の内的自然増加率 r を推定する一つの方法は、汚染の少ない場所で個体数の少ない状態から増殖している集団のセンサスデータを使うことである。この方法により Sibly らはハイタカ個体群の内的自然増加率を推定している¹⁹。汚染の少ない場所において、個体群増殖率の個体数に対する回帰直線を取り、その y 切片を化学物質の影響の無いときの内的自然増加率としている。Nakmaru らは、セグロカモメの内的自然増加率を、対象地域の近くに新たにできた個体群の倍化時間を使って推定している¹⁸。

本研究のカワウの場合は、対象個体群は曝露を受けているとみなすのが妥当であり、さらに、関東地方で当時唯一の集団繁殖地の集団であった。そのため、汚染のない地域のセンサスデータを使う方法はとれない。以上のことから本研究では、3.3.1推定方法の概要で示したように、対照集団の内的自然増加率を対象期間 1974-1986 年間の推定曝露レベル (Ω で表す) を通じて逆算するという方法を提示した。推定曝露レベル Ω は対象期間で一定と仮定しており、卵中 TEQ 濃度で表現している。 Ω という曝露で r' という内的自然増加率を示す集団は、曝露を受けないときには内的自然増加率 r がどれほどになるか、という考え方である。

3.5.2 推定曝露レベル Ω の個体群レベル影響指標に対する

感度解析

汚染のない対照集団の内的自然増加率 r を推定曝露レベル Ω から逆算するという事は、 Ω の推定値によって個体群レベルの影響指標 r' や r'/r が左右されるということになる。そこで、 Ω の r' や r'/r 、さらに延べ個体数 $\Sigma N'$ やその比 $\Sigma N'/\Sigma N$ への感度解析を行った。

本解析で Ω の推定値は、3.3.3.2ダイオキシン類曝露による卵死亡率 で示したように 240 [pg-TEQ(bird)/g wet wt. basis] であった。それを基準として Ω を $\pm 25\%$ 、 $\pm 50\%$ 、 $\pm 100\%$ と増減させたときの r' と r'/r 、および $\Sigma N'$ と $\Sigma N'/\Sigma N$ の変化を調べた。

図 3-5a, b の 5 本の軌跡は、 Ω を変化させたときの r' (図 3-5a) と r'/r (図 3-5b) の変化を示す。図 3-5a の y 切片は、曝露が無いときの内的自然増加率 r を意味する。図 3-5a より、例えば Ω の推定値が 240 のとき、卵中濃度が 220 [pg-TEQ(bird)/g wet wt. basis] だった場合、 r' は 0.364 と計算される (横軸が 220 のときの軌跡—●—上)。 Ω の推定値が倍の 480 になると (+100%)、卵中濃度 220 のときの r' は 0.418 となり、 Ω が 240 のときより約 15% 大きく見積もられる (横軸が 220 のときの軌跡—△—上)。それに対して図 3-5b より、 Ω が 240 から 480 になったとき、卵中濃度 220 における r'/r は 90% から 91% と 1% しか変化しない。

同様に、図 3-7a, b の 5 本の軌跡は、 Ω を変化させたときの対象期間の延べ個体数 $\Sigma N'$ (図 3-7a) と延べ個体数の比 $\Sigma N'/\Sigma N$ (図 3-7a b) の変化を示す。図 3-7a の y 切片は、曝露が無いときの延べ個体数 ΣN に相当する。

図 3-6a, b より、例えば Ω の推定値が 240 から 480 に倍になったとき、卵中濃度が 220 [pg-TEQ(WHO-bird)/g wet wt. basis] だった場合、 $\Sigma N'$ は 7230 から 8680 に約 20% 変化するのに対して (横軸が 220 のときの軌跡—●—上)、 $\Sigma N'/\Sigma N$ は 87% から 88% へと 1% しか変化しない (横軸が 220 のときの軌跡—△—上)。

以上の感度解析により、 r'/r や $\Sigma N'/\Sigma N$ などの対照集団に対する曝露集団の比を個体群レベルの影響の指標とする場合は、推定曝露レベル Ω に大きく左右されないことが確認された。比をとる場合、分子と分母の両方に Ω が組み込まれているために Ω の効果が相殺されるためと考えられる。

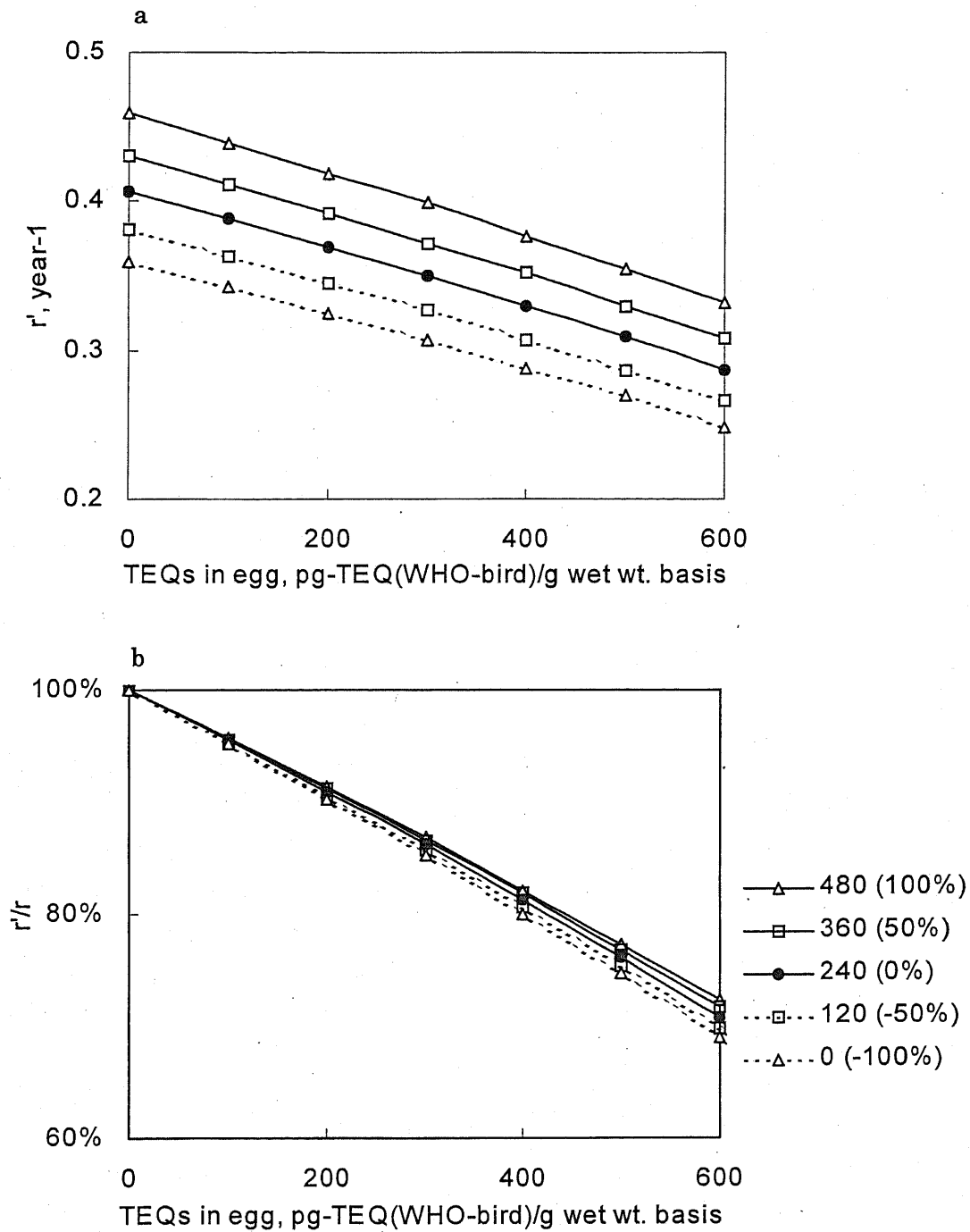


図 3-5 推定曝露レベル Ω の変化に伴う内的自然増加率 r とその比 r'/r の変化

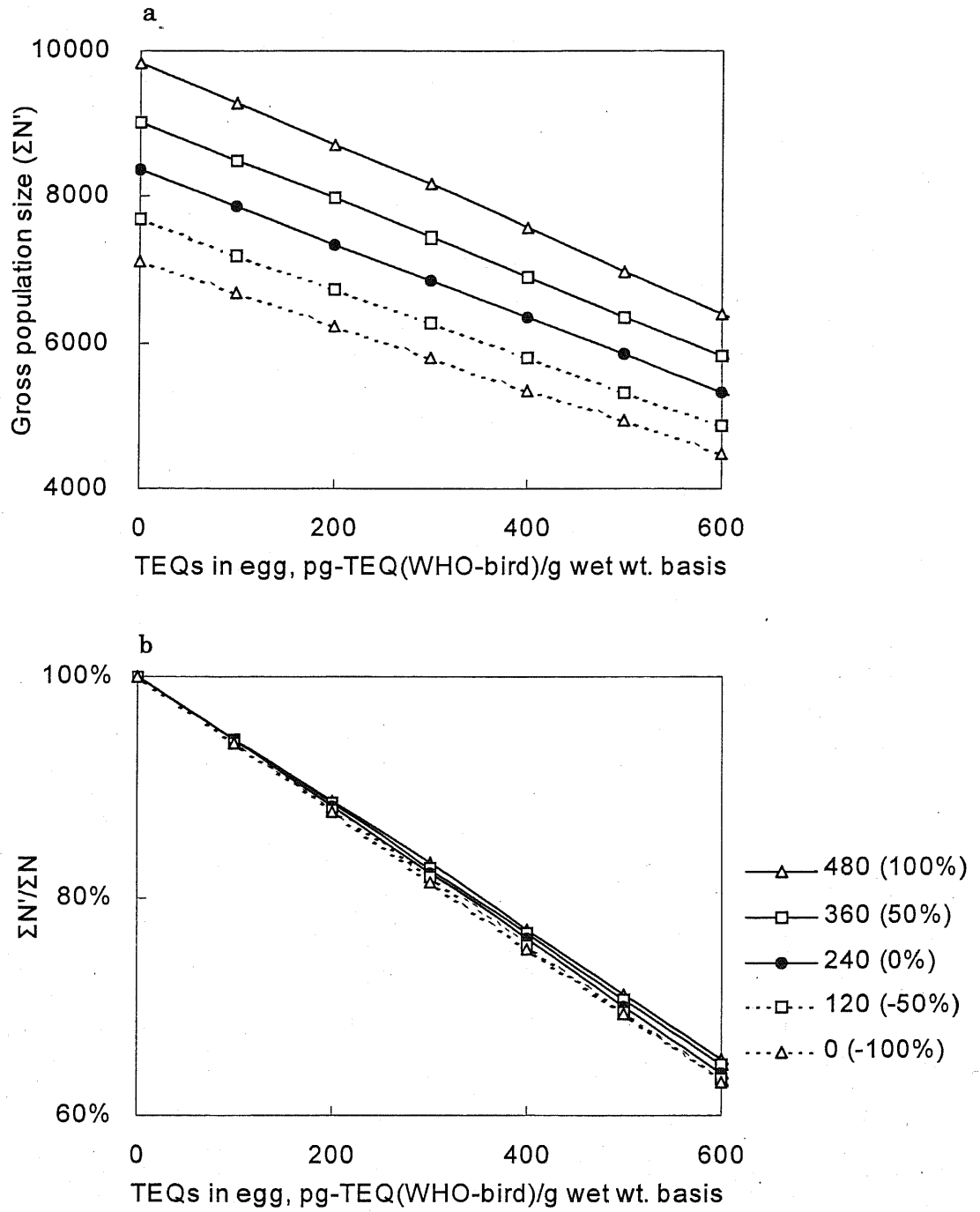


図 3-6 推定曝露レベル Ω の変化に伴う延べ個体数 $\Sigma N'$ とその比 $\Sigma N'/\Sigma N$ の変化

3.5.3 推定結果の解釈

本章における決定論的解析により、東京湾周辺のカワウは、ダイオキシン類への曝露による卵死亡率の上昇という単独の影響のみによっては、個体数の減少には至らなかったであろうと推定された。

関東地方におけるカワウは1970年代の初頭に170羽まで減少したと報告されている⁷。成末らは、個体数減少をもたらした主な要因に、東京湾岸の浅瀬や干潟、内陸の湿地が失われたことによる集団繁殖地や採餌場の喪失、水質汚濁による魚類の減少や透明度の低下による採餌効率の低下を挙げている⁷。福田らは、水辺環境が悪化する前の時期にカワウが大幅に減少した最大の原因として、無秩序な狩猟が考えられるとしている²⁰。1923～1946年の間、毎年全国で5000羽以上が狩猟されていたという²⁰。1949年以降は狩猟や駆除の記録がなくなったが、それに水辺環境の悪化が引き続き、そして1970年代初頭以降、個体数は急速に回復した。

この状況は、北米五大湖におけるミミヒメウの状況と類似している。Weselohらによれば、五大湖において1970年代初頭までに絶滅しかけたミミヒメウは、その後劇的に個体数が増加した¹²。また、デンマークやオランダ、ドイツ等の欧州におけるカワウの個体数の推移とも類似している²¹。

本解析によれば、ダイオキシン類の影響は東京湾周辺のカワウの個体数減少の一因となったであろうが、支配的要因ではなかったと推察された。なぜなら、底質中ダイオキシン類濃度が最も高かったとき(1967-1972)¹⁰の卵中濃度は井関によれば450 [pg-TEQ(bird)/g wet wt. basis] と推定されたが⁹、そのときの内的自然増加率は0.32と予測され、この値は個体数を回復するのに十分な大きさだからである。

3.6 まとめ

本解析は、日本におけるダイオキシン類曝露による野生生物への影響を個体群レベルで評価したはじめての試みである。

1974～1986年における上野不忍池のカワウを対象とし、東京湾底質中のダイオキシン類によるカワウ集団への個体群レベルの影響をいくつかの単純化した仮定のもとで定量的に推定した。

本章の解析により以下の結果が得られた。

1. 東京湾周辺のカワウ個体群の人口学的パラメータ（年齢別繁殖率、生存率、内的自然増加率）を推定した。
2. 1974～1986年のダイオキシン類の推定曝露レベルにおいて、カワウ集団が被っていた影響は、以下のように予測された。対照集団と比較して
 - ・内的自然増加率は89%に低下
 - ・延べ個体数は86%に低下
3. 対象期間およびそれ以前の汚染レベルの高かった時期においても、東京湾周辺のカワウは、ダイオキシン類への曝露による卵死亡率の上昇という単独の影響のみによっては、個体数の減少には至らなかったであろうと推定された。
4. 実在した集団の推定曝露レベルから、比較対照とするコントロール集団のパラメータを逆算する方法を提示した。
5. 推定曝露レベルの影響尺度への感度解析を実施した。曝露個体群と対照個体群の内的自然増加率や延べ個体数の絶対値ではなく、比を影響尺度とするならば、その尺度は推定曝露レベルに大きく左右されないことを確認した。

本章の解析は、平均的な値を使った決定論的推定であり、確率論的解析ではない。つまり、個体群を構成する個体はすべて同レベルの曝露を受け、影響を被る場合を想定した解析である。

曝露解析から確率論的解析を行うことによって、影響の大きさをその起こり得る確率とともに示すことができれば、リスク管理により有用な情報を提供できると考えられる。次章では、本章における個体レベルの影響を個体群レベルへ外挿する手法を踏まえつつ、確率論的リスク推定方法を適用し、ダイオキシン類の生態リスク評価の詳細化を図るものとする。

第3章の参考文献

- ¹ Forbes, V.E. and Calow, P. 1999. Is the per capita rate of increase a good measure of population-level effects in ecotoxicology? *Environmental Toxicology and Chemistry* 18: 1544-1556.
- ² Maltby, L., Kedwards, T.J., Forbes, V.E., Grasman, K., Kammenga, J.E., Munns Jr., W.R., Ringwood, A.H., Weis, J.S., and Wood, S.N. 2001. Linking individual-level responses and population-level consequences. In Baird, D.J. and Burton, G.A. eds *Ecological variability: separating natural from anthropogenic causes of ecosystem impairment*. Society of Environmental Toxicology and Chemistry (SETAC), Pensacola, FL, USA, pp 27-82.
- ³ 福田道雄. 1980. カワウの生活. *野鳥* 45: 679-684.
- ⁴ 福田道雄. 1981. カワウのコロニーの拡大と群の分散. *どうぶつと動物園* 33: 368-373.
- ⁵ Fukuda M. 1997. Relationships between age and breeding success of great cormorant *Phalacrocorax carbo hanedae* at Shinobazu Pond colony, Tokyo, Japan. *Suppl Ric Biol Selvaggina* 27: 439-443.
- ⁶ 東京都恩賜上野動物園. 1992. カワウ *Phalacrocorax carbo hanedae* の調査結果報告書. 東京.
- ⁷ 成末雅恵, 福田道雄, 福井和二, 金井裕. 1997. 関東地方におけるカワウの集団繁殖地の変遷. *Strix* 15: 95-108.
- ⁸ 石田朗, 松沢友紀, 亀田佳代子, 成末雅恵. 2000. 日本におけるカワウの増加と被害—地域別・問題別の概況と課題—. *Strix* 18: 1-28.
- ⁹ 井関直政. 2002. カワウにおけるダイオキシン類曝露と生存リスクに関する研究. 博士論文. 横浜国立大学.
- ¹⁰ Yao Y, Takada H, Masunaga S, Nakanishi J. 2000. PCDDs, PCDFs and co-PCBs in Tokyo Bay: Sources and contribution. *Organohalogen Compounds* 46: 491-494.
- ¹¹ Ludwig JP, Kurita-Matsuba H, Auman HJ, Ludwig ME, Summer CL, Giesy JP, Tillitt DE, Jones PD. 1996. Deformities, PCBs, and TCDD-equivalents in double-crested cormorants (*Phalacrocorax auritus*) and Caspian terns

-
- (*Hydroprogne caspia*) of the Upper Great Lakes 1986-1991: testing a cause-effect hypothesis. *Journal of Great Lakes Research* 22: 172-197.
- ¹² Weseloh, D.V., Ewins, P.J., Struger, J., Mineau, P., Bishop, C.A., Postupalsky, S. and Ludwig, J.P., 1995. Double-crested cormorants of the Great Lakes: changes in population size, breeding distribution and reproductive output between 1913 and 1991. *Colonial Waterbirds* 18 (Special Publication I), 48-59.
 - ¹³ Caswell, H., 2000. *Matrix Population Models*, second edition. Sinauer, Sunderland, MA, USA.
 - ¹⁴ Tillitt, D.E., Ankley, G.T., Giesy, J.P., Ludwig, J.P., Kurita-Matsuba, H., Weseloh, D.V., Ross, P.S., Bishop, C.A., Sileo, L., Stromborg, K.L., Larson, J. and Kubiak, T.J., 1992. Polychlorinated biphenyl residues and egg mortality in double-crested cormorants from the Great Lakes. *Environmental Toxicology and Chemistry* 11, 1281-1288.
 - ¹⁵ Hendriks, A.J. and Enserink, E.L., 1996. Modelling response of single-species populations to microcontaminants as a function of species size with examples for waterfleas (*Daphnia magna*) and cormorants (*Phalacrocorax carbo*). *Ecological Modelling* 88, 247-262.
 - ¹⁶ Walthall, W.K. and Stark, J., 1997. Comparison of two population-level ecotoxicological endpoints: the intrinsic (r_m) and instantaneous (r_i) rates of increase. *Environmental Toxicology and Chemistry* 16, 1068-1073.
 - ¹⁷ ECOFRAM, 1999. *ECOFRAM Terrestrial Draft Report: Ecological Committee on FIFRA Risk Assessment Methods (ECOFRAM)*.
 - ¹⁸ Nakamaru, N., Iwasa, Y. and Nakanishi, J. 2002. Extinction risk to herring gull populations from DDT exposure. *Environmental Toxicology and Chemistry* 21, 195-202.
 - ¹⁹ Sibly, R.M., Newton, I. and Walker, C.H., 2000. Effects of dieldrin on population growth rates of sparrowhawks 1963-1986. *Journal of Applied Ecology* 37: 540-546.
 - ²⁰ 福田道雄, 成末雅恵, 加藤七枝. 2002. 日本におけるカワウの生息状況の変遷. *日本鳥学会誌* 51: 4-11.

-
- ²¹ van Eerden, M.R. and Gregersen, J. 1995. Long-term changes in the Northwest European population of cormorants *Phalacrocorax carbo sinensis*. *Ardea* 83: 61-79.

第4章 カワウにおける確率論的な ダイオキシン類の生態リスク現況評価

4.1 はじめに

前章におけるダイオキシン類のカワウ個体群への影響評価は、平均値等を使った決定論的推定であったため、起こり得る確率については情報が得られなかった。そこで本章では、曝露や毒性への感受性に個体差を考慮する確率論的リスク評価に発展させた。また、前章では過去の影響を評価したのに対し、本章では現在の日本の汚染レベルにおけるリスクの定量化を意図した。

卵の死亡という個体レベルの影響を個体群レベルに外挿した前章での手法を踏まえ、カワウが環境中のダイオキシン類に魚食という経路で曝露し、曝露に応じて卵死亡率が上昇すると、将来の個体数にどのように影響するかを個体数減少リスクで表現した。曝露や毒性への感受性に確率分布を考慮する確率論的リスク評価手法と、保全生態学の分野で使われる個体群存続可能性分析を連結させて解析を行った。

4.2では、評価を行う地理的なスケール設定し対象とするコンジェナーを選定した。4.3問題の明確化では、環境中のダイオキシン類と個体群レベルのエンドポイントを結び付ける概念モデルを構築した。4.4曝露評価では、環境中のダイオキシン類の濃度からカワウ卵中濃度を予測した。4.5影響評価では、個体レベルのエンドポイントである卵の死亡に関して、卵のダイオキシン類に対する耐性の分布を推定した。4.6個体レベルのリスク評価では曝露評価、影響評価の結果を統合し、ダイオキシン類の曝露による卵の死亡リスクを推定した。4.7個体群レベルのリスク評価では、個体レベルの卵の死亡リスクが将来の個体数に及ぼす影響を、個体数減少リスクとして推定した。4.8感度解析では、曝露評価モデルと個体群動態モデルの感度解析を行った。

4.2 評価対象の場所とスケールおよび

対象コンジェナー

4.2.1 場所とスケール

東京湾周辺のカワウ個体群を対象とした。東京湾は日本において最も人間活動による影響を受けている内湾であり、また東京湾に接して日本におけるカワウの二大コロニーの一つが存在するためである¹。

1970年代初頭から1980年代半ばまで、関東地方におけるコロニーは不忍池のみであったが、その後コロニーは分散した。1990年代には不忍池のほか浜離宮庭園、江東区新砂貯木場などで営巣が報告されている²。

本解析では、東京湾周辺のカワウを一つの個体群とみなした。

4.2.2 対象コンジェナー

PCDDs, PCDFs と co-PCBs のうち、対象としたコンジェナーは15コンジェナーで、2,3,7,8-tetrachlorodibenzo-*p*-dioxin (TCDD), 1,2,3,7,8-pentachlorodibenzo-*p*-dioxin (PeCDD), 2,3,7,8-tetrachlorodibenzofuran (TCDF), 2,3,4,7,8-pentachlorodibenzofuran (PeCDF), 1,2,3,4,7,8-hexachlorodibenzofuran (HxCDF), 1,2,3,6,7,8-hexachlorodibenzofuran, 2,3,4,6,7,8-hexachlorodibenzofuran, 3,3',4,4'-tetrachlorobiphenyl (PCB 77), 3,4,4',5-tetrachlorobiphenyl (PCB 81), 3,3',4,4',5-pentachlorobiphenyl (PCB 126), 2,3,3',4,4'-pentachlorobiphenyl (PCB 105), 2,3',4,4',5-pentachlorobiphenyl (PCB 114), 2,3,4,4',5-pentachlorobiphenyl (PCB 118), 2,3,3',4,4',5-hexachlorobiphenyl (PCB 156), 2,3,3',4,4',5'-hexachlorobiphenyl (PCB 157)である。

これらの選定基準は、カワウ卵中の総TEQに占める各コンジェナーTEQの平均寄与率 (n=99) が0.2%を超えるものとした^{3,4}。この15コンジェナーの平均寄与率の総和は、総TEQの平均値の99.5%以上を占める。

図4-1にカワウ卵中のTEQに占めるコンジェナーの平均寄与率を示す。最も寄与の大きいコンジェナーは3,3',4,4',5-PCB (PCB126)の約45%であり、ノンオルソPCBの3コンジェナー (PCB 77, 81, 126) で全体の約67%を占める。

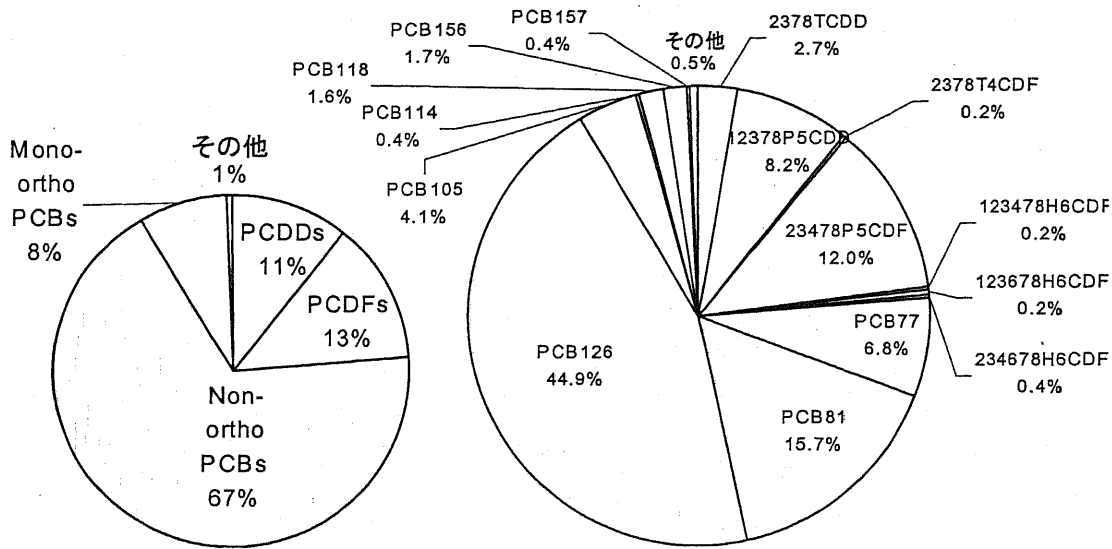


図 4-1 カワウ卵中 TEQ に占めるコンジェナーの寄与率

環境省 (n=90)³および井関 (n=9)⁴のデータをあわせた合計 99 卵のデータより計算、作成。

4.3 問題の明確化

ここでは、評価エンドポイントを明確化するとともに、環境中のダイオキシン類汚染と評価エンドポイントを関連付ける概念モデルを構築する。

4.3.1 評価エンドポイント

第 2 章における鳥類へのダイオキシン類の影響のレビューを踏まえ、個体レベルのエンドポイントは卵 (胚) の死亡とした。個体レベルのエンドポイントを外挿して得られる個体群レベルの評価エンドポイントは、現存個体数に対する 10 年後の個体数 20% 減少リスクとした。

個体群レベルの評価エンドポイントには、ほかにも絶滅、準絶滅などがある。しかし、カワウについては増殖能力が高くまた現存個体数も多いため、環境変動を極端に大きくしないかぎり、シミュレーションによって絶滅や準絶滅リスクを検出することができない^a。そのため、ここでは終端 (terminal) 個体群減少リスクを影響尺度とした。実際に

^a 自然界においては、災害や疫病等のカタストロフィが起り得るため絶滅リスクは 0 とはならない。ここのモデルにはカタストロフィは組み込んでいない。

は個体群レベルのリスクを準絶滅曲線で表現するため、ある期間後の任意の減少リスクが得られる。

リスク評価のエンドポイントとして “どうしても起こってほしくないこと” という観点からすれば絶滅や準絶滅のほうが相応しく、わかりやすいが、種を選ぶという意味で汎用性には欠ける面がある。

4.3.2 概念モデル

環境中のダイオキシン類が鳥類個体群の個体数に影響を及ぼす一連の流れを図 4-2 に示した。ダイオキシン類が魚食という曝露経路で鳥の体内に蓄積し、体内で卵に移行する。卵中のダイオキシン類濃度に応じて卵死亡率が増加し、それが将来の個体数を左右するという流れである。

概念モデルは多くの仮定に基づいている。仮定の多くは情報不足によるが、利用できる情報は最大限に組み込むとともに、根拠の薄い新たな仮定が少なくてすむモデルの構築を念頭においた。主な仮定は以下の通りである。

1. カワウのダイオキシン類への曝露経路は魚食のみとする。
2. 魚は東京湾や河川の底質中ダイオキシン類で汚染されている。
3. カワウは東京湾沿岸域と活動域内の河川で採餌する。
4. ダイオキシン類への曝露による影響は卵(胚)の死亡のみとする。
5. 卵の死亡率は卵中のダイオキシン類毒性等価量 TEQ に依存する。
6. 東京湾周辺の集団を一つの個体群とみなす。
7. 個体群に移入や移出はない。

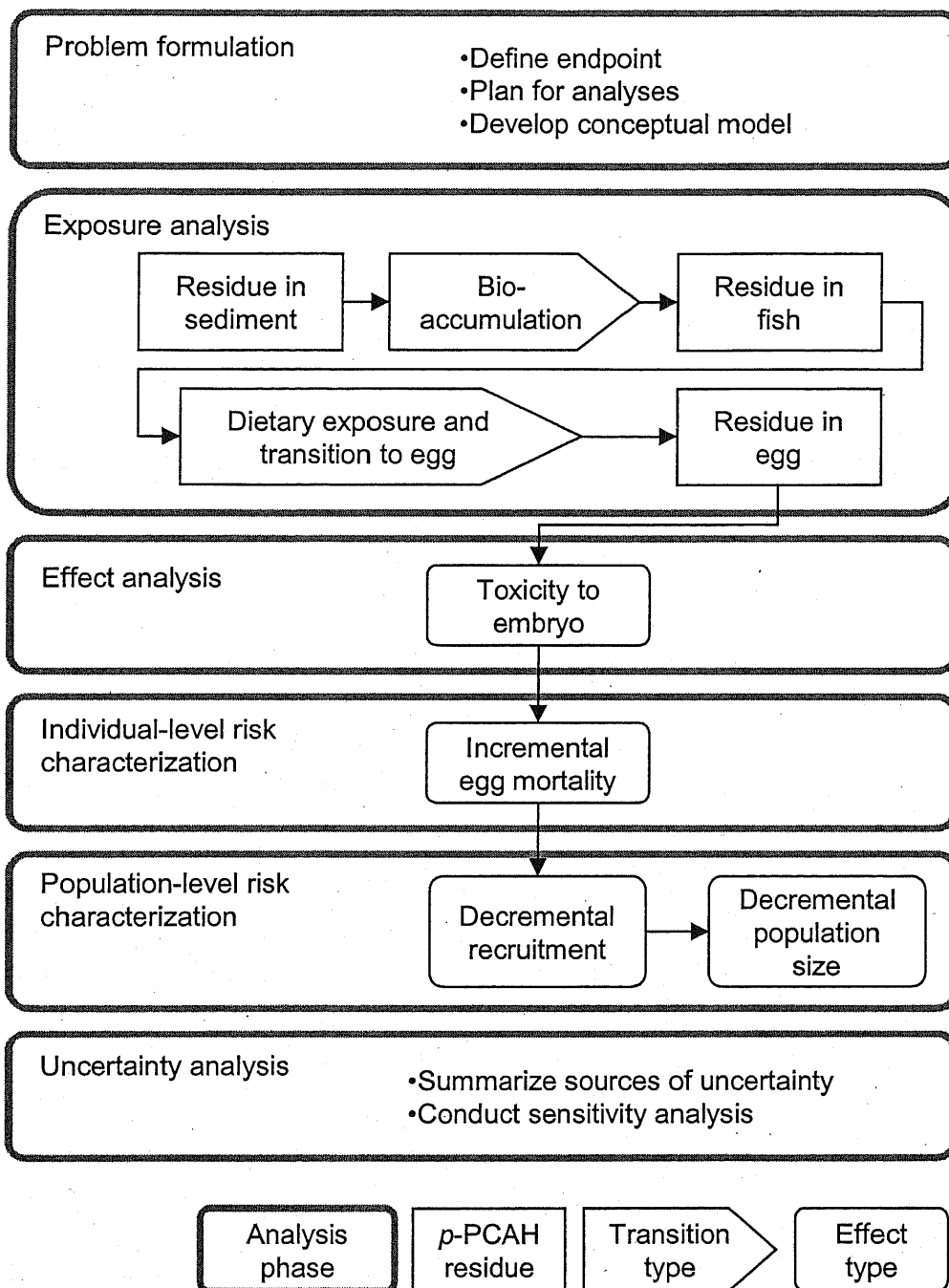


図 4-2 概念モデル

p-PCAH : planar-polychlorinated aromatic hydrocarbons. ダイオキシン類のこと。

4.4 曝露評価

曝露評価では環境（底質）中のダイオキシン類濃度からカワウの卵中ダイオキシン類濃度を予測する。曝露評価の結果は、卵中の TEQ で表した曝露の確率密度分布である。

4.4.1 曝露評価方法

カワウの卵中ダイオキシン類濃度を予測する曝露評価モデルは以下のとおりである。まず式 4-1でn個の底質中コンジェナープロファイルより、n匹の魚中濃度の平均値をコンジェナーごとに求める。次に式 4-2で魚中濃度の平均値に魚-カワウ卵の生物濃縮係数を乗じて卵中の濃度を求め、コンジェナーごとに求めた濃度を毒性等価係数 TEF で毒性等価量 TEQ に統合する。また、脂肪含有率を乗じて湿重量あたりに換算している。

$$\text{式 4-1} \quad C_{fish}^i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n C_{sed_j}^i \cdot BSAF^i$$

$$\text{式 4-2} \quad TEQ_{egg} = \sum_{i=1}^{15} C_{fish}^i \cdot BMF^i \cdot L_{egg} \cdot TEF_{bird}^i$$

- C_{fish}^i : コンジェナー i の n 匹の魚(脂肪)中濃度の平均値 (pg/g lipid weight basis)
- $C_{sed_j}^i$: 底質コンジェナープロファイル j のなかのコンジェナー i の底質(乾泥)中濃度 (pg/g sediment dry weight basis)
- $BSAF^i$: コンジェナー i の生物-底質濃縮係数 (biota-sediment accumulation factor)。魚中濃度 (脂肪当たり) / 底質中濃度 (乾泥当たり)
- TEQ_{egg} : 鳥類卵中のダイオキシン毒性等価量(WHO-bird) (pg TEQs/g egg wet weight basis)
- BMF^i : コンジェナー i の生物濃縮係数 (biomagnification factor)。鳥類の卵中濃度 (脂肪当たり) / 魚中濃度 (脂肪当たり)
- L_{egg} : 鳥の卵中脂肪含有率
- TEF_{bird}^i : コンジェナー i の鳥類の毒性等価係数(WHO-bird)⁵

式 4-1で魚の平均値を求めるのは以下の考え方に基づいた。BMF = C_{egg}^i / C_{fish}^i の分母である魚中のダイオキシン濃度は、卵へ物質が蓄積する産卵に先立つ前の期間の平均的な魚濃度とみなすのが妥当である。そのため、ここではニワトリにおいて卵黄が急速成長する期間 7~10 日を参考にし⁶、その間にカワウが食べる魚の個数として n=30 とした (採餌量が約 500g/日⁷の 7~10 日分)。なお、鳥において、食物経由の PCB はすみ

やかに鳥体内に吸収されて体内の各部位に脂肪含有率に応じて配分されること、また、PCB の体内濃度は渡りによる餌の変化や産卵によってすみやかに変化することが報告されている⁸。

これらの式の中で、 TEF_{bird} 以外のパラメータは確率分布で与えた。ソフトウェア Crystal Ball version 4.0 (Decisioneering, Inc. Denver, CO, USA) を使ってモンテカルロシミュレーションにより TEQ_{egg} の確率分布を求めた。シミュレーションの際、以下の情報を組み入れた。

対象地域のカワウは海の魚と川の魚の両方を食べているため、式 4-1 では底質中コンジェナープロファイルを海域のものと川のもの両方からサンプリングするようにした。海の魚と川の魚の比率は、カワウの羽根中の炭素の安定同位体比 C^{13}/C^{12} の分析報告値に基づいた。Mizutani らは不忍池のカワウの羽根 ($n=46$ 、1984~1989 年の期間) を分析し、炭素の安定同位体対比よりカワウの海域と陸域の資源への相対的な依存度を推定した⁹。ここでは Mizutani らの報文の Fig. 1 に基づき、下表のデータをシミュレーションに組み込んだ。

表 4-1 カワウの海起源の魚と川起源の魚への依存度

川への依存度	100%	82%	70%	58%	46%	34%	0%
海への依存度	0%	18%	30%	42%	54%	66%	100%
集団中の割合	17%	9%	4%	11%	13%	22%	24%

(Mizutani らの報文⁹の Fig. 1 に基づき計算)

例えば、集団の 24% は海の魚のみ、17% は川の魚のみを食べ、その他は様々な割合で両方の魚を採餌しているということになる。一つの TEQ_{egg} を計算するために 30 の底質中コンジェナープロファイルをサンプリングするが、その 30 の内訳に表 4-1 の依存度を用いた。具体的には、1~100 の整数の乱数を発生させ、1~17 が出れば河川データのプロファイル群から 30 サンプルし、18~26 では河川データから $30 \times 0.82 \div 25$ 、海域データから 5 つサンプリングするような計算シートを構築した。これを 10000 回反復計算し、1 万個の TEQ_{egg} を生成させた。

これにより、カワウ集団の採餌行動の空間分布について、海域と陸域という 2 種類の採餌場所への依存度については定量的なデータに基づき曝露シナリオに組み込まれたことになる。

また、シミュレーションの際にコンジェナー間の相関についても考慮した。魚や卵中のダイオキシン濃度は、コンジェナー間の相関が認められる。この傾向をシミュレーションに組み込むため、BSAF と BMF のコンジェナー間に相関を仮定した。BSAF のコンジェナー間の相関係数は、魚中濃度のモニタリングデータを用い、総 TEQ への寄与

率が最大の PCB 77 と各コンジェナー間の相関係数を求め、当てはめた。BMF のコンジェナー間の相関係数は、卵中濃度のモニタリングデータを用い、総 TEQ への寄与率が最大の PCB 126 と各コンジェナー間の相関係数を求め、当てはめた。

コンジェナー間に相関を仮定することの妥当性を確認するため、相関を仮定する場合としない場合でそれぞれシミュレーションを行い、結果を実測値と比較した。魚、卵の濃度とも、相関の有無によってコンジェナー別の濃度や総 TEQ への寄与率の平均値は実測値をおおむね再現するが、相関を仮定しない場合は濃度や寄与率のばらつきが大きく、相関を仮定することの妥当性が確認された。

底質中濃度から鳥の卵中濃度を予測するこのモデルの考え方は以下の通りである。底質はダイオキシン類の最終的な貯留場所と考えられる。そこから魚へ蓄積する経路は水、浮遊粒子状物質、底生生物やプランクトン、小魚等を介すると考えられる¹⁰。ここでは、モニタリングデータ等の情報量の多い底質中濃度と魚類中濃度データを活用するため、その濃度比の BSAF を使うことにした。例えば東京湾においては底質、水質、魚類について 1990 年よりモニタリング調査が行われているが、水中濃度は検出されないコンジェナーが多い。また、魚類以外の生物中のダイオキシン類濃度データは少ない。魚類中濃度を予測するモデルはいくつか提案されているが、多くのパラメータを使うこと、パラメータに関する情報が少ない場合、新たな仮定を加えていくことより不確実性が増大すること、魚類中の濃度予測が目的ではないことから、ここでは BSAF を使うのが妥当と考えた。

4.4.2 パラメータの推定

曝露評価で用いたパラメータを表 4-2 に示した。各々の求め方は以下の通りである。

4.4.2.1 ダイオキシン類の底質中濃度 C_{sed}

式 4-1 に示すように、底質中のダイオキシン濃度はコンジェナー組成の情報を保持するため、コンジェナープロファイルをセットで扱った。各コンジェナー濃度は互いにランダムな値をとるのではなく、場所によって固有の組成をもつためである。

東京湾周辺のカワウ卵中濃度予測のための底質中濃度は、東京湾沿岸および、関東地方（千葉県、茨城県、埼玉県、東京都、神奈川県）の河川のデータを用いた。東京湾底質については 1998~2000 年度のデータ^{11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20}で 26 サンプル、河川底質については 1999 年度のデータ¹⁴で 21 サンプルである。東京湾については、東京湾周辺のカワウの採餌場所が羽田から谷津にかけての沿岸という情報²¹に基づいて選定した。河川については、カワウの行動範囲がコロニーからおおよそ 20 数 km という情報²¹に基づき、コロニーから約 25km 以内の底質のモニタリング調査地点のデータとした。

この間のモニタリングデータは現在の東京湾周辺のダイオキシン類汚染を反映しているものとみなし、年度を区別せずに扱った。1998年度以前のモニタリングではコプラナーPCBが調査対象に含まれていないため、それ以降のデータとした。

ちなみに、東京湾の底質コアサンプルによるダイオキシン類の経年変化によれば、東京湾底質中のダイオキシン類濃度は、1990年代以降横ばいしないしわずかに減少傾向にあることが報告されている²² (3-3ページの図3-1参照)。

底質中濃度の統計量を表4-2に示した。

4.4.2.2 底質—魚間の生物濃縮係数 BSAF

コンジェナー別のBSAFの分布を得るため、ダイオキシン類の東京湾における魚中濃度^{23,24,25,26}と底質中濃度^{11,14,27,28}を使った(1996~2000年度)^a。魚と底質の両方が測定されている4つのモニタリング地点のデータを計算に用いた。東京都のモニタリング調査により、毎年一地点につき一つないし二つの底質中濃度と6~12検体の魚中濃度が測定されている。したがって、一地点一年ごとに、底質サンプル数×魚サンプル数のBSAFが計算できる。コンジェナーごとにBSAFの値をプールして頻度分布をつくり対数正規分布を当てはめて分布を決定した。15のコンジェナーのBSAFの幾何平均値(GM)と幾何標準偏差(GSD)を表4-2に示した。

BSAFを求めるのに使用した魚の種は、コノシロ(*Konosirus punctatus*) (n=50)、ボラ(*Mugil cephalus cephalus*) (n=50)、スズキ(*Lateolabrax japonicus*) (n=49)、マアナゴ(*Conger myruaster*) (n=4)、マハゼ(*Acanthogobius flavimanus*) (n=4)の5種である。これらはいずれも、東京湾周辺のカワウの餌として記録があるものである²⁹。

BSAFを左右する様々な要因、すなわち魚種、魚の成育段階や脂肪含有率、場所、底質の性状等が渾然となって、これらBSAFの分布を形成していると考えられる。したがって、この分布により、環境におけるBSAFの変動性(variability)を組み込んだものと解釈した。

4.4.2.3 魚—鳥の卵間の生物濃縮係数 BMF

コンジェナーごとの魚から鳥の卵への生物濃縮係数BMFの確率分布は、東京湾の魚中濃度と²³⁻²⁶、東京湾周辺のカワウ卵中の濃度^{3,4}を用いて計算した。

^a 底質中ダイオキシン濃度 Csed では1998-2000年のデータでBSAFでは1996-2000年のデータである理由は以下の通りである。前者ではコンジェナープロファイルの情報が得なかったため、対象コンジェナーに含まれる(コプラナーPCBsが測定対象となった)年度以降のデータを使った。後者BSAFではコンジェナー別の値を求めるため、コプラナーPCBsが測定されていないデータも使用した。ただし、1995年以前はダイオキシン類の検出限界値が高く、検出されないコンジェナーが多いため1996年度以降のデータを用いた。

BMF の分母である魚中のダイオキシン濃度については、個々の魚の濃度ではなく、産卵に先立つ期間にカワウが食べた魚の平均レベルを反映しているものとみなしたことから (p.4-6参照)、BMF の計算の前にコンジェナー別の魚濃度平均値の分布を以下のように求めた。

カワウは海と川の両方の魚を食べているため、東京湾の魚データ (n=97)^{23,24,25,26} と淡水魚のデータ (n=47)³⁰の両方を計算に使った。海の資源と陸の資源への依存度のデータより (表 4-1)、両餌場への平均依存度は海：川=53：47となる。この割合で海のサンプルと川サンプルから合計 30 サンプルをランダムサンプリングし、そのコンジェナーごとの濃度の平均値をモンテカルロシミュレーションで求め (10000 回)、対数正規分布をあてはめた。

一方、カワウ卵中のダイオキシン類濃度についてもコンジェナーごとに頻度分布を作成した。各確率または頻度分布よりランダムに値をサンプリングし、BMF (卵中濃度 / 魚中濃度) を 10000 個生成させた。得られた頻度分布に、Crystal Ball 4.0 により対数正規分布を適合させた。得られた BMF の確率分布を表 4-2 に示した。

4.4.2.4 卵中脂肪含有率 L_{egg}

99 個のカワウ卵の実測値^{3,4}に正規分布をあてはめ、平均 5.0、標準偏差 0.88%となった。

表 4-2 カワウの曝露解析に用いたパラメーター一覧

Symbol	C _{sed} in coast	C _{sed} in river	BSAF	BMF
Unit	pg/g sediment dry weight basis		unitless (lipid/dry)	unitless (lipid/lipid)
	GM±GSD	GM±GSD	GM±GSD	GM±GSD
2,3,7,8-TCDD	0.48±3.03	0.49±2.84	8.34±2.58	10.0±1.54
1,2,3,7,8-PeCDD	2.3±2.23	1.4±3.72	3.18±3.30	12.7±1.57
2,3,7,8-TCDF	5.5±1.89	2.1±4.56	5.18±2.16	0.18±1.98
2,3,4,7,8-PeCDF	5.9±1.97	3.6±4.54	3.76±2.44	9.70±1.50
1,2,3,4,7,8-HxCDF	12±2.04	5.3±4.86	0.19±2.62	13.8±1.66
1,2,3,6,7,8-HxCDF	8.5±2.09	4.9±4.31	0.28±2.44	11.0±1.49
2,3,4,6,7,8-HxCDF	12±2.51	7.5±4.53	0.58±3.59	6.65±1.64
PCB 77	560±2.74	88±13.3	8.76±2.55	0.70±1.97
PCB 81	20±2.60	5.2±15.4	11.6±2.70	14.8±1.79
PCB 126	18±3.43	6.4±6.44	24.0±2.22	20.4±1.81
PCB 105	950±2.59	210±8.62	40.3±2.88	17.4±1.90
PCB 114	67±2.50	11±8.92	50.4±2.94	14.4±2.08
PCB 118	3200±2.51	620±9.02	46.2±2.52	19.8±1.83
PCB 156	290±2.62	80±8.35	41.7±2.44	21.5±1.82
PCB 157	72±2.50	18±9.14	42.5±2.37	20.9±1.78

4.4.3 曝露評価の結果

モンテカルロシミュレーションを実施し、卵中 TEQ の確率分布を求めた。各パラメータに与えた確率分布より値を取得し、一回の試行で 30 の底質中ダイオキシンプロファイルをサンプリングし、卵中のダイオキシン類のコンジェナープロファイルが一つ生成される。毒性等価係数 TEF を使って卵中 TEQ に総括し、10000 個の TEQ の値を得た。TEQ の頻度分布に Crystal Ball 4.0 により対数正規分布を適合させ、幾何平均値 (GM) は 256 (pg TEQs/g egg)、幾何標準偏差 (GSD) は 1.76 となった。実測の 99 卵の幾何平均値は 178 (pg TEQs/g egg)、幾何標準偏差は 1.52 である。

図 4-3 に予測したカワウ卵中 TEQ 確率密度分布と、実測値 99 卵の頻度分布を示した。

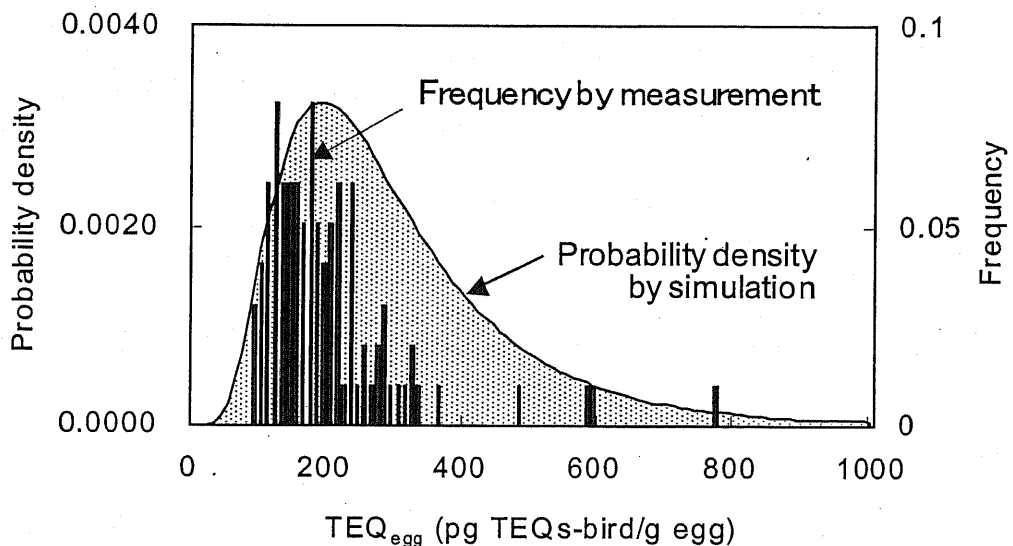


図 4-3 曝露評価結果 カワウ卵中 TEQ の確率分布

4.5 影響評価

影響評価では胚の死亡をエンドポイントにしている毒性試験のデータを用いて、カワウ卵のダイオキシン類に対する耐性の分布を推定する。影響評価の結果は、卵中の 2,3,7,8-TCDD 濃度で表した耐性の確率分布である。

耐性 (tolerance) という語は、そのレベル (ここでは卵中 TEQ) 以下では反応 (ここでは卵の死亡) が起こらず、そのレベル以上だと反応が起こるレベルのことを指して

いる³¹。閾値や感受性とも呼ばれる。耐性の分布は、各々異なる耐性をもつ個体から構成される集団を表現することになる。

プロビット解析のパラメータから集団の耐性分布を導く考え方を示す。

数グループに分けた生物に対し、段階的に量を増やして対象物質を投与する。各グループの死亡数を記録し、各投与群における死亡%から、それより一つ低い用量で死亡した生物の%を引いた値を縦軸に、投与量の対数を横軸に取ってプロットする(図 4-4)。つまり、縦軸の頻度は各用量で死亡した動物の%となり、曲線の下面積は累積頻度となる。これを属性的用量-反応曲線と呼び、プロットは正規分布を示す。曲線の頂点は分布の平均値で、生物の半数致死量(LD50)を表す³²。

プロビット変換は LD50 を 5 として、属性的用量-反応曲線の標準偏差 σ ごとに 1 ポイントを加減する。プロビット変換によって用量-反応曲線は直線となる。図 4-4 に示すように、この直線の傾き slope は $1/\sigma$ となっている。属性的用量-反応曲線の分布が尖っていると slope は大きくなり、逆に緩やかだと小さくなる。

属性的用量-反応曲線は、横軸の各用量で死亡する生物の%であり、言い替えると、個体の耐性あるいは閾値の分布ということができる。耐性というのは、個体が死亡しない最大用量ともいえる。プロビットモデルでは、耐性に対数正規分布を仮定していることになる。

そこで、属性的用量-反応曲線を正規化してみると、以下のように表せる。

$$\text{式 4-3} \quad Z = \frac{\log(\text{tolerance}) - \log(\text{LD50})}{\sigma} = \frac{\log(\text{tolerance}) - \log(\text{LD50})}{1/\text{slope}}$$

- Z : 標準正規分布 N(0,1)
- tolerance : 個体の耐性
- LD50 : 半数致死量
- σ : 属性的用量-反応曲線の標準偏差
- slope : プロビット解析の直線の傾き

式 4-3 を変形すると、耐性の分布は次のように表すことができる。

$$\text{式 4-4} \quad \text{tolerance} = \text{LD50} \cdot 10^{Z/\text{slope}}$$

これより、LD50 (本研究では LC50) と slope の値が得られれば、標準正規分布の乱数を使って個体の耐性をランダムに生成させることができる³³。

ここでは、LC50 と slope はカワウの近縁種ミミヒメウ (*Phalacrocorax auritus*) の卵に 2,3,7,8-TCDD を注入した毒性試験のデータ³⁴を使って求めた。Powell らの報告³⁴に記載されている元データを使って Litchfield-Wilcoxon の方法に従い算出した。その

際、ブランクデータは Abbott の式で補正した³⁵。LC50 は 3.7 ($\mu\text{g}/\text{kg}$)、slope は 1.06 となった。これらの値と式 4-3 より、耐性は対数正規分布となり、GM=3.7 ($\mu\text{g}/\text{kg}$)、GSD=8.78 [=10^{^(1/slope)}]となった³⁶。

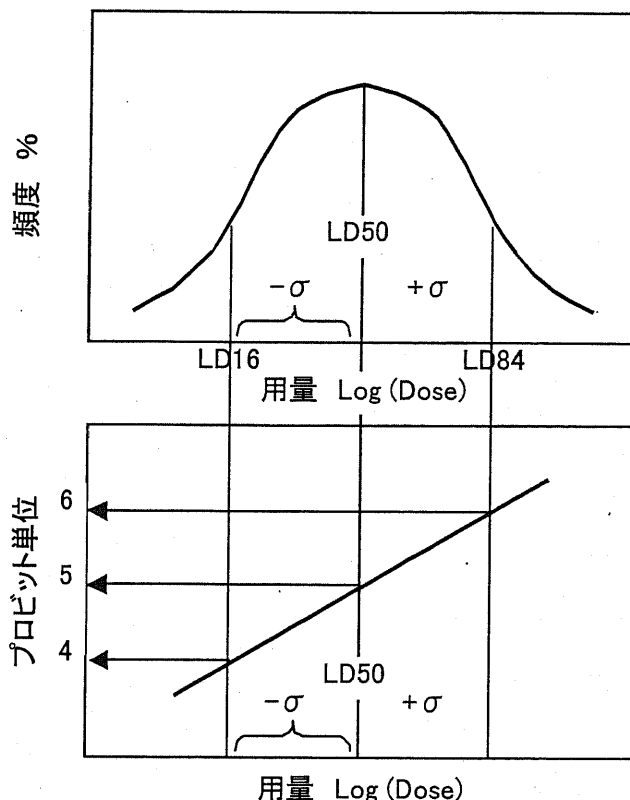


図 4-4 属性的用量-反応曲線

4.6 個体レベルのリスク評価

個体レベルのリスク評価では、曝露評価の結果と影響評価で選定した毒性データを統合し、卵の死亡リスクを推定する。

ここで、耐性の定義から、曝露 TEQ_{egg} が耐性 tolerance を超えたらその卵は死亡し、超えなければ生き残るとみなす。集団で考えると、式 4-4 で表される耐性分布をもった集団が、図 4-3 のような確率分布の曝露を被る。そのなかで、ある耐性をもった個体がそれを超える曝露を受けたとき、死亡するという考え方である。したがって、卵の死亡リスク α は以下の式で表すことができる。

$$\text{式 4-5} \quad \alpha = \int a(x) \cdot B(x) dx$$

- a(x) : 曝露評価結果である TEQ_{egg} の確率密度分布。GM=0.256 (μ g/kg egg), GSD=1.76 の対数正規分布
- B(x) : 影響評価結果である耐性の累積分布。GM=3.7 (μ g/kg egg), GSD=8.78 の対数正規分布の累積分布

式 4-5において $a(x)dx$ は卵中 TEQ が x である確率で、 $B(x)$ は卵の耐性が x 以下である確率、すなわち卵中 TEQ が x 以下で死亡する確率である。その積 $a(x)B(x)dx$ は卵中 TEQ が x のときに卵が死亡する確率となる。それを全濃度区にわたって積分することにより、卵の死亡リスクを求めていることになる。

結果は 11.7% となった。これは、東京湾周辺で海の魚と川の魚を採餌しているカワウ集団が、その魚中のダイオキシン類への曝露によって被っていると推定された現況汚染レベルにおける卵死亡リスクである。

99 個の卵中 TEQ の実測に対数正規分布をあてはめて求めた卵の死亡リスクは、ダイオキシン類濃度の実測値がある。そこで、99 個の卵中 TEQ の分布を使って卵の死亡リスクも求めた。結果は 8.5% となった。

なお、2000 年に東京湾周辺のコロニーで採集されたカワウ卵の人工孵化実験によれば、孵化率は 85% (82 卵中 70 卵が孵化) であったと報告されている³。この卵の死亡率の 15% は、ダイオキシン類による死亡とそれ以外の死亡が合わさったものと解釈できる。推定死亡リスクの 12% は $8.5\% < 12\% < 15\%$ であり、おおむね過小評価でも過大評価でもないと考えられた。

4.7 個体群レベルのリスク評価

個体群レベルのリスク評価では、個体レベルのリスク評価結果を個体群存続可能性分析 (Population Viability Analysis) に組み込み、将来の個体数の増減を推定した。ダイオキシン類へ曝露している集団と曝露の無い対照集団の二通りのシミュレーションを実施し、比較した。個体群レベルのリスク評価結果は、一定期間での個体数減少リスクで表現した。

4.7.1 方法

4.7.1.1 確率的齡構成行列モデル

(1) モデル式

式 4-6~式 4-9に示す確率的齡構成行列モデルを適用した。ここでは4歳以上を一括りで扱った。このモデルでは、齡別の生活史パラメータ（繁殖率と生存率）を用い、各パラメータに毒性影響を反映させることができる^{37,38}。また、人口学のおよび環境の確率性や、密度依存性も組み込むことができる³⁹。このモデルは雌のみを対象とする。

式 4-6の右辺に齡別の初期個体数のベクトルを与えると、翌年の個体数が計算される。それをまた右辺に代入するということを繰り返して、任意の年数の個体数変遷を計算することができる。

確率性を組み込んだモデルでは、射影行列 A の要素は毎年一定の値ではなく、指定した確率分布に従って確率変動をする。確率性は、ここでは式 4-9に示すように各生活史パラメータに組み込んだ。これにより、毎年（計算ステップごとに）繁殖力や生存率が変化し、個体数も変動することになる。

本解析における確率性は、 Z という一つの確率変数によって生起される。この確率性では、すべての齡の出産率と生存率は同時に、それぞれの変動係数に応じて変動する。つまり、気候が良く餌にも恵まれるなどの条件の良い年にはすべての齡の繁殖成績や生存率が同時に良く、逆に悪い年には皆条件が悪い、という考え方である。このように行列要素のパラメータが同期する確率性の組み込み方では、リスクが高い（安全側）に推定されることが報告されている⁴⁰。この確率性は、予測不能な環境の変化に依存して出産率や生存率が変化するという形になっており、環境変動（environmental variability）とすることができる。

$$\text{式 4-6} \quad \begin{bmatrix} n_{1,t+1} \\ n_{2,t+1} \\ n_{3,t+1} \\ n_{4\leq,t+1} \end{bmatrix} = g(N_t) \begin{bmatrix} f_1 & f_2 & f_3 & f_{4\leq} \\ p_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & p_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & p_3 & p_{4\leq} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{1,t} \\ n_{2,t} \\ n_{3,t} \\ n_{4\leq,t} \end{bmatrix}$$

$$\text{式 4-7} \quad \bar{n}_{t+1} = g(N_t) \cdot A \cdot \bar{n}$$

$$\text{式 4-8} \quad g(N_t) = e^{-\frac{r}{K}N_t}$$

$$\text{式 4-9} \quad f_i = m_i(1 + CV_m \cdot Z) \times p_0(1 + CV_{p_0} \cdot Z)$$

$$\text{式 4-10} \quad f_i = p_i(1 + CV_{p_i} \cdot Z) \quad (i \geq 1)$$

$n_{i,t}$: t年における i 歳の個体数
$g(Nt)$: 密度依存の関数
Nt	: t年における総個体数。すなわち $Nt = \sum n_{i,t}$
f_i	: 齢別の繁殖率 (fecundity)。i 歳のメス 1 個体当たりにもまれるヒナのうち、次期 (この場合翌年) のセンサスまで生き残るメスのヒナの数
p_i	: 齢別の生存率。i 歳の雌が i+1 歳まで生き残る確率
A	: 齢構成射影行列
r	: 内的自然増加率。行列 A の最大固有値を λ とすると $r = \ln \lambda$
K	: 環境収容力。ここではメスの個体数で表す。
m_i	: 齢別の産子数 (fertility)。ここでは i 歳のメス 1 個体当たりのメスの巣立ちヒナの数とする。すなわち $f_i = m_i \cdot p_0$
p_0	: 巣立ちから翌年のセンサスまでの生存率
CV	: 生活史パラメータの変動係数
Z	: 標準正規分布 (平均 0、標準偏差 1) からの乱数

(2) ダイオキシン類の影響の組み入れ方法

ダイオキシン類の影響を評価するため、二通りの齢構成射影行列を組み立てた。一つはダイオキシン類への曝露の無い対照個体群の行列、一つは曝露個体群のものである。それぞれの行列で射影される個体数を比較することにより、ダイオキシン類の影響を評価した。

以後、曝露個体群に関するパラメータにはアポストロフィを付す。

ダイオキシン類の影響は卵の死亡率にのみ影響を与えると仮定する。すると曝露個体群の出産率 (巣立ちヒナ数) m' は、ダイオキシン類曝露による死亡率を α とすると、次式で表される。

$$\text{式 4-11 } m' = m(1 - \alpha)$$

これは、以下のように導出される。ダイオキシン類は産卵数 M と孵化から巣立ちまでのヒナの生存率 p_{00} に影響を与えないと仮定する。卵のバックグラウンドの死亡率を ε とすると、バックグラウンドの死亡要因とダイオキシン類による死亡要因は互いに独立に作用すると考えられるため、曝露個体群の卵死亡率は $\varepsilon + \alpha(1 - \varepsilon)$ と表すことができる⁴¹。すると巣立ちヒナの数、すなわち m はそれぞれ表 4-3 の最下段のように表され、両辺の比をとって式 4-11 が導かれる。

表 4-3 対照個体群と曝露個体群の繁殖パラメータの関係

	対照個体群	曝露個体群
産卵数	M	
卵死亡率	ε	$\varepsilon + \alpha(1 - \varepsilon)$
孵化率	$1 - \varepsilon$	$(1 - \varepsilon)(1 - \alpha)$
孵化から巣立ちまでの生存率	p_{00}	
巣立ちヒナ数	$m = M(1 - \varepsilon)p_{00}$	$m' = M(1 - \varepsilon)(1 - \alpha)p_{00}$

(3) 密度依存性

密度依存性はロジスティック型（あるいはリッカー型、共倒れ競争型）と仮定した。すなわち、密度依存性の強さは r/K で表される。ここでは、すべての齢の生存率に同じ大きさの密度依存効果が及ぶと仮定した。

これは、離散型ロジスティック方程式を行列で表現したもので、行列モデルへの密度依存性の組み込み方としては、もっともシンプルな方法である^{39, 42, 43}。

集団に年齢構成を考えない場合（あるいは安定年齢分布である場合）、式 4-6~式 4-8は以下のように離散型ロジスティック方程式に置き換えられる。射影行列 A をその最大固有値 $\lambda = e^r$ で書き換えると、次式のようになる。

$$\text{式 4-12} \quad N_{t+1} = e^{-\frac{r}{K}N_t} \cdot e^r \cdot N_t = e^{r(1-\frac{N_t}{K})} \cdot N_t$$

ここで、化学物質の毒性影響により個体群増殖率が q だけ低下すると考える。すると、式 4-12は、

$$\text{式 4-13} \quad \frac{N_{t+1}}{N_t} = \exp\left[\left\{r\left(1 - \frac{N_t}{K}\right)\right\} - q\right] = \exp\left\{r'\left(1 - \frac{N_t}{K'}\right)\right\}$$

となる。 $r' = r - q$ 、 $K' = (r - q)K / r$ であり、 $r' / r = K' / K$ となる。すなわち、化学物質の影響は内的自然増加率 r と環境収容力 K を同じ割合で低下させると考えられる。これは、Hakoyama らが微分型のロジスティック方程式で示した関係^{44, 45}の離散型の表現となっている。

個体群の増殖率が低下すると、環境収容力が低下するというのは、密度依存性の大きさ $\beta = r/K$ （あるいは種内競争係数）が定数と考えることによっても導かれる（p.3-6参照）。Hendriks と Enserink は⁴⁶、化学物質の毒性によって増殖率と環境収容力（平衡個体数）が同じ割合で低下するというこの仮説を検証するため、藻、ミジンコそして魚に関して報告されているデータを用い、化学物質の濃度と平衡個体数の関係を調べ

た。その結果、化学物質濃度が平衡個体数に及ぼす関係は、増殖率に及ぼすのと類似したカーブを描き、仮説を支持する傾向を示した。ただし、野外においてこのような関係は必ずしも見出されておらず、その理由の一つに考えられるのは、汚染に対する耐性の獲得によると述べている。

本解析では、この関係 ($r'/r = K'/K$ あるいは $r/K = r'/K'$) を仮定した。すなわち曝露の有無で密度依存効果の大きさは変わらないと仮定した。

4.7.1.2 個体数減少リスクの求め方

個体群レベルの影響指標とした個体数減少リスクは以下のように求めた。ここでは、10年間ににおける20%減少リスクを評価指標とした。

1. ダイオキシン類による影響の有無で二通りの行列を組み立てる。
2. 初期個体数、計算期間を決める。
3. 式 4-6に初期個体数を与え、ダイオキシン類の影響有りとなしとの行列でそれぞれ、10000回のシミュレーションを行う。つまり、毎年個体数の変動を伴った、ある期間の個体数遷移の軌跡をそれぞれ10000回反復計算する(図 4-5)。
4. 計算期間の最後に、個体数が初期個体数の何%増減したかを計測する。
5. 初期個体数に対する増減割合の頻度分布を求め、累積確率のグラフにする(図 4-6参照)。

ここで個体数が20%以上減少するリスクを評価のエンドポイントとしたのは、変動の大きい実環境において影響を有意に観察できる個体数(あるいは生物量)の変動が20%程度であると報告されている⁴⁷ことに基づいた。また、米国のNPDES(National Pollution Discharge Elimination System)では、水質に関連する施策を講じる場合、生態学的パラメータの20%減少を評価基準として採用することを提案している⁴⁸。さらに、レッドデータブックのカテゴリ一定義⁴⁹において、絶滅危惧II類の定量的要件のひとつが「最近10年間もしくは3世代のどちらか長い期間を通じて、20%以上の減少があったと推定される(あると予測される)」であることとも共通する。

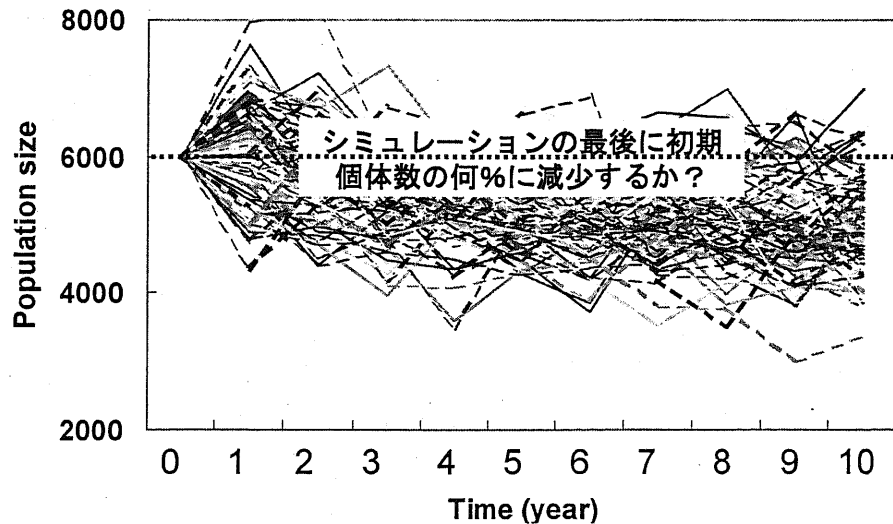


図 4-5 個体群シミュレーションの例

4.7.1.3 パラメータの推定

表 4-4に引用または推定したパラメータの一覧を示した。以下、順に解説を加える。

(1) 内的自然増加率 (Intrinsic growth rate of natural increase)

個体群が低密度で密度効果が働いていないときに示す、集団がもつ最大の増殖率である。年齢構成射影行列の最大固有値（期間増殖率）の自然対数である⁵⁰。

ここでは、対照個体群の内的自然増加率 r は 1970~80 年代に不忍池のコロニーにおいて観測された個体数の年次変化⁵¹を離散型ロジスティック方程式に当てはめて求めた最尤推定量とした (p.3-4参照)。

対照個体群はダイオキシン類の影響がないときを想定しているが、1970~80 年代のカワウはダイオキシン類の曝露下にあつて、その影響で増殖率は低下していた考えられる。基準とする内的自然増加率 r の絶対値によって、その値を元に算出する曝露下の内的自然増加率 r' は値が変わってくる。しかし、第 3 章の考察で検討したように、曝露による影響を r との比 r'/r で測るならば、 r の絶対値にはほとんど左右されないことがわかった (p.3-11参照)。以上より、ここでは上記の推定値を対照個体群の r に適用することにした。

一方、曝露個体群の内的自然増加率は、対照個体群の射影行列一行目の要素すべてに (1 - ダイオキシン類による卵死亡率) が掛かる行列の、最大固有値の自然対数として求められる。

(2) 環境収容力 (Carrying capacity)

環境収容力とは、一つの個体群を支える環境の容量を、支えられる個体の数を単位として表すものである。環境収容力は一つの抽象概念であり、ある特定の個体群と環境との相互作用を大雑把に要約するものである⁵²。

環境収容力を個体数の年次観測値から推定するには、密度依存性によって規定される個体群の長期的な平均サイズを測るか、密度依存性モデルのパラメータ推定によることになる。

ここでは、現在の東京湾周辺の個体群を想定していることから、近年 (1987-1997) の個体数推移のデータ⁵³を使って^a環境収容力を推定した。個体数データを離散型ロジスティック方程式に当てはめるパラメータ推定によった。

なお、(1)の r とここで推定した K によって密度依存性の大きさ r/K が求められたことになる。

(3) 初期個体数 (Initial population size)

対照個体群、曝露個体群とも初期個体数は、6000 (=対照個体群の環境収容力) とした。これは、現況のカワウ集団を、平衡個体数付近で変動しているとみなしたことになる。

(4) ダイオキシン類曝露による卵死亡率 (Egg mortality rate induced by dioxins)

これは4.6個体レベルのリスク評価により推定した値である。カワウについては卵死亡率の推定を曝露分布が推定によるものと卵中濃度の実測によるものの二通りで行ったが、両者とも使用した。

(5) 出産率 (Fertility rate)

第3章で推定した値を用いた (p.3-4の表 3-1 推定または引用したパラメータ一覧参照。ただし、 $f = m \times p_0$)。

(6) 生活史パラメータの変動係数 (Coefficient of variation in vital rates)

出産率 (ここでは巣立ちヒナの数) の年変動の大きさ CV_m は、ある集団の平均巣立ちヒナ数のセンサスデータがあれば推定できるが、適当なデータがなかったため、ここでは、次に記す初年生存率の変動係数と同じとした。また歳に依存しないと仮定した。

^a 第3章では1974-1986年のデータを使い、本章では1987-1997のデータを使うのは、以下の理由による。1970年代初頭から1986年までは関東における集団繁殖地は不忍池のみであったが、1987年ごろから群れが分散し繁殖地が拡大した。第3章では不忍池の集団を対象とし、本章では東京湾周辺の集団を対象としている。1987年を境に環境収容力が不連続に変化したと解釈し、上記のようにデータを区切って扱った。

初年生存率の変動係数 CV_{p0} は、日本のデータはなかったため、デンマークにおけるカワウのコロニーで報告されているデータから推定した。1977-1996年においてカラーバンディング識別された11000個体のデータより、20年間の初年生存率の平均と標準偏差を求め、変動係数を求めた（54のFig.2より）。

2年目（1歳）の生存率の変動係数 CV_{p1} 、成鳥（3年目以降、2歳以上）の生存率の変動係数 $CV_{p2\leq}$ もデンマークのカワウコロニーのデータより推定した⁵⁵。

(7) 生存率 (Survival rate)

第3章で推定した値を用いた（p.3-4の表3-1 推定または引用したパラメーター一覧参照）。

表 4-4 カワウの個体群レベルリスク評価におけるパラメータ

Description	Unit	Reference		Exposed to Dioxins	
		Symbol	Value	Symbol	Value
Population growth rate	year ⁻¹	r	0.360	r'	0.324
Carrying capacity	number	K	6000	K'	5395
Initial population size	number	N_0	6000	N_0	6000
Egg mortality risk induced by <i>p</i> -PCAHs	%	-	-	α	11.7
Mean of fertility rate at age 1	-	m_1	0.450	m'_1	0.397
Mean of fertility rate at age 2	-	m_2	0.610	m'_2	0.539
Mean of fertility rate at age 3	-	m_3	1.06	m'_3	0.936
Mean of fertility rate at age 4 and above	-	$m_{\leq 4}$	1.40	$m'_{\leq 4}$	1.24
Survival rate at first year	-	p_0	0.738	p_0	0.738
Survival rate at age 1	-	p_1	0.847	p_1	0.847
Survival rate at age 2 and above	-	$p_{2\leq}$	0.864	$p_{2\leq}$	0.864
Coefficient of variation in fertility rate ^b	%	CV_m	15	CV_m	15
Coefficient of variation in p_0^c	%	CV_{p0}	15	CV_{p0}	15
Coefficient of variation in p_1^d	%	CV_{p1}	9.8	CV_{p1}	9.8
Coefficient of variation in $p_{2\leq}^d$	%	$CV_{p_{2\leq}}$	6.6	$CV_{p_{2\leq}}$	6.6

4.7.2 結果

4.7.1.2個体数減少リスクの求め方で示した方法で、個体群準絶滅リスク曲線を作成した。

計算の最後（10年後）に初期個体数に対してどのくらいの個体数になったかを計測し、図4-6に示す個体数減少リスク曲線で示した。縦軸は個体数が横軸の値以下になる累積確率である。

この図は、近年の個体数規模のカワウ集団が現在の東京湾周辺のダイオキシン類汚染によって被っていると推定された個体数減少リスクということになる。例えば6000個体いた集団が10年後に20%減少、すなわち4800個体以下になる確率は、ダイオキシンの影響のないときで16%、ダイオキシンの影響が加わると、予測曝露レベルでは32%となった。

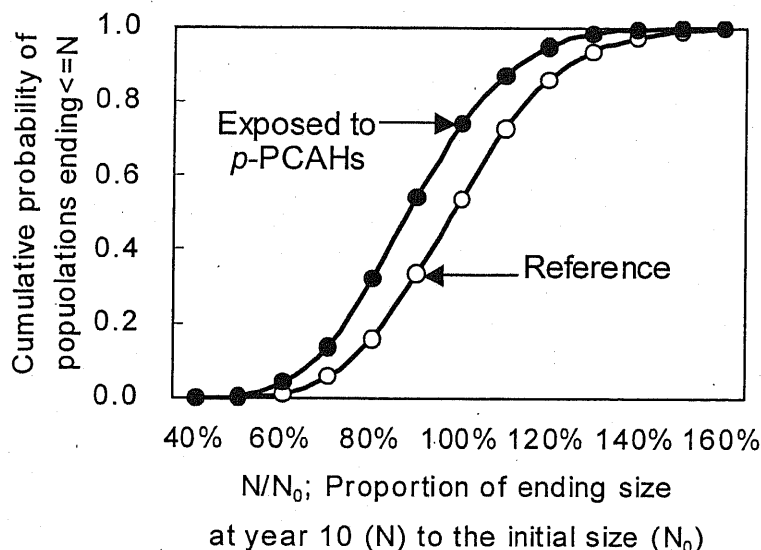


図 4-6 カワウの個体数減少リスク曲線

p-PCAHs : planar polychlorinated aromatic hydrocarbons. ダイオキシン類のこと。

4.8 感度解析

本解析は多くの仮定に基づいており、リスクの評価結果には不確実性が含まれる。不確実性を低減させるために、どの情報の精度を上げればよいかの手引きとなる感度解析を行った。

4.8.1 曝露評価における感度解析

環境中ダイオキシン類濃度からカワウ卵中TEQを予測する曝露評価では、リスク分析ソフトウェア Crystal Ball を使用した。この感度解析機能を使った結果を図4-7に示

した。ただし、曝露評価で実際に使った計算シートではパラメータが多く感度解析に適さないため、感度解析用に単純化した曝露モデルの計算シートを構築した。底質中のダイオキシン濃度は TEQ の分布で与え、コンジェナーごとの濃度は TEQ への平均寄与率を使って計算し、コンジェナー間の相関は仮定しないとしたものである。

感度は、予測結果への仮定の順位相関係数と、寄与率の二通りで示した。順位相関係数は、予測結果（卵中 TEQ）と各パラメータとのスピアマンの順位相関係数であり、絶対値が大きいほど関係が強い。寄与率は予測値の分散に対する寄与である⁵⁶。

図 4-7 をみると、ダイオキシン類供給源となっている底質中 TEQ の感度が高い。予測式において魚または底質中 TEQ と卵中 TEQ は線形であり、この結果は当然ではあるが、曝露予測の精度を上げるためには、採餌場所、餌の種類等の採餌行動に関わる情報が特に重要であるということが出来る。また、コンジェナーの中ではノンオルソ PCB (PCB126、81、77) の感度が概ね高い比重を占めている。PCB 126 は TEQ_{egg} 中に占める寄与率が最も高いコンジェナーである。

以上より、曝露評価の精度をあげるためには、カワウの採餌場所の情報と TEQ_{egg} に占める寄与率の高いコンジェナーの生物濃縮係数の精度をあげることが重要であることがわかった。

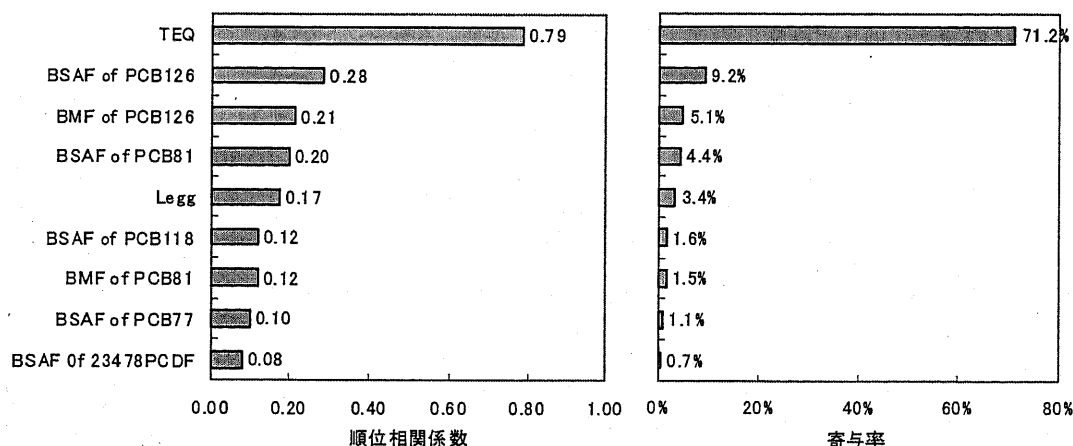


図 4-7 曝露評価における感度解析結果

Legg : 卵中脂肪含有率

4.8.2 個体群モデルの感度解析

個体群減少リスクを推定する行列モデルの生活史パラメータの相対的重要度をみるため、確率的射影行列モデルの感度解析を行った。感度解析は、ロジスティック回帰を使う McCarthy らが提示した方法によった^{57,58}。

ロジスティック回帰は比率変数 p を目的変数とし、説明変数 X_i との間に次のような関係を想定する。 b_i は回帰係数である。

$$\text{式 4-14} \quad \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_k X_k$$

本解析では、 p は初期個体数に対して 20%以上減少する個体数減少リスクとした。説明変数 X は 11 個の生活史パラメータを当てはめた。すなわち、1 歳の出産率の平均値 m_1 、同 2 歳の m_2 、同 3 歳の m_3 、同 4 歳以上の $m_{4\leq}$ 、初年度の生存率の平均値 p_0 、同 1 歳の p_1 、同 2 歳以上の p_2 、繁殖率 m の変動係数 CV_m 、 p_0 の変動係数 CV_{p_0} 、 p_1 の変動係数 CV_{p_1} 、そして p_2 の変動係数 CV_{p_2} である。これら 11 個のパラメータに平均値の上下 10% の一様分布を与えた。1 回の試行でこれらの分布から 1 セットの値を取得して記録しておくとともに、そのパラメータセットでモデルを 20 回走らせて 10 年目の個体数も記録しておく。同様の試行を 500 回繰り返す。すなわち全部で 500 通りのパラメータセットを使い、500 個の 20%以上減少リスクを求める（20 回中、何回 20%以上減少したかを計測する）。その結果に式 4-14 をあてはめ、最尤法で 12 個の回帰係数の値を求めた。結果を図 4-8 に示した。

これにより、個体数減少リスクを大きく左右しているのは成鳥の生存率の平均値 p_2 とその変動係数 CV_{p_2} であることが判った。 p_2 の回帰係数は -10.1、 CV_{p_2} のそれは 5.81 であったことから、前者が大きくなればリスクは小さくなり、後者が大きくなればリスクが大きくなるということである。

したがって、対象とした個体群の生活史パラメータの中では成鳥段階のものが重要であることがわかった。

生活史パラメータの相対的重要度を測るものとして、上記のほかに、個体群増殖率への各パラメータの寄与度をみる感度 (sensitivity) や弾力性 (elasticity) がある^{89,52}。それらは生活史パラメータが行列の最大固有値 (期間増殖率 $\lambda = e^r$) に及ぼす影響に基づいている (式 4-15)。ただし、感度と弾力性は、ロジスティック回帰を用いる先の方法とは異なり、変動性や密度依存性を無視している。つまり、これらの尺度は個体数減少や絶滅などのリスクのような、生態学的により意義のある結果にではなく決定論的な個体群成長率に焦点をあてている。

ちなみに、図 4-9 にカワウの齢構成射影行列要素の弾力性を示した。パラメータは $f = m \times p_0$ という関係があつて図 4-8 と同列には比較できないが、個体群増殖率への寄与では若鳥の生存率 p_1 が最も大きく、おおむね繁殖率よりも生存率のほうが寄与が大きいということがうかがえる。しかし弾力性では各パラメータの変動の大きさの寄与や、密

度依存の効果も入っていないため、個体群の存続可能性をリスクで表現し、そのリスクへの感度を調べるには適さないといえる。

$$\text{式 4-15 } e_{ij} = \frac{a_{ij}}{\lambda} \frac{\partial \lambda}{\partial a_{ij}} = \frac{\partial \log \lambda}{\partial \log a_{ij}}$$

- aij : 射影行列の要素
- eij : 行列要素 aij の弾力性
- λ : 期間増殖率=射影行列の最大固有値

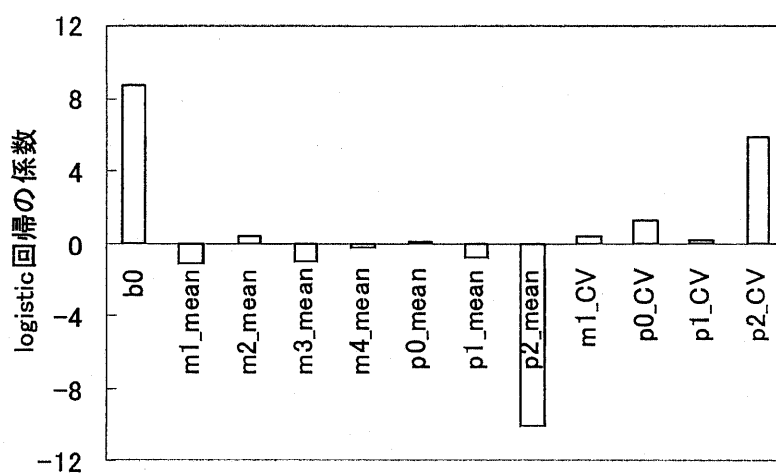


図 4-8 カワウの個体群モデルの感度解析結果

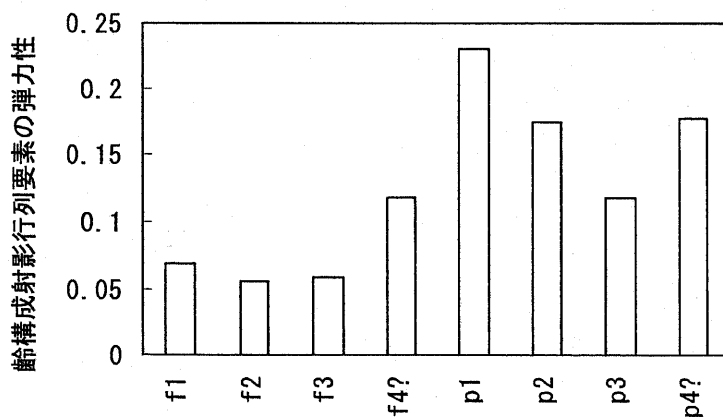


図 4-9 カワウの年齢構成射影行列要素の弾力性

4.9 考 察

リスク評価は多くの仮定に基づいており、不確実性を伴う。考察のトピックの多くも不確実性に関連する。本解析における不確実性の要因を解析ステップ別に列挙し、可能なものには不確実性の定量的検討を加えた。

4.9.1 概念モデルの不確実性

概念モデル構築のために、いくつかの仮定をおいた (p.4-4参照)。このなかの仮定 6 (東京湾周辺の集団をひとつの個体群とみなす) と仮定 7 (移出入はないとみなす) について検討した。

日本におけるカワウの二大コロニーは東京湾周辺と伊勢湾および三河湾周辺の 2 つであり、これらは互いに約 250km 離れている¹⁾。これら二大コロニー間の移動は長期間、数例の報告しかない¹⁾。また、不忍池 (東京湾周辺コロニーのうちの一つ) で 1981~1991 年の期間に標識された個体のうち、回収または再見された個体はすべて採食活動の範囲内であったと報告されている⁵⁾。これらの情報は、仮定の 6 および 7 を支持すると考えられる。

4.9.2 曝露モデルの不確実性

リスク評価に用いるダイオキシン濃度データ等が、空間的・時間的なスケールにおいて代表性を備えていないと不確実性が増大する。曝露評価のなかで、東京湾と周辺河川の底質中濃度データは、カワウのダイオキシン類への曝露の地域性を代表している。

河川の底質データは、場所による濃度レベルが大きく異なるうえ (TEQ_{sed} の変動係数=1.9、n=21)、内陸における採餌場所はコロニーからの距離からによってのみ選定したため、不確実性の大きな要因になっていると考えられる。一方、海域における採餌場所は比較的限定され、沿岸域のダイオキシンレベルの場所による違いも河川ほどではないことから (TEQ_{sed} の変動係数=0.53、n=26)、海域の底質データについては、後述するような有機炭素含有量データが欠けているという問題は大きいですが、代表性を備えているだろうと考えている。

本解析では、魚中濃度を底質中濃度と BSAF (Biota-sediment accumulation factor) を用いて推定している。BSAF は、東京湾において同地点同年に測定された底質中濃度と魚 (主にスズキ、コノシロ、ボラの 3 種。その他マアナゴ、マハゼ) 中濃度の比を求め、それらを統合して取り得る値を分布として求めた。

BSAF は本来、生物中濃度(脂肪ベース)/底質中濃度(有機炭素含有量ベース)であるが⁵⁹、本解析では底質中有機炭素含有量のデータがなかったため(日本のモニタリング調査ではほとんど測定されていない)、底質中濃度は乾泥ベースとなっている。

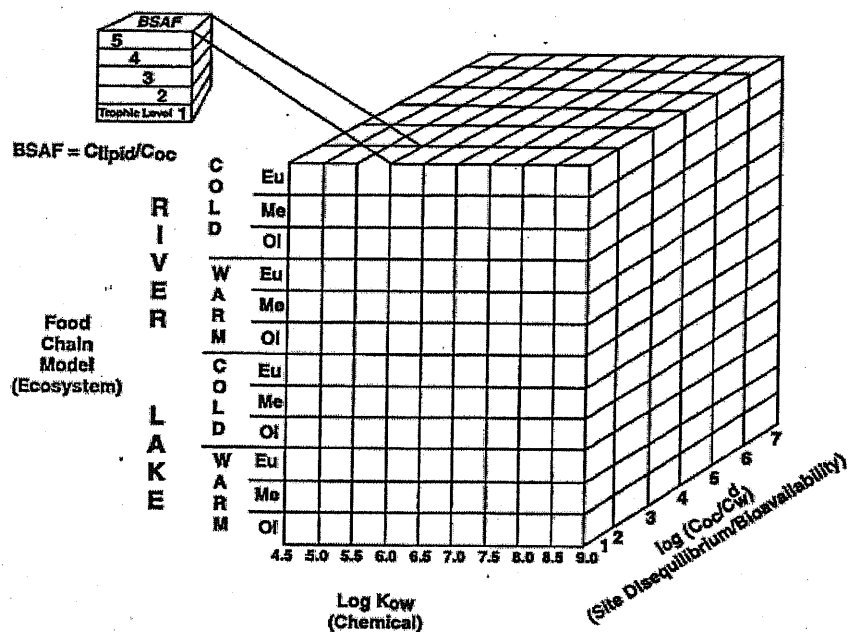
BSAF を使って生物中濃度を予測するモデルは簡潔で直接的な方法であり、米国 EPA におけるダイオキシンの水系生態系の生物へのリスク評価手法に関する報告書においても、生物中濃度を予測するための最も有効な方法になりうるとしている¹⁰。その EPA の報告書では、BSAF を左右する要因に基づいた BSAF を予測するための枠組みが提案されている(図 4-10)。BSAF や BAF (Bioaccumulation factor) の値は属地的であり、地理的・時間的に変動すると考えられる。図 4-10ではそのような地域特異性を、水中溶存体中濃度 (C_{dw}) と底質の有機炭素含有量中の濃度 (C_{oc}) の比で表し、地域的な生物利用能と位置付けている(紙面奥に向かった軸)。横軸には化学物質の特性として水-オクタノール分配係数 (K_{ow})、そして縦軸には食物連鎖の構造が水域別に表現されている。さらに、それぞれのユニットのなかで生物の栄養段階に分かれている(図中左上)^{10,60}。

本解析の BSAF は、ダイオキシン類のコンジェナー別に求めているので、同図の横軸については考慮しているといえる。そして縦軸の水系タイプは内湾の沿岸域という枠内であると位置付けられる(ただし図中にはない)。しかし、地域特異性の指標となる底質中有機炭素含有量と、食物連鎖レベルについては、様々なカテゴリに含まれる要素を一括りにし、その帰結が BSAF の分布の広がりには反映していると考えられる。

BSAF の算出に用いた魚の種のなかで、スズキとボラについては他の 3 種(コノシロ、マアナゴ、マハゼ)に較べて活動域が広く、また、食物連鎖の上位に位置している。このような種の特性は底質との関係が遠くなることを意味しており、これも BSAF の分布の広がりを招いていると考えられる。しかし、これらの種もカワウの餌として記録されていることから²⁹、BSAF の変動は、部分的にはカワウの餌の多様性の反映とみなすこともできると考えられる。

BSAF を使う方法が有効であるためには、底質中有機炭素含有量と生物中脂肪含有量の測定の正確さに大きく依存している¹⁰。その点で、本解析が有機炭素含有量の情報を含まないことは、不確実性の大きな要因になっていると考えられる。

また、海域で推定した BSAF の値を河川の魚の濃度推定にも用いているが、これも同図に示されるような BSAF の地域性を考慮すれば、不確実性の原因になっていると考えられる。



Framework for predicting BSAFs applicable to different aquatic ecosystems. Although developed for BAFs, substituting C_{tt} for C_w in this figure shows relationships appropriate for BSAFs. Variables include site-specific bioavailability, K_{ow} for the chemical(s) of concern, and food chain structure (river vs. lake and trophic status). Eu—eutrophic; Me—mesotrophic; Ol—oligotrophic. (Cook et al., 1991)

図 4-10 水系生態系別 BSAF を予測するための枠組み^{10, 60}

4.9.3 曝露評価結果の解釈

曝露評価の結果、図 4-3が得られ、幾何平均値±幾何標準偏差で比較すると予測値は 256 ± 1.76 (pg TEQs/g egg) となり、実測値は 178 ± 1.52 (pg TEQs/g egg) であった。ここで予測値と実測値との関連性を把握するため、以下のような計算を行った。

予測結果を母集団の分布と想定し、そこから 99 個 (実測値のサンプル数) の値をサンプリングしてその統計量 (ここでは幾何平均値) を計算する。それを 500 回繰り返して、500 個の幾何平均値を求める。この試行実験による幾何平均値の算術平均は 256、標準偏差は 15.5 となった。このような平均と標準偏差をもつ正規分布において、 $178 < 99\%$ 下側信頼限界 = 216 である。したがって、予測分布は明らかに高めに推定されているといえる。

4.8.1 曝露評価における感度解析で明らかになったように、曝露評価結果である卵中ダイオキシン濃度は、底質中ダイオキシン濃度に大きく左右される。また、前節 4.9.2 曝露モデルの不確実性で触れたように、内陸の餌場については不確実性が大きいと考えられる。21 の河川底質中ダイオキシンプロファイルのうち、2 地点については、ダイ

オキシシン類濃度がホットスポット的に高い (590 および 430pg TEQ-bird/g sediment)。本予測ではこのようなホットスポットの頻度が内陸で 2/21 となっていることになる。これらは古綾瀬川と神田川であり、実際にはこのような都市河川で採餌する頻度はもっと低い可能性があると考えられる。

そこで、この 2 地点を除き、そのほかは同様に曝露解析をしたところ、幾何平均は 156 (pg TEQs/g egg)、幾何標準偏差は 1.63 となった。これにより、局所的に高濃度の地点が集団レベルの卵中濃度の分布に大きく寄与していることが示唆された。ホットスポットの頻度やそのレベルを変数にとれば、曝露評価をより精緻化し、汚染レベルの低減対策効果の分析などにも役立てることができると考えられる。

4.9.4 毒性データの不確実性

4.9.4.1 TEF について

ダイオキシシン類への感受性分布を求めるために、カワウの近縁種ミミヒメウの卵への 2378-TCDD 注入毒性試験結果を用いている。

ダイオキシシン類は、複数のコンジェナーから構成されるため毒性等価係数 TEF により 2378TCDD 毒性等量に換算する。この TEF は鳥類に対するものが提案されており⁵、本研究でもこれを用いている。

しかし、鳥類の TEF はおもにニワトリの胚における酵素誘導能に基づいており⁵、鳥類のなかでの種差は考慮できない。鳥の種により酵素誘導能も異なり⁶¹、また酵素誘導能が毒性発現と単純には結びつかないため、TEF の使用は不確実性の要因となっている⁶²。

これはダイオキシシン類という複合物質を扱う上での特有の不確実性といえる。

4.9.4.2 推定量の不確実性

毒性試験の文献値より LC50 とプロビット解析の直線の傾き slope を推定し、その二つのパラメータにより耐性の分布を導いた (p.4-12)。毒性試験の元データから LC50 等を推定する方法は複数あり³⁵、コントロールデータの扱いや推定方法によって推定量も少なからず異なってくる。

また、耐性の分布の広がりや左右することになる slope について、以下に挙げるような原因によって変動 (variability) しようとしてされている⁶³。一回の毒性試験で推定される slope の推定量とその標準誤差 (within-test)、一つの試験機関のなかで繰り返した場合のばらつき (within-laboratory)、複数の毒性試験間でのばらつき (among-test) の 3 種類のばらつきである。

確率論的生態リスク評価を行ううえでは、少なくとも推定量のまわりの標準誤差を slope の不確実性として解析に組み込むことを ECOFRAM では推奨している⁶³。

そこで、ここでは、slope のばらつきがリスクの推定値（ここでは卵の死亡リスク）にどの程度の影響を及ぼすのかを調べるため、以下のような2段階モンテカルロシミュレーションを行った。

まず slope に変動をもたせ（確率分布を与え）る。一回の試行でこの分布から1つの値を取得して記録しておくとともに、その値で耐性の分布をつくる（ここではLC50の値は定数として扱った）。この耐性の分布と4.4節で推定した曝露の分布からそれぞれ値を取得し、比（曝露/耐性）を20個生成させ、比の値を記録しておく。比が1を超えるとその卵は死亡するとみなし、20回中の1を超えた回数を計測することによって卵死亡リスクが求められる。同様の試行を250回繰り返した。すなわち全部で250個の slope の値を使い、250個の卵死亡リスクを求めた。

Slope の変動の大きさは、ある試験機関で同じ物質を同じ鳥種に対して繰り返し（n=45）毒性試験を実施したときの slope の変動係数（=標準偏差/平均値）を引用し、24%とした⁶³。4.5で求めた slope の値（1.06）を平均値とし、標準偏差を $1.06 \times 0.24 = 0.25$ とした正規分布をあてはめた。

Slope と卵死亡リスクの散布図を図4-11に示した。Slope が小さくなるほど卵死亡リスクが大きくなるという負の相関がみられる。卵死亡率の平均値は12.7%で、50パーセンタイルは11.8%、95%上側信頼区間は26.9%となった。これにより毒性試験の推定値のばらつきは、リスク評価結果を大きく左右することが確認された。今後の解析にあたっては、毒性値の推定方法の選定も含め、影響評価における不確実性解析の重要性が認識された。

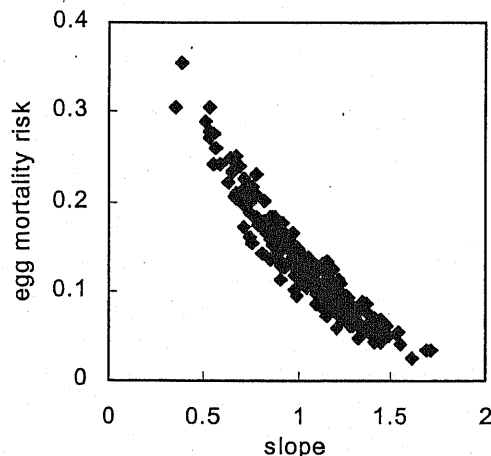


図 4-11 slope と卵死亡リスクの関係

4.9.5 個体レベルリスク評価方法の検証

本解析の個体レベルのリスク評価では、予測した曝露分布と毒性データから推定したダイオキシン類への感受性分布を統合し、卵の死亡リスクを求めた。この方法を検証するため、以下のようなシミュレーションを行い、五大湖における実測値と比較した。

卵中 TEQ に分布をもっているミミヒメウの集団を想定する。その卵中 TEQ の分布の幾何平均値を 100,200,300…(pg-TEQ/g egg)と変化させ、幾何標準偏差は 1.76 (カワウの曝露評価で得られた値) で一定とする。このような卵中 TEQ の分布とミミヒメウの毒性データを使って、各濃度分布をもった仮想集団の卵死亡率を計算した。

一方、北米五大湖周辺のみミミヒメウに関し、コロニー別の卵中 TEQ (コロニーごとのプールサンプルを H4IIE バイオアッセイで測定したもの) と各コロニーの卵死亡率の関係を調べた Ludwig らの報告データがあり⁶⁴、シミュレーションの結果と併せて図示した。

シミュレーション結果はダイオキシン類が原因の死亡率であるので、これに実測値の回帰直線の y 切片をバックグラウンドの死亡率とみなし (8.6%)、シミュレーション結果に加味した (点線)。

図 4-12 をみると、バックグラウンドの死亡率を加味すると、シミュレーションの結果が五大湖における実測値の傾向をおおむね再現しているといえる。卵中濃度が上昇するにつれて実測値のほうが計算値を上回る傾向にあるのは、ほかの汚染物質の影響が加わることが一因に考えられる。異なる汚染物質の濃度同士は正の相関が認められる傾向があるからである (たとえば⁶⁵)。

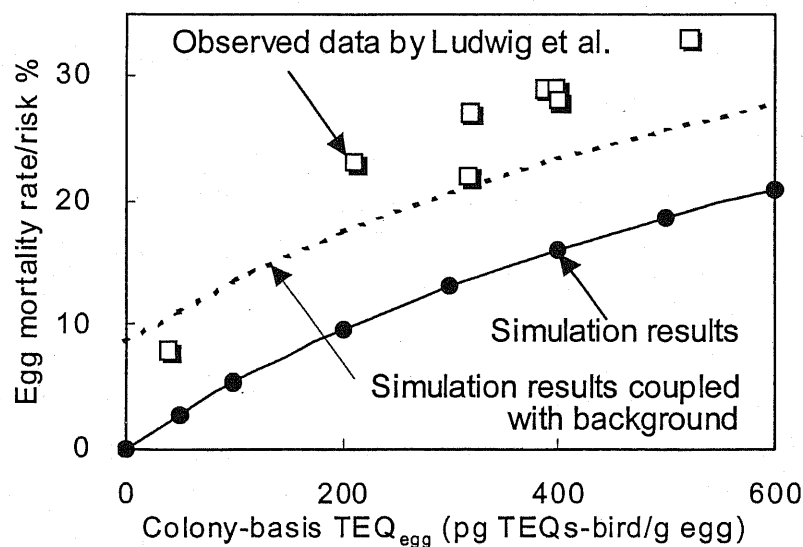


図 4-12 コロニーベースの卵中 TEQ (実測値は Ludwig らによる⁶⁴)

4.9.6 個体群モデルの不確実性

モデルの不確実性のなかには、モデルが構造的に内包している仮定に起因するものと、情報が無いために便宜的に設定している仮定に起因するものがある。

4.9.6.1 齢構成射影行列モデル

本解析で適用している齢構成射影行列モデルは、第2章2.3の個体群レベルリスク評価手法のレビューで触れたように、その柔軟性による適用範囲の広さから Pastorok らにより³⁷個体群レベルのリスク評価への適用を推奨されているモデル群に属する。

このモデルでは以下の事項を前提としている。1~4はモデルが構造的に内包している仮定である。5は本解析で設定したものであり、齢別の移出入率データがある場合はモデルに組み込むことは可能である。4に関連して、本解析ではセンサスが出生パルス直前のモデルとしている^{39,66,67}。

1. 各個体の個体群統計学上の特性はその齢に関係している。
2. 同齢の個体間には個体群統計学上の差異はない。
3. 計算期間の間に個体群統計学上のパラメータは変化しない（確率変動は別。ただし確率変動の大きさ CV は変化しない）。
4. 1年のうちの短い期間に繁殖が集中する（出生パルス(birth-pulse)をもつ）。
5. 個体群に移入や移出はない。

これらの仮定と実環境との差異は不確実性といえるが、その低減は容易ではない。

実環境をより反映させるために、たとえば鳥の個体群モデルにおいて移出入を考慮しようとするならば、齢別の移出入率というパラメータを新たに追加することになる。追加するパラメータも変動や仮定を含むならば、モデルのアウトプットの不確実性はさらに増大するだろう。所与の目的である化学物質のリスク評価という観点からは、むしろ検出したいリスクがマスキングされると考えられる。

以上のことより、対象種で上記の仮定を置いたのは、生態リスク評価の第一歩としては妥当と考えた。

4.9.6.2 確率性について

人口学的パラメータの年変動は環境変動を模している⁶⁸。生存率や出産率はさまざまな環境要因の影響を受けて変動しているからである。

個々の人口学的パラメータの年変動データは、入手の困難なものの一つである。本解析では、デンマークのコロニーにおける各成長段階における生存率の変動係数を用い

た。本モデルではすべての生活史パラメータに変動を組み込んだが、一般に成体よりも幼体のほうが気象や餌の状況などの環境変化に大きな影響を受けやすいことから（例えば⁶⁹）、幼体の生活史パラメータにのみ変動を組み込むという考え方もある。

以下に、ここで適用した生活史パラメータの変動係数 CV が妥当かどうかの検証を試みた。また、成体の変動を組み込まなかった場合との比較も行った。

Pimm らによれば英国の島嶼に生息する野鳥の個体群データから、個体数の年変動 CV (=個体数の標準偏差/個体数の平均、5年以上のセンサスデータがあるものを使用) は 39 種で平均 0.39 (0~0.70、SD=0.15) であった⁷⁰。これと比較するため、本解析と同条件の変動を組み込んだ場合（出産率 m と初年生存率 p_0 の変動係数=15%、 p_1 の変動係数=9.8%、 p_2 の変動係数 6.6%）と出産率および幼鳥生存率の変動係数のみに変動を入れた場合（15%）について、年齢構成射影行列によって生起される 10 年間の個体数の年変動がどのくらいになるかを調べた。個体数推移の軌跡を 100 回シミュレーションし、個体数の変動係数 CV と 100 回の試行の統計量を計算し、図 4-13 に示した。

出産率と初年生存率のみ変動させた場合の個体数の年変動は $12 \pm 2.9\%$ （変動係数の平均±標準偏差）で、すべての生活史パラメータを変動させた場合は $16 \pm 5.4\%$ だった。4.8.2 個体群モデルの感度解析により、成鳥の生存率と変動係数が個体数の増減を左右する重要なパラメータと判明したが、ここでは、成鳥の変動係数は比較的小さかったため（6.6%）. それを入れなかった場合との差は大きくは開かなかったようである。

Pimm らによって示された 39 種の個体数の年変動は、種によって様々である（図 4-13 の右端のデータ）。個々の生活史パラメータの年変動データが得られない場合、個体数の時系列データによって個体数の年変動が得られれば、行列モデルに組み込むパラメータの変動も個体数の変動を再現するように設定が可能であろう。しかし、時系列データも得られない場合、あるいは時系列が短い場合、個体数の年変動 CV を過小評価しないように標準的な値を使うほうが望ましいという意見もある⁴⁵。どの生活史パラメータの変動が個体数を大きく左右するかは種の生活史タイプに依存し、それは生活史パラメータの概要がわかれば相対的重要性は推定できる。生活史パラメータの変動係数は個体数の減少や絶滅のリスク評価をする場合、重要なパラメータであり、リスク評価の不確実性を低減するために、今後、知見の蓄積を必要とする情報の一つと考えられる。

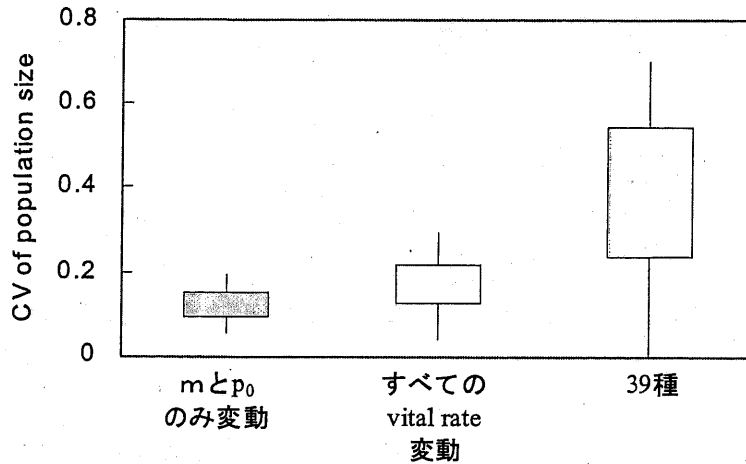


図 4-13 生活史パラメータの変動に起因する個体数の年変動

右端 39 種のデータは Pimm より⁷⁰。

4.9.6.3 密度依存性について

密度依存性は、ここでは行列モデルへの組み込み方としてもっともシンプルなかたちで組み込んでいる^{39,42,43}。すべての齢の生存率に共倒れ型（リッカー型）の効果があるという仮定である。これは式のうえでは離散型ロジスティック方程式を行列のかたちで表現したものである（式 4-6～式 4-8）。このモデルの仮定は、個々の個体は他の個体の死亡に対し等しくかつ独立に寄与し、そしてまた、この密度効果により付加される死亡は他の死亡要因とは独立である、ということである⁴³。

これに関連した野外観察データとして、デンマークのカワウコロニーにおける 11000 個体を識別したデータにより、成鳥生存率、幼鳥(初年)生存率および幼鳥の移出率に密度依存性が認められたという報告がある^{54,55}。これは、本解析での密度依存性の入れ方を支持するものといえる。

Ginzburg らは、準絶滅リスクは弱～中程度の密度依存のもとでは密度依存のない場合よりもリスクが低く計算されると報告している。そのため、密度依存に関する情報がない場合は、安全側に立った（conservative）リスクを推定するために、密度依存なしで求めることを提案している⁷¹。

カワウについては内的自然増加率 r が高く、現存個体数も多いため、密度依存性を入れない行列モデルを適用すると非現実的な個体数が計算されるため、ここでは密度依存性なしの場合の結果は示さなかった。

4.9.7 リスク評価結果の解釈

本章では、ダイオキシン類の曝露による野性鳥類個体群への影響を、個体数の減少リスクで表現した。一方、化学物質の生態系への影響は従来、ハザード比を判断材料にされてきた。また、個体群レベルの生態リスクの指標として、個体群増殖率の変化^{72,73}、絶滅^{74,75,76}や準絶滅リスク^{77,78}が提案されてきた。

このような化学物質の影響を表現する尺度の違いを比較するため、表 4-12 にダイオキシン類の影響を異なる指標で示した。

卵死亡リスクと Toxicity quotient は個体レベルの影響の表現である。Toxicity quotient は、ここでは卵中 TEQ で表した曝露の 95 パーセントイルまたは 99 パーセントイルと、文献から引用した卵の死亡をエンドポイントとしている NOAEL³⁴の比とした。本解析の結果、推定曝露の 95 パーセントイルのとき 0.65、99 パーセントイルのとき 0.95 となった。

卵の死亡リスクは、バックグラウンドの死亡率を 8.6%とした場合⁶⁴、ダイオキシン類の影響が加わると 19%と、2.2 倍になると推定された。

鳥類の生態リスク評価で、個体群レベルに影響を及ぼすとして卵の死亡がエンドポイントとされている例はあるが⁷⁹、予測卵中濃度と NOAEL の比のみでは個体群レベルで影響がどのように出るか、1 以下なら影響がないのか等の情報は得られない。実際に、本解析結果では Toxicity quotient は 1 以下であるが、個体群の 20%減少リスクは 2 倍、50%以下に半減するリスクは 3.7 倍になると推定された。

内的自然増加率 r の変化は、化学物質が個体群レベルに及ぼす影響の適切な指標として推奨されてきた⁸⁰。内的自然増加率は、化学物質の毒性による個体レベル（生存や繁殖など）の悪影響を、集団の再生産能力への正味の影響として代表している^{38,72,73}。しかしながら、 r の減少の生態学的な意味付けもまた簡単ではない。例えば、Snell と Serra は、クルマムシの個体群モデルを使って r の 5%低下は絶滅リスクをおよそ 2 倍にすることを示した⁸¹。つまり、 r の低下のみでもやはり、個体群の存続可能性を評価することは難しい。

本解析結果では、 r の減少が 10%のとき (0.360→0.324)、個体群の 20%減少リスクは 2 倍、50%以下に半減するリスクは 3.7 倍になると推定された。

クルマムシの例とはシミュレーションの期間(クルマムシ 100 年に対しカワウ 10 年)やリスクの表現方法(絶滅か個体数減少か)が異なるものの、個体群レベルの存続可能性に関わるリスクの表現は、個体レベルや r よりも敏感に応答することがあるのが明らかになった。

東京湾周辺の現況汚染レベルにおいて、10年間の個体数20%以上減少リスクがバックグラウンドの16%から32%に2倍になると予測されたが、この値のみでは現況汚染レベルの深刻度を判定することはできない。カワウ個体群の増殖率は十分に大きいと推定され、また個体数が半分以下となるリスクは十分に小さい。仮に期間増殖率が1に近い（内的自然増加率が0に近い）種で、このような個体数減少リスクが推定されれば、その重みは大きく異なってくる。1種だけの結果では、その重みの相対化ができないため、次章では他の種も加えて解析を試みることにする。

ただし、このリスクの尺度の比較から言えることは、一つの尺度に頼ることなく、いくつもの視点から多面的に判断する必要があるということである。特に、内的自然増加率と個体数減少リスクの組み合わせは、生態学的意義と実感のしやすさを兼ね備えており、化学物質の生態リスクの解釈に奥行きを与えるだろう。

表 4-5 ダイオキシン類の生態リスク評価結果：表現による違い

Index of effects	Reference (R)	Exposed (E)	Ratio (E/R)
Individual-level			
Egg mortality rate	8.6% ^a	19% ^b	2.2
Toxicity quotient	1000(NOAEI) ^c	649 ^d	0.65 ^e
		954 ^e	0.95 ^f
Population-level			
Population growth rate	0.360	0.324	0.90
Decline risk of 20% and below	16%	32%	2.0
Decline risk of 30% and below	6.0%	14%	2.3
Decline risk of 40% and below	1.3%	4.1%	3.1
Decline risk of 50% and below	0.17%	0.63%	3.7

^a Based on the data by Ludwig et al.⁶⁴.

^b Calculated using reference egg mortality rate (8.6%) and estimated *p*-PCAC induced egg mortality risk (11.7%) summing mutual independence.

^c No observed adverse effect level (NOAEL) of 2,3,7,8-tetrachlorodibenzo-*p*-dioxin for double-crested cormorant egg by Powell et al.³⁴.

^d 95th percentile of the probability distribution of 2,3,7,8-tetrachlorodibenzo-*p*-dioxin toxic equivalents in egg (TEQ_{egg}) derived by the exposure analysis.

^e Ratio of 95th percentile value to NOAEL.

^f 99th percentile of the probability distribution of TEQ_{egg} derived by the exposure analysis.

^g Ratio of 99th percentile value to NOAEL.

4.10 まとめ

本章では、東京湾周辺のカワウを対象として、現況のダイオキシン類汚染レベルにおけるリスクを確率論的アプローチにより定量化した。また同時に、環境中化学物質の毒性と、野生鳥類の個体群レベルの応答とを関連付ける具体的なアプローチを提示した。本章の解析の結果、以下の知見が得られた。

1. ダイオキシン類のなかの 15 コンジェナーを対象とし、環境中濃度からカワウ卵中濃度を確率論的アプローチで予測した結果、実測値より高めに推定された。局所的に高濃度の地点が集団レベルの卵中濃度の分布に大きく寄与していることが示唆された。
2. 個体レベルのリスク評価の手法によるシミュレーション結果を野外調査結果と比較した。観察された卵死亡率を比較的よく再現でき、手法とデータの妥当性を支持した。
3. 現況の東京湾汚染レベルにおけるカワウの個体群減少リスクは、6000 個体の集団が 10 年で 20%以上減少する確率が 16%から 32%と 2倍となり、50%以下に半減するリスクは 0.17%から 0.63%に 3.7倍になると予測された。
4. 個体群存続可能性にかかわるリスクの尺度は、個体レベルのリスクや個体群増殖率で実感しにくいリスクが実感しやすく表現でき、化学物質の生態リスク評価に適用できることを示した。
5. ダイオキシン類の影響を Toxicity quotient、内的自然増加率、個体数減少リスクなど異なる尺度で表し、比較した結果、複数の尺度で判断する必要性が示唆された。特に、内的自然増加率と個体数減少リスクの組み合わせは、生態学的意義と実感のしやすさを兼ね備えており、化学物質の生態リスクの解釈に有用な情報を提供できることを示した。

第4章の参考文献

- ¹ Fukuda, M. 2000. The great cormorant in Japan. Cormorant Research Group Bulletin No.4: 9-13.
- ² 福田道雄, 成末雅恵, 加藤七枝. 2002. 日本におけるカワウの生息状況の変遷. 日本鳥学会誌 51: 4-11.
- ³ 環境省. 2001. 内分泌攪乱化学物質による野生生物影響実態調査結果 (11・12 年度実施分)
- ⁴ 井関直政. 2002. 博士学位論文. カワウにおけるダイオキシン類の曝露と生存リスクに関する研究. 横浜国立大学.
- ⁵ van den Berg, M., Birnbaum, L., Bosveld, A.T.C., Brunstrom, B., Cook, P., Feeley, M., Giesy, J.P., Hanberg, A., Hasegawa, R., Kennedy, S.W., Kubiak, T., Larsen, J.C., van Leeuwen, F.X.R., Liem, A.K.D., Nolt, C., Peterson, R.E., Poellinger, L., Safe, S., Schrenk, D., Tillitt, D., Tysklind, M., Younes, M., Waern, F., and Zacharewski, T. 1998. Toxic equivalency factors (TEFs) for PCBs, PCDDs, PCDFs for humans and wildlife. *Environmental Health Perspectives* 106: 775-792.
- ⁶ A.B. ギルバート. 1977. 卵巣. D.J. ベル, B.M. フリーマン 編, 中條誠一 訳. 鶏の繁殖と産卵の生理. 国立出版. pp. 31-73.
- ⁷ 佐藤孝二, 皇甫宗, 奥村純市. 1988. カワウの採食量と基礎代謝率. 応用鳥学集報 8: 58-62.
- ⁸ Barron, M.G., Galbraith, H., and Beltman, D. 1995. Comparative reproductive and developmental toxicology of PCBs in birds. *Comparative Biochemistry and Physiology* 112C: 1-14.
- ⁹ Mizutani, H., Fukuda, M., Kabaya, Y. and Wada, E. 1990. Carbon isotope ratio of feathers reveals feeding behavior of cormorants -short communications-. *The Auk* 107: 400-403.
- ¹⁰ U.S. Environmental Protection Agency. 1994. Workshop on the use of available data and methods for assessing the ecological risks of

2,3,7,8-tetrachlorodibenzo-*p*-dioxin to aquatic life and associated wildlife. EPA/630/R-94/002. Washinton, DC.

- ¹¹ Tokyo Metropolitan Government. 1999. Results of survey on dioxins and related compounds in rivers and Tokyo Bay in Metropolis of Tokyo in 1998. (in Japanese).
- ¹² Tokyo Metropolitan Government. 2000. Results of survey on dioxins and related compounds in rivers and Tokyo Bay in Metropolis of Tokyo in 1999. (in Japanese).
- ¹³ Tokyo Metropolitan Government. 2001. Results of survey on dioxins and related compounds in environment in Metropolis of Tokyo in 2000. (in Japanese).
- ¹⁴ Ministry of the Environment. 2000. Results of survey on dioxins and related compounds in water for public use in 1999. (in Japanese).
- ¹⁵ Chiba Prefectural Government. 2000. Results of survey on dioxins and related compounds in environment in 1999. (in Japanese).
- ¹⁶ Chiba Prefectural Government. 2001. Results of survey on dioxins and related compounds in environment in 2000. (in Japanese).
- ¹⁷ Chiba City Government. 2000. Results of survey on dioxins and related compounds in environment (soil, water for public use, and sediment) in 1999. (in Japanese).
- ¹⁸ Chiba City Government. 2001. Results of survey on dioxins and related compounds in environment (soil, water for public use, and sediment) in 2000. (in Japanese).
- ¹⁹ Funabashi City Government. 2000. Results of survey on dioxins and related compounds in water for public use in 1999. (in Japanese).
- ²⁰ Funabashi City Government. 2001. Results of survey on dioxins and related compounds in water for public use in 2000. (in Japanese).
- ²¹ 福田道雄. 1985. 都心に生きるカワウ. 動物と自然 15: 11-15.
- ²² Yao Y, Takada H, Masunaga S, Nakanishi J. 2000. PCDDs, PCDFs and co-PCBs in Tokyo Bay: Sources and contribution. Organohalogen Compounds 46: 491-494.

-
- ²³ Tokyo Metropolitan Government. 1998. Results of survey on contamination by dioxins in fish in Tokyo Bay in 1989-1997. (in Japanese).
- ²⁴ Tokyo Metropolitan Government. 1999. Results of survey on contamination by dioxins and related compounds in fish and shellfish in Tokyo Bay in 1998. (in Japanese).
- ²⁵ Tokyo Metropolitan Government. 2000. Results of survey on contamination by dioxins and related compounds in fish and shellfish in Tokyo Bay in 1999. (in Japanese).
- ²⁶ Tokyo Metropolitan Government. 2001. Results of survey on contamination by dioxins and related compounds in fish and shellfish in Tokyo Bay in 2000. (in Japanese).
- ²⁷ Tokyo Metropolitan Government. 1997. Results of survey on dioxins in rivers and Tokyo Bay in Metropolis of Tokyo in 1996. (in Japanese).
- ²⁸ Tokyo Metropolitan Government. 1998. Results of survey on dioxins in rivers and Tokyo Bay in Metropolis of Tokyo in 1997. (in Japanese).
- ²⁹ 亀田佳代子, 松原健司, 水谷広, 山田佳裕. 2002. 日本におけるカワウの食性と採食場所選択. 日本鳥学会誌 51: 12-28.
- ³⁰ 環境省. 1999. 平成 10 年度 野生生物のダイオキシン類蓄積状況調査結果.
- ³¹ Finney, D.J. 1971. Probit analysis 3rd edition. Cambridge University Press, Cambridge, UK, pp 8-19.
- ³² Zakrzewski, S.F.著. 古賀実, 篠原亮太, 松野康二 訳. 1995. 環境汚染のトキシコロジー. 化学同人. Pp. 13-19.
- ³³ U.S. Environmental Protection Agency. 1999. Ecological Committee on FIFRA Risk Assessment Methods (ECOFRAM) terrestrial draft report. Washington, DC. pp D1-1.
- ³⁴ Powell, D.C., Aulerich, R.J., Meadows, J.C., Tillitt, D.E., Powell, J.F., Restum, J.C., Stromborg, K.L., Giesy, J.P., and Bursian, S.J. 1997. Effects of 3,3',4,4',5-pentachlorobiphenyl (PCB 126), 2,3,7,8-tetrachlorodibenzo-p-dioxin (TCDD), or an extract derived from field-collected cormorant eggs injected into double-crested cormorant (*Phalacrocorax auritus*) eggs. Environmental Toxicology and Chemistry 16: 1450-1455.

-
- ³⁵ Newman, M.C. 1994. Quantitative methods in aquatic ecotoxicology. Lewis, Boca Raton, FL, USA, pp 123-136.
- ³⁶ Ott, WR 1995. Environmental statistics and data analysis. Lewis, Ann Arbor, MI, USA, pp 255-261.
- ³⁷ Pastorok RA, Bartell SM, Ferson S, Ginzburg LR. 2001. *Ecological modeling in risk assessment: chemical effects on populations, ecosystems, and landscapes*. Lewis, Boca Raton, FL, USA.
- ³⁸ Caswell H. 1996. Demography meets ecotoxicology: untangling the population level effects of toxic substances. In Newman MC, Jagoe CH, eds, *Ecotoxicology: a hierarchical treatment*. Lewis, Boca Raton, FL, USA, pp 255-292.
- ³⁹ Caswell H. 2000. *Matrix population models*, second edition. Sinauer, Sunderland, MA, USA.
- ⁴⁰ Ferson, S. and Burgman, M.A. 1995. Correlations, dependency bounds and extinction risks. *Biological Conservation* 73: 101-105.
- ⁴¹ 柳川堯著. 2002. 環境と健康データーリスク評価のデータサイエンス, 共立出版. p.113.
- ⁴² Liu, L. and Cohen, J.E. 1987. Equilibrium and local stability in a logistic matrix model for age-structured populations. *Journal of Mathematical Biology* 25: 73-88.
- ⁴³ Desharnais, R.A. and Cohen, J.E. 1986. Life not lived due to disequilibrium in heterogeneous age-structured populations. *Theoretical Population Biology* 29: 385-406.
- ⁴⁴ Hakoyama, H., and Iwasa, Y. 2000. Extinction risk of a density-dependent population estimated from a time series of population size. *Journal of Theoretical Biology* 204: 337-359.
- ⁴⁵ 巖佐庸、箱山洋、中丸麻由子. 2002. 生物集団の絶滅リスク. 楠田哲也、巖佐庸編. 生態系とシミュレーション. 朝倉書店. Pp.31-45.
- ⁴⁶ Hendriks, A.J. and Enserink, E.L. 1996. Modeling response of single-species populations to microcontaminants as a function of species size with example for waterfleas (*Daphnia magna*) and cormorants (*Phalacrocorax carbo*). *Ecological Modelling* 88: 247-262.

-
- 47 Suter II, G.W. and Tsao, C.L. 1996. Toxicological benchmarks for screening potential contaminants of concern for effects on aquatic biota: 1996 Revision. ES/ER/TM-96/R2.
- 48 Suter II, G.W., Cornaby, B.W., Hadden, C.T., Hull, R.N., Stack, M. and Zafran, F.A. 1995. An approach for balancing health and ecological risks at hazardous waste sites. *Risk Analysis* 15: 221-231.
- 49 環境省. 1997. レッドデータブックカテゴリー.
http://www.biodic.go.jp/rdb/rdb_category.html
- 50 伊藤嘉昭, 山村則男, 嶋田正和. 1992. 動物生態学. 蒼樹書房, 東京.
- 51 東京都恩賜上野動物園 編. 1992. カワウの調査結果報告書. 東京都恩賜上野動物園, 東京.
- 52 H. レシット・アクチャカヤ, マーク・A. バーグマン, レフ・R. ギンズバーグ. 2002. コンピュータで学ぶ応用個体群生態学: 希少生物の保全をめざして. 文一総合出版, 東京. pp.87-130.
- 53 Ishida, A., Matsuzawa, T., Kameda, K. and Narusue, M. 2000. The population increase of the great cormorant *Phalacrocorax carbo* and its damaging effect on fisheries and trees in Japan. *Strix* 18: 1-28.
- 54 Frederiksen, M. and Bregnballe, T. 2000. Diagnosing a decline in return rate of 1-year-old cormmranths; Mortality, emigration or delayed return?. *Journal of Animal Ecology* 69: 753-761.
- 55 Frederiksen, M. and Bregnballe, T. 2000. Evidence for density-dependent survival in adult cormorants from a combined analysis of recoveries and resighting. *Journal of Animal Ecology* 69: 737-752.
- 56 Decisioneering, Inc. Crystal Ball version 4.0 日本語版 ユーザマニュアル.
- 57 McCarthy, M.A., Burgman, M.A., and Ferson, S. 1996. Logistic sensitivity and bounds for extinction risks. *Ecological Modelling* 86: 297-303.
- 58 McCarthy, M.A., Burgman, M.A., and Ferson, S. 1995. Sensitivity analysis for models of population viability. *Biological Conservation* 73: 93-100.
- 59 Starodub, M.E., P.A. Miller, G.M. Ferguson, J.P. Giesy and R.F. Willes 1996. A risk-based protocol to develop acceptable concentrations of bioaccumulative

-
- organic chemicals in sediments for the protection of piscivorous wildlife. *Toxicological and Environmental Chemistry* 54: pp.243-259.
- ⁶⁰ Cook, P.M., Walker, M.K., Kuehl, D.W., and Peterson, R.E. 1991. Bioaccumulation and toxicity of TCDD and related compounds in aquatic ecosystems. In Gallo, M.A., Scheuplein, R.J., and van der Heijden, K.A. eds. Cold Spring Harbar Laboratory Press, Plainview, NY, USA, pp 143-168.
- ⁶¹ Sanderson, J.T. and Bellward, G.D. 1995. Hepatic microsomal ethoxyresorufin o-deethylase-inducing potency in ovo and cytosolic Ah receptor binding affinity of 2,3,7,8-tetrachlorodibenzo-p-dioxin: comparison of four avian species. *Toxicological and Applied Pharmacology* 132: 131-145.
- ⁶² Compton, R. and Elliot, A.S. 1999. The use of toxic equivalency factors (TEFs) in ecological risk assessment: strengths and limitations. *Human and Ecological Risk Assessment* 5: 33-42.
- ⁶³ U.S. Environmental Protection Agency. 1999. Ecological Committee on FIFRA Risk Assessment Methods (ECOFRAM) terrestrial draft report. Washington, DC. pp.4-28~4-47.
- ⁶⁴ Ludwig, J.P., Kurita-Matsuba, H., Auman, H.J., Ludwig, M.E., Summer, C.L., Giesy, J.P., Tillitt, D.E., and Jones, P.D. 1996. Deformities, PCBs, and TCDD-equivalents in double-crested cormorants (*Phalacrocorax auritus*) and Caspian terns (*Hydroprogne caspia*) of the Upper Great Lakes 1986-1991: testing a cause-effect hypothesis. *Journal of Great Lakes Research* 22: 172-197.
- ⁶⁵ Cuter, T.W., Custer, C.M., Hines, R.K., and Gutreuter, S. 1999. Organochlorine contaminants and reproductive success of double-crested cormorants from Green Bay, Wisconsin, USA. *Environmental Toxicology and Chemistry* 18: 1209-1217.
- ⁶⁶ Goodman, Daniel 1982. Optimal life histories, optimal notation, and the value of reproductive value. *American Naturalist* 119: 803-823.
- ⁶⁷ Mithod, R.E. 1980. On calculationg demographic parameters from age frequency data. *Ecology* 61: 265-269.
- ⁶⁸ Beissinger, S.R. and Westphal, M.I. 1998. On the use of demographic models of population viability in endangered species management. *Journal of Wildlife Management* 62: 821-841.

-
- ⁶⁹ Gaillard, J-M., Festa-Bianchet, M. 1998. Trends in Ecology and Evolution 13: 58-63
- ⁷⁰ Pimm, S.L., Jones, H.L., and Diamond, J. 1988. On the risk of extinction. The American Naturalist 132: 757-785.
- ⁷¹ Ginzburg, L.R., Ferson, S. and Akcakaya, H.R. 1990. Reconstructibility of density dependence and the conservative assessment of extinction risks. Conservation Biology 4: 63-70.
- ⁷² Walthall, W.K. and Stark, J.D. 1997. Comparison of two population-level ecotoxicological endpoints: the intrinsic (r_m) and instantaneous (r_i) rates of increase. Environmental Toxicology and Chemistry 16: 1068-1073.
- ⁷³ Forbes, V.E. and Calow, P. 1999. Is the per capita rate of increase a good measure of population-level effects in ecotoxicology?. Environmental Toxicology and Chemistry 18: 1544-1556.
- ⁷⁴ 中西準子. 1995. 環境リスク論. 岩波書店, 東京.
- ⁷⁵ Hakoyama, H., and Iwasa, Y. 2000. Extinction risk of a density-dependent population estimated from a time series of population size. Journal of Theoretical Biology 204: 337-359.
- ⁷⁶ Tanaka, Y. and Nakanishi, J. 2000. Mean extinction time of populations under toxicant stress and ecological risk assessment. Environmental Toxicology and Chemistry 19: 2856-2862.
- ⁷⁷ Ginzburg 198 Ginzburg, L.R., Slobodkin, L.B., Johnson, K. and Bindman, A.G. 1982. Quasiextinction Probabilities as a measure of impact on population growth. Risk Analysis 2: 171-181. 3
- ⁷⁸ Emlen, J.M. 1989. Terrestrial population models for ecological risk assessment: a state-of-the-art review. Environmental toxicology and chemistry 8: 831-842.
- ⁷⁹ TAMS Consultant, Menzie-Cure & Associates, 2000. Revised baseline ecological risk assessment Hudson River PCBs reassessment. Phase 2 report. U.S. Environmental Protection Agency Region II, US Army Corps of Engineers Kansas City District, New York, NY, USA.
- ⁸⁰ Maltby, L., Kedwards, T.J., Forbes, V.E., Grasman, K., Kammenga, J.E., Munns Jr., W.R., Ringwood, A.H., Weis, J.S., and Wood, S.N. 2001. Linking

individual-level responses and population-level consequences. In Baird, D.J. and Burton, G.A. eds *Ecological variability: separating natural from anthropogenic causes of ecosystem impairment*. Society of Environmental Toxicology and Chemistry (SETAC), Pensacola, FL, USA, pp 27-82.

- ⁸¹ Snell, T.W. and Serra, M. 2000. Using probability of extinction to evaluate the ecological significance of toxicant effects. *Environmental Toxicology and Chemistry* 19: 2357-2363.

第5章 種の特性と個体群レベルの 生態リスク

5.1 はじめに

前章ではカワウにおけるダイオキシン類のリスクの現況評価を行った。カワウについては現況の汚染レベル、おおよその採餌場所、個体数の規模や分布、人口学的パラメータなど比較的詳細な情報があり、それらを最大限に取り込んで解析を行った。カワウは情報が豊富で手法の構築には適していたが、その一方、近年個体数が増加し水産業に被害を与えるとして有害鳥獣駆除の対象となっており¹、カワウのみで日本におけるダイオキシン類の生態系への影響を判断することはできない。

そこで本章では、カワウにミサゴとカワセミを加えた魚食性鳥類3種についてダイオキシン類のリスク評価を試みた。解析には第4章で構築した手法を適用した。すなわち、底質中のダイオキシン類が魚食により鳥の卵中に蓄積して卵の死亡リスクが増大し、それが将来の個体数に与える影響を個体群動態モデルを用いて推定した。

前章では東京湾周辺という地域限定であったが、本章では地域は限定せず、日本におけるダイオキシン類のリスクの幅を推定することを意図した。そこで底質の汚染レベルを、全国のバックグラウンドレベル、東京湾の現況レベル、東京湾の過去最高レベルの3段階で一連の解析を行った。

5.2 解析方法とパラメータの推定

4章で構築した一連のリスク評価方法をカワウ、ミサゴ、カワセミの3種に適用した。カワウは4章で現況評価を行ったが、本章では、3種で条件を統一できる部分は統一し、種の特性の違いが浮かびあがるように条件設定を行った。下表に解析で使用するパラメータ等を列挙した。網掛け部分は第4章と異なる部分であり、以下に順に説明を加えた。本章で新たに用いるパラメータについても推定方法と推定値を順に示した。

表 5-1 本章における解析条件とパラメータ

解析ステップ	パラメータ等	カワウ	ミサゴ	カワセミ	
曝露評価	底質中ダイオキシン濃度	TEQs の分布の幾何平均	全国平均、東京湾平均、東京湾過去最高の 3 レベル		
		TEQs の分布の幾何標準偏差	東京湾のデータより		
		底質中コンジェナー組成	東京湾のデータより		
	底質-魚間の生物濃縮係数 BSAF	東京湾の底質と魚で推定した値			
	魚-鳥の卵間の生物濃縮係数 BMF	東京湾周辺の魚とカワウ卵で推定した値	左記の値を外挿		
	卵中脂肪含有量	カワウのデータ	ミサゴのデータ	晩成鳥のデータ	
影響評価	probit 解析による LC50 と slope	ミミヒメウのデータ	チョウゲンボウのデータ	ミミヒメウ、チョウゲンボウ、アジサシ、コウライキジ4種のデータ	
個体レベルのリスク評価	曝露評価の結果と影響評価の結果	曝露の確率密度分布と耐性の累積分布の積を積分		2 段階モンテカルロシミュレーション	
個体群レベルのリスク評価	生活史パラメータ	カワウのデータ	ミサゴのデータ	カワセミのデータ	
	生活史パラメータの変動係数	カワウのデータ	ミサゴのデータ	カワウのデータより	
	環境収容力	500 個体			
	初期個体数	500 個体			
	計算期間	3 世代または 10 年の長いほう			

5.2.1 曝露評価

5.2.1.1 底質中ダイオキシン濃度

曝露評価の出発点となるダイオキシン類の底質中濃度は、全国の平均レベル、東京湾の現況レベル、東京湾の過去最高レベルの 3 段階とした。それぞれの濃度レベルで曝露評価から個体群レベルのリスク評価までの一連の解析を種ごとに行った。

第 4 章では底質中のダイオキシン類濃度をコンジェナー組成ごとプロファイルで扱ったが、本章では総 TEQ の分布と各コンジェナーの TEQ への平均寄与率を用いた。総 TEQ の確率分布から値を取得し、平均寄与率と TEF で各コンジェナーの濃度を逆算するという考え方である (式 5-1)。底質のコンジェナーごとの濃度が得られた後は、第 4 章での曝露評価の方法と同じである。底質中のコンジェナープロファイル 30 セットから魚中プロファイル 30 セットを計算し、魚中濃度の平均値を求め (式 4-1再掲)、

魚中平均濃度に生物濃縮係数を乗じて卵中濃度を推定する（式 4-2再掲）。TEQsed の分布の幾何平均、幾何標準偏差、各コンジェナーの平均寄与率は、第 4 章で用いた東京湾のデータより求めた。底質中ダイオキシン濃度関連のパラメータを表 5-2 に示した。

$$\text{式 5-1} \quad C_{sed}^i = a^i \cdot TEQ_{sed} / TEF_{bird}^i$$

TEQsed : 底質（乾泥）中のダイオキシン毒性等価量（WHO-bird）（pg TEQs/g sediment dry weight basis）

ai : コンジェナー i の TEQsed に対する平均寄与率

$$\text{式 4-1} \quad C_{fish}^i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n C_{sed_j}^i \cdot BSAF^i \quad (\text{再掲})$$

$$\text{式 4-2} \quad TEQ_{egg} = \sum_{i=1}^{15} C_{fish}^i \cdot BMF^i \cdot L_{egg} \cdot TEF_{bird}^i \quad (\text{再掲})$$

表 5-2 底質中ダイオキシン濃度関連データ

コンジェナー	平均寄与率 ^a	TEQsed の分布の幾何平均値 pg TEQ-bird/g sediment dry (mammal)	
2378TCDD	1.00%		
12378PCDD	4.74%	全国平均 ^b	6.7(1.6)
2378TCDF	10.95%	東京湾平均 ^c	60(19)
23478PCDF	11.91%	東京湾過去最高 ^d	330(80)
123478HxCDF	2.22%		
123678HxCDF	1.71%	TEQsed の分布の幾何標準偏差 ^c	
234678HxCDF	2.62%	1.96	
PCB 81	4.16%	a TEQ-bird に対する寄与率	
PCB 77	51.00%	b 文献 ² より計算	
PCB 126	3.56%	c 第 4 章の東京湾データに同じ	
PCB 105	0.02%	d 文献 ³ の東京湾底質コアサンプル	
PCB 114	0.001%	データより	
PCB 118	0.58%		
PCB 156	0.01%		
PCB 157	0.01%		

5.2.1.2 カワセミの BMF の推定

魚・卵間生物濃縮係数 BMF については、カワセミとカワウは体重や採餌量等が大きく異なるためカワウで求めた値をそのまま使うのではなく、カワウの値をもとに外挿をした。

カワセミ卵と魚間の生物濃縮係数 BMF の推定方法は以下の通りである。鳥の体のワンボックスモデルを想定する。鳥体内のコンジェナー i の量 Qi は以下の式で表せる。なお、排出は生物濃縮モデルで一般的である一次（first-order model）を仮定する⁴。

$$\text{式 5-2} \quad \frac{dQ^i}{dt} = \text{FIR} \cdot \text{AE} \cdot C_{fish}^i \cdot L_{fish} - k^i \cdot Q^i$$

- Q^i : 1 個体中のコンジェナー i の量(pg)
 FIR : 採餌速度(Food ingestion rate) (g/day)
 AE : 吸収係数(Assimilation efficiency)
 C_{fish}^i : コンジェナー i の脂肪当たり魚中濃度(pg/g lipid weight basis)
 L_{fish} : 魚の脂肪含有率
 k^i : コンジェナー i の排出係数(day⁻¹)

ここで鳥体内へのダイオキシン類の取り込みと排出の平衡を仮定した。式 5-2の両辺を体重で除し、また親鳥から卵への分配係数を $R_{e/w}$ とすると、コンジェナー i の卵中濃度は以下の式で表せる。

$$\text{式 5-3} \quad C_{egg}^i = \frac{\text{NFIR} \cdot \text{AE}}{k^i} \cdot C_{fish}^i \cdot \frac{L_{fish}}{L_{body}} \cdot R_{e/w}$$

- C_{egg}^i : 卵中のコンジェナー i の脂肪当たりの濃度(pg/g lipid weight basis)
 NFIR : 単位体重当たり採餌速度(Normalized food ingestion rate) (g/g-day)
 L_{body} : 鳥の体内脂肪含有率
 $R_{e/w}$: コンジェナー i の鳥の卵と体内の分配比。卵中濃度 (脂肪当たり) / 鳥の体内濃度 (脂肪当たり)

すると、生物濃縮係数 BMF^i は以下のようなパラメータから構成されていると考えることができる。

$$\text{式 5-4} \quad \text{BMF}^i = \frac{C_{egg}^i}{C_{fish}^i} = \frac{\text{NFIR} \cdot \text{AE}}{k^i} \cdot \frac{L_{fish}}{L_{body}} \cdot R_{e/w}$$

- BMF^i : コンジェナー i の生物濃縮係数 (Biomagnification factor)

この式 5-4により、既知の BMF と採餌速度や脂肪含有率等のデータを使って、 BMF が未知の種の値を推定できる。ここでは、吸収係数 AE と卵と体内の分配係数 $R_{e/w}$ は各種で共通と仮定する。

$$\text{式 5-5} \quad \text{BMF}_{unknown}^i = \text{BMF}_{known}^i \times \frac{(\text{NFIR} \times \frac{1}{k^i} \times \frac{L_{fish}}{L_{body}})_{unknown}}{(\text{NFIR} \times \frac{1}{k^i} \times \frac{L_{fish}}{L_{body}})_{known}}$$

- unknown : BMF が未知の種 (ここではカワセミ) のパラメータ
 known : BMF が既知の種 (ここではカワウ) のパラメータ

式 5-5より、カワウで得られた BMF の確率分布の幾何平均値からカワセミのそれを求める。そのためには両種の採餌速度 NFIR、ダイオキシン類の排出係数 k 、餌の魚の脂肪含有量 L_{fish} 、鳥の体脂肪含有量 L_{body} を用いる。これらの値ないし、その推定に必要なパラメータを表 5-3に示す。

カワセミの採餌速度 NFIR については、Appendix-I に推定方法を示した。

ダイオキシンの排出係数 k については、摂取や代謝などの速度定数と同様のアロメトリ式 (体重のスケールリングファクター⁻¹ 乗) に従うという知見に基づいた [$k \propto W^{b-1}$; $b = 0.723$ (スズメ目以外の鳥類の場合)]^{6,7}。

また、得られた BMF の値を表 5-4 に示す。

表 5-3 カワセミの BMF 推定のためのパラメータ

Description (Symbol)	Unit	Species	Value	Sources
Body weight (W)	g	cormorant	1936	⁸
		kingfisher	40	⁹
Normalized food ingestion rate (NFIR)	g/g-day	cormorant	0.26	¹⁰
		kingfisher	0.48	⁵
Lipid content in fish (L_{fish})	-	cormorant	0.031	^a
		kingfisher	0.018	¹¹
Lipid content in body (L_{body})	-	cormorant	0.035	¹²
		kingfisher	0.055	¹³

a) 海 : 川 = 53 : 47 の割合で海水魚と淡水魚の脂肪含有率データより 30 サンプルングし、その平均値の分布の幾何平均値。

表 5-4 カワセミの BMF とカワウ・ミサゴの BMF

Symbol	BMF				
	for kingfisher		for cormorant and osprey		
Description	biota-sediment accumulation factor (lipid/dry)				
Derived distribution	GM	±	GSD	GM	± GSD
2,3,7,8-TCDD	2.33	±	1.54	10.0	± 1.54
1,2,3,7,8-PeCDD	2.96	±	1.57	12.7	± 1.57
2,3,7,8-TCDF	0.042	±	1.98	0.18	± 1.98
2,3,4,7,8-PeCDF	2.26	±	1.50	9.70	± 1.50
1,2,3,4,7,8-HxCDF	3.20	±	1.66	13.8	± 1.66
1,2,3,6,7,8-HxCDF	2.57	±	1.49	11.0	± 1.49
2,3,4,6,7,8-HxCDF	1.55	±	1.64	6.65	± 1.64
PCB 77	0.16	±	1.97	0.70	± 1.97
PCB 81	3.45	±	1.79	14.8	± 1.79
PCB 126	4.74	±	1.81	20.4	± 1.81
PCB 105	4.06	±	1.90	17.4	± 1.90
PCB 114	3.36	±	2.08	14.4	± 2.08
PCB 118	4.61	±	1.83	19.8	± 1.83
PCB 156	5.01	±	1.82	21.5	± 1.82
PCB 157	4.86	±	1.78	20.9	± 1.78

5.2.1.3 卵の脂肪含有率

ミサゴの卵中脂肪含有量の分布は Elliot らのデータ¹⁴より求め、 $3.9 \pm 1.06\%$ (mean \pm SD) となった。

カワセミのデータは得られなかったため、晩成鳥のデータ¹⁵を引用し、 $5.9 \pm 1.3\%$ (mean \pm SD) とした。

5.2.2 影響評価

第2章 2.2 節に記載したなかから、ミサゴ、カワセミのリスク評価に適用する毒性データを選定した。選定したデータを表 5-5 に示す。

前章で説明したように (p.4-12 参照)、感受性の分布を導くために卵中の半数致死濃度 (LC50) とプロビット解析の傾き (slope) の2つの値を用いる。このため、毒性試験の元データが記載され、それを使ってこの2つの値が取得できるものから選択した。なお、ニワトリ (*Gallus domesticus*) の毒性試験は多数行われているが家禽であること、鳥類のなかで特別に感受性が高いことからここでは除外し、野鳥を対象にしている

もののなかから選定した。

本研究の対象種ではダイオキシン類の卵注入毒性試験は行われていない。そのため、分類学的に近い種の毒性データを使うという基準で以下の通りとした。

前章でも述べたが、カワウ (*Phalacrocorax carbo*) の解析には近縁種ミミヒメウ (*Phalacrocorax auritus*) のデータを適用した。これらは同属である。

ミサゴ (*Pandion haliaetus*) は一属一種であり、同属のデータはなく、同じタカ目であるアメリカチョウゲンボウ (*Falco sparverius*) のデータを選定した。

カワセミ (*Alcedo atthis*) はブッポウソウ目であるが、同じ目のデータもないため、表に挙げた4種 {ミミヒメウ (ペリカン目)、アメリカチョウゲンボウ (タカ目)、アジサシ (チドリ目)、コウライキジ (キジ目)} のデータとも使用することにした。

LC50 と slope は文献に記載されている元データを使って Litchifield-Wilcoxon の方法に従い算出した。その際、ブランクデータは Abbott の式で補正した¹⁶。

選定した毒性試験のうち、ミミヒメウとコウライキジについては試薬に 2,3,7,8-TCDD を、アメリカチョウゲンボウとアジサシについては PCB126 が使われている。用量をダイオキシン毒性等価量 TEQ に統一するため、鳥類の毒性等価係数 TEF¹⁷ を用いた。

表 5-5 選定した毒性データ一覧

Selected species	Target species in this study	Contaminant type	TEF (WHO bird)	LC50 (ng TEQ/g egg)	Slope of probit analysis	Reference
Double-crested cormorant (<i>Phalacrocorax auritus</i>)	Great cormorant (<i>Phalacrocorax carbo</i>)	2,3,7,8-TCDD	1	3.7	1.06	Powell et al., 1998 ¹⁸
American kestrel (<i>Falco sparverius</i>)	Osprey (<i>Pandion haliaetus</i>)	PCB126	0.1	6.1	0.74	Hoffman et al., 1998 ¹⁹
Common tern (<i>Sterna hirundo</i>)	Kingfisher (<i>Alcedo atthis</i>)	PCB126	0.1	9.8	1.53	Hoffman et al., 1998 ¹⁹
Ring-necked pheasant (<i>Phasianus colchicus</i>)		2,3,7,8-TCDD	1	1.4	1.91	Nosek et al., 1993 ²⁰

5.2.3 個体レベルのリスク評価

カワセミの個体レベルリスク評価方法

カワウとミサゴの場合はそれぞれ一組の毒性データを適用するが、カワセミの場合は4組の毒性データを適用する。そのため、曝露の可変性 (variability) と毒性データの不確実性 (uncertainty) を区別する2段階モンテカルロシミュレーションを実施した。耐性の分布のパラメータ (LC50 と slope) にそれぞれ分布を仮定することになる。

図 5-1に示すように、LC50 と slope の値は、4種で報告されている値の最小から最大の間を同等の確率で取り得ると仮定し、それぞれ一様分布をあてはめた。また、LC50 と slope は独立していると仮定する²¹。

外部ループ (不確実性 ; 毒性データ) は500回、内部ループ (可変性 ; 曝露) も500回の試行を実施した。内部ループの500というのは、卵が500個の集団の曝露頻度とみなすことができる。それに対し、外部ループの500というのは、LC50 と slope の様々な組み合わせで表現されるダイオキシン類への耐性の分布が500通りのバリエーションを取り得るということを意味する。

その結果、出力された卵死亡率の分布は、4種 (ミミヒメウ、アメリカチョウゲンボウ、アジサシ、コウライキジ) の毒性試験の結果から導かれたダイオキシン類への感受性の振幅の範囲内における、500個の卵の死亡率の分布と解釈できる。

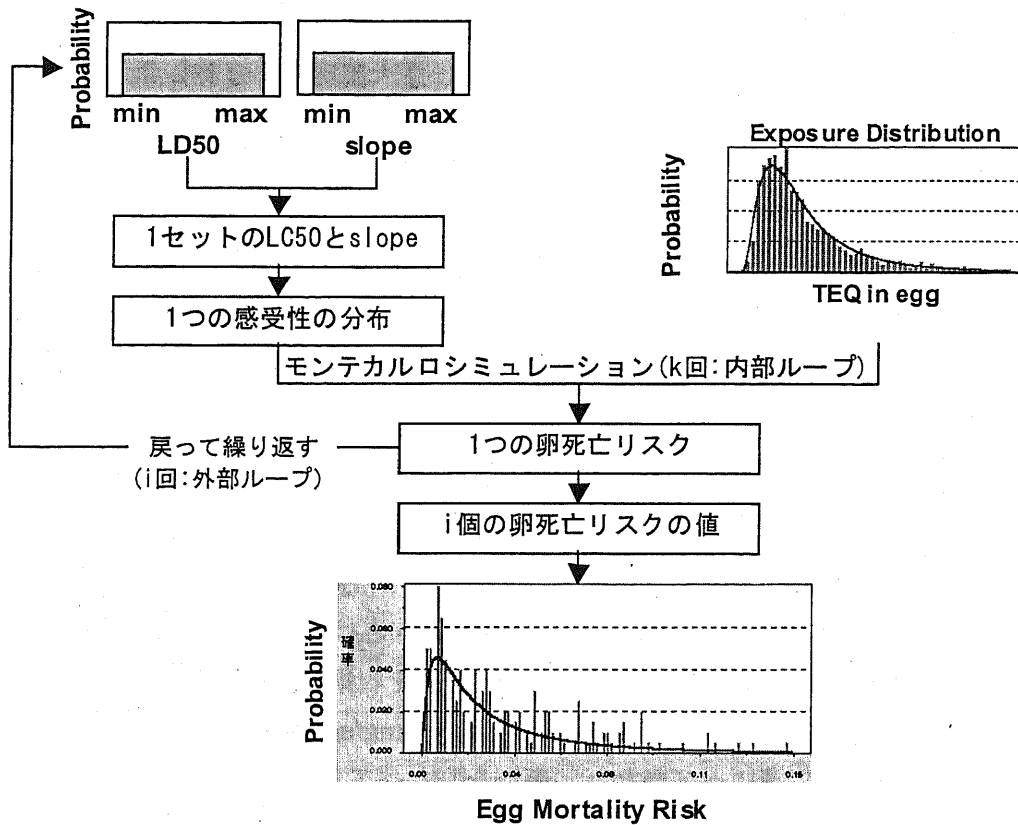


図 5-1 2段階モンテカルロシミュレーション

5.2.4 個体群レベルのリスク評価

5.2.4.1 ミサゴの個体群パラメータ

表 5-6に引用または推定したパラメータの一覧を示した。

ミサゴに関してはカワウと異なり、日本における個体数の推移や生活史データはほとんどない。そのため、北米における情報を用いた。以下、順に解説を加える。

(1) 内的自然増加率 (Intrinsic growth rate of natural increase)

Postupalsky によるミシガン州での野外調査データ²²に基づいて齢構成射影行列を組み立て、内的自然増加率 r はこの行列の最大固有値の自然対数とした。齢構成射影行列の要素は表 5-6に示すとおりである。

第 3 章の考察で検討したように、曝露による影響を r との比 r'/r で測るならば、 r の絶対値にはほとんど左右されないことがわかった (3-11参照)。以上より、ここでは上記の推定値を対照個体群の r に適用することにした。

曝露個体群の内的自然増加率は、対照個体群の射影行列一行目の要素すべてに（1 - ダイオキシン類による卵死亡率）を乗じた行列の、最大固有値の自然対数として求められる。

(2) 出産率 (Fertility rate)

前述の通り Postupalsky のデータを使用した。メス 1 個体あたりのメスの巣立ちヒナ数であるから、性比を 1 と仮定し以下の通り 0.635 とした。この 1.27 の値には、繁殖に失敗したペアや繁殖をしなかったペアも含まれており²²、集団全体の平均値である行列要素の推定に妥当である。

$$1.27(\text{young per occupied nest ,n=623}) \times 0.5=0.635$$

(3) 出産率の変動係数 (Coefficient of variation in fertility rate)

出産率（ここでは巣立ちヒナの数）の年変動の大きさは前述の Postupalsky の報告では得られなかったため、北米各地、各年のデータを収集した^{23,24,25,26,27,28,29,30,31}。

巣立ちヒナの計測には、young/occupied nest, young/active nest, young/successful nest の 3 通りがある。順にペア当たり、産卵をしたペアあたり、繁殖に成功(1羽以上の巣立ちヒナ)したペアあたりである。本解析に最も適しているのははじめの young/occupied nest のデータであるが報告数が少ない。そのため最も報告数の多い young/active nest のデータの平均と標準偏差を求め、変動係数を計算した。

その際 1975 年以降のデータを使用した。ミサゴは DDT とその派生物による卵殻薄化で繁殖率が低下し個体数が減少したことが知られている。1972 年の DDT の使用禁止以後、1974 年には繁殖率が個体数を維持できるまでに回復したとの報告があることから²⁶、1970 年代前半までのデータは系統的なバイアスがあるとみなし、1975 年以降のデータとした。

ここで推定した変動係数は、巣立ちヒナ数の集団別平均値を複数集団、複数年分プールして求めたものである。これより、日本各地の集団（ペアの集まり）を一つの集団とみなして解析する本研究には適当と考えられる。

(4) 幼鳥の生存率の変動係数 (Coefficient of variation in first-year survival rate)

データが得られなかったため、出産率の変動係数と同じとした。

(5) 生存率 (Survival rate)

Postupalsky の報告²²より引用した。

(6) 成鳥の生存率の変動係数 (Coefficient of variation in adult survival rate)

1歳以降の生存率の変動係数で、1926～1947年の期間の標識データに基づいて生存率等を解析した Henny and Wight によった^{32,5}。

表 5-6 ミサゴの個体群レベルリスク評価におけるパラメータ

Description	Unit	Symbol	Value
Intrinsic growth rate of natural increase	year ⁻¹	r	0.0406
Fertility rate (mean)	-	m ₁	0
		m ₂	0
		m ₃	0.635
		m _{4≤}	0.635
Coefficient of variation in fertility rate	%	CV _m	25
Coefficient of variation in first-year survival rate	%	CV _{p0}	25
Coefficient of variation in adult survival rate	%	CV _{p2≤}	8.4
Survival rate	-	p ₀	0.485
		p ₁	0.821
		p ₂	0.821
		p _{3≤}	0.850
Generation time	year	T	8.0

5.2.4.2 カワセミ個体群パラメータ

表 5-7に引用または推定したパラメータの一覧を示した。

カワセミに関しても、ミサゴと同様、日本における個体数の推移や生活史データはほとんどない。そのため、欧州における情報を用いた。以下、順に解説を加える。

(1) 内的自然増加率 (Intrinsic growth rate of natural increase)

Bunzel and Drüke によるドイツ北西部での野外調査データ⁹に基づいて齢構成射影行列を組み立てた。

齢構成射影行列の要素は表 5-7に示すとおりだが、内的自然増加率 r はこの行列の最大固有値の自然対数とした。

第 3 章の考察で検討したように、曝露による影響を r との比 r'/r で測るならば、r の絶対値にはほとんど左右されないことがわかった (3-11参照)。以上より、ここでは上記の推定値を対照個体群の r に適用することにした。

曝露個体群の内的自然増加率は、対照個体群の射影行列一行目の要素すべてに (1 - ダイオキシン類による卵死亡率) を乗じた行列の、最大固有値の自然対数として求められる。

(2) 出産率 (Fertility rate)

前述の通り Bunzel and Drüke のデータ⁹を使用した。メス 1 個体あたりのメスの巣立ちヒナ数であるから、性比を 1 と仮定し以下の通り 3.87 とした。

$$6.8 (\text{平均産卵数}) \times 0.53 (\text{一卵から巣立つ確率}) \times 2.15 (\text{繁殖シーズン当たりの平均産卵回数}) \times 0.5 (\text{性比}) = 3.87$$

(3) 生存率 (Survival rate)

Bunzel and Drüke⁹で報告されている死亡率を引用し、1-死亡率とした。

(4) 生活史パラメータの変動係数 (Coefficient of variation in vital rates)

生活史パラメータの年次変動の大きさはデータが得られなかったため、カワウと同じ 15% の値とした。

すべての生活史パラメータに 15% の変動係数を与えて 10 年間の個体数推移のシミュレーションを 100 回繰り返した結果、個体数の年次変動係数は $33 \pm 14\%$ (平均 \pm 標準偏差、 $n=100$) となった。ミサゴの繁殖率の変動と同じ 25% をすべての生活史パラメータに与えた結果は $50 \pm 20\%$ (同) だった。Pimm らによれば英国の島嶼に生息する野鳥の個体群データから、個体数の年変動 CV (= 個体数の標準偏差 / 個体数の平均、5 年以上のセンサスデータがあるものを使用) は 39 種で平均 0.39 (0~0.70、SD=0.15) であった³³。個体数の変動が大きいと個体数減少リスクの検出がマスキングされる傾向があること、カワウの変動係数は一つのコロニー内の変動であるのに対しミサゴの変動係数は集団間の変動も含まれていることも勘案し、ここでは、Pimm らの平均値に近い年変動を生起する 15% を採用した。

表 5-7 カワセミの個体群レベルリスク評価におけるパラメータ

Description	Symbol	Symbol	Value
Intrinsic growth rate of natural increase [†]	year ⁻¹	r	0.124
Fertility rate (mean)	-	m_1	3.87
		m_2	3.87
		$m_{3\leq}$	3.87
Coefficient of variation in vital rates	%	CV_m	15
		CV_{p0}	
		CV_{p1}	
Survival rate	-	p_0	0.22
		p_1	0.28
		$p_{2\leq}$	0.28
Generation time	year	T	1.4

5.2.4.3 環境収容力と初期個体数

本章の解析では、カワウ、ミサゴ、カワセミの3種で共通の環境収容力と初期個体数を設定した。

(1) 環境収容力 (Carrying capacity)

環境収容力は500個体とした。モデルはメスのみを対象としているので、性比を1として1000個体の集団を想定していることになる。500個体というのは、ミサゴの日本国内における個体数規模から設定した。

ミサゴの日本国内の現存個体数は正確に把握されていないが、環境庁「猛禽類保護の進め方」³⁴のなかで“国内の生息個体数が1000羽前後かそれ以下と推定される”猛禽類5種のうちの一つに挙げられていることを根拠にした。性比は1と仮定した。したがって、ミサゴについては日本全国を一つの集団とみなし、解析対象としたことになる。近畿地区鳥類レッドデータブックによれば、近畿圏の生息個体数は府県レベルで1桁~2桁と報告されている³⁵。

カワセミについても、環境収容力を推定するためのセンサスデータ等は存在しない。カワセミの500個体というのはミサゴと異なり、河川流域程度の規模を想定している。近畿地区の鳥類レッドデータブックによれば³⁵、近畿圏の各県における生息個体数は2桁~4桁と報告されている。また、個体数の増減状況は、7府県のうち増加が1県（奈良県）、減少が2県（滋賀県、兵庫県）、増減なしが2府2県（大阪府、京都府、三重県、和歌山県）となっている。テリトリーサイズに関しては、英国における標識個体の遺体回収されたデータより、およそ3分の2の個体は出生地から9km内で回収され、8割以上は49km内で回収されている³⁶。また、類縁種 Belted kingfisher(カワセミよりヤマセミに近い)のテリトリーサイズは数km内外と報告されている⁵。このことから500個体というのは概ね妥当な規模とみなした。

カワウについては、500個体というのは1980年前後の関東地方の個体数（性比1と仮定）と同程度である。全国で5~6万羽と推定される現在の規模からみると³⁷、やや規模の大きな一つのコロニー程度の個体数といえる。

(2) 初期個体数 (Initial population size)

対照個体群、曝露個体群とも初期個体数は、500（＝対照個体群の環境収容力）とした。これは、対象とする集団を、平衡個体数付近で変動しているとみなしたことになる。

5.2.4.4 世代時間と計算期間

計算期間は3世代または10年間の長いほうとした。これは、種によって寿命が異なることから世代単位とすることと、レッドデータブックの絶滅危惧等のカテゴリ定義に

における定量的要件³⁸のなかで、個体群の減少を判定する期間として使われていることに基づいた。

世代時間 T は繁殖齢の平均を表す尺度で、齢を x 、 x 歳までの生残率を l_x 、 x 歳の産子力を m_x とすると次式で定義される³⁹。生残率 l_x は x 歳までの生存率 p_i の積である。3種の世代時間と、設定したシミュレーション期間を下表に示した。

$$\text{式 5-6} \quad T = \frac{\sum x l_x m_x}{\sum l_x m_x}$$

$$l_x = p_0 \cdot p_1 \cdots p_{x-1}$$

表 5-8 3種の世代時間と計算期間

	カワウ	ミサゴ	カワセミ
世代時間 (年)	5.0	8.0	1.4
計算期間 (年)	15	24	10

5.3 個体群モデルの感度解析

4章においてカワウの個体群行列モデルで行った感度解析をミサゴとカワセミについても実施した。ロジスティック回帰を使う McCarthy らが提示した方法で^{40,41}、目的変数は4章と同様、20%以下になる個体数減少リスクとした。

カワウでは11個の生活史パラメータを説明変数としたが、ミサゴでは7つ（繁殖率の平均値 m とその変動係数 CV_m 、初年度の生存率の平均値 p_0 とその変動係数 CV_{p_0} 、1歳と2歳生存率の平均値 $p_{1,2}$ 、3歳以上の生存率の平均値 $p_{3\leq}$ 、1歳以上の生存率の変動係数 $CV_{p_{1\leq}}$ ）カワセミでは6つ（繁殖率の平均値 m とその変動係数 CV_m 、初年度の生存率の平均値 p_0 とその変動係数 CV_{p_0} 、1歳以上の生存率の平均値 $p_{1\leq}$ とその変動係数 $CV_{p_{1\leq}}$ ）である。

これらのパラメータに平均値の上下10%の一様分布を与え、2段階モンテカルロシミュレーションによりパラメータと結果を記録しておき、ロジスティック回帰式（式4-14）の回帰係数を最尤法で求めた。結果を図5-2に示した（カワウは再掲）。

これにより、個体数減少リスクを大きく左右しているのはカワウとミサゴでは成鳥の生存率とその変動係数であり、カワセミでは逆に繁殖率と幼鳥の生存率であることが判った。また、3種に共通しているのは、生存率や繁殖率の回帰係数は概ね負の値をとり、

変動係数は正の値をとる。つまり前者が大きくなればリスクは小さくなり、後者が大きくなればリスクが大きくなるということで、予想された傾向が裏付けられた。

このような感度解析によって、個体群減少リスク評価の不確実性を低減するために精度を高めるべきパラメータが特定できる。それは種の特性によって異なり、それはおよそその生活史パラメータが得られれば予測できる。

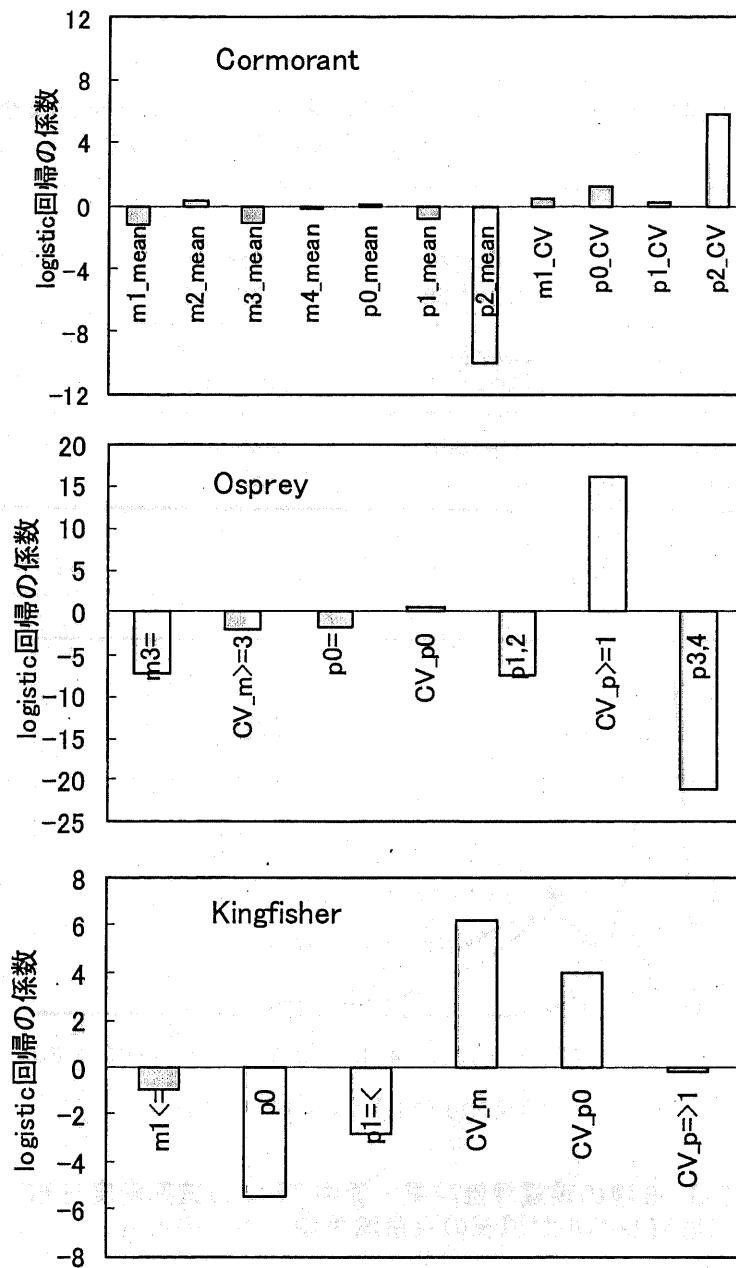


図 5-2 3種の個体群モデルの感度解析結果

5.4 結果

5.4.1 曝露評価結果

3種の曝露評価の結果を表 5-9に示した。また、東京湾現況平均レベルでの卵中 TEQ の確率密度分布を図 5-3に示した。

表 5-9 3種の曝露評価結果：卵中濃度分布の幾何平均 GM と幾何標準偏差 GSD
(底質中濃度の単位：pg TEQ-bird/g sediment dry wt. 鳥の卵中濃度の単位：pg TEQ-bird/g egg)

底質のレベル	カワウ	ミサゴ	カワセミ
全国現況平均レベル GM=6.7, GSD=1.96	GM=27 GSD=1.58	GM=21 GSD=1.67	GM=7.5 GSD=1.59
東京湾現況平均レベル GM=60, GSD=1.96	GM=246 GSD=1.57	GM=184 GSD=1.66	GM=66 GSD=1.59
東京湾過去最高レベル GM=330, GSD=1.96	GM=1360 GSD=1.57	GM=1020 GSD=1.63	GM=368 GSD=1.59

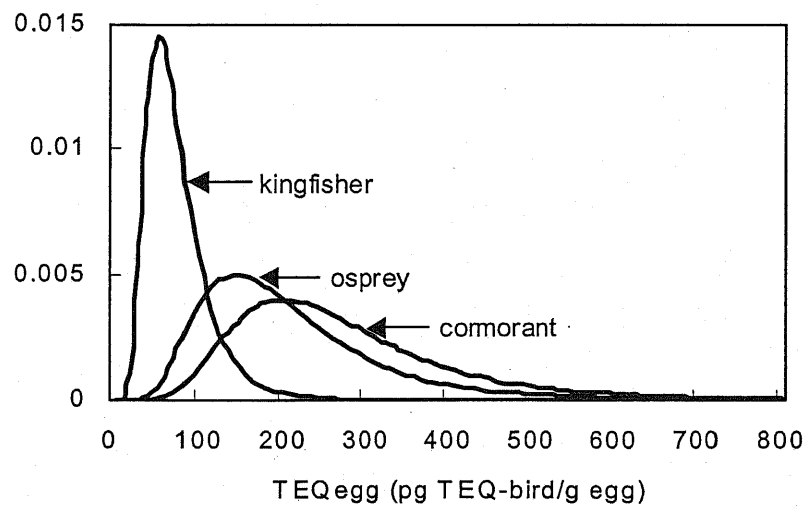


図 5-3 3種の曝露評価結果：卵中 TEQ の確率密度分布
(底質レベルが現況の東京湾平均レベルのとき)

5.4.2 個体レベルのリスク評価結果

各汚染レベルにおける3種の卵死亡リスクを表5-10および図5-4に示した。カワウとミサゴについては式4-5の積分の結果、カワセミについては2段階モンテカルロシミュレーションで得られた結果である。カワセミでは2段階モンテカルロシミュレーションにより各汚染レベルにつき500個の卵死亡率が計算され、Crystal Ball4.0によりワイブル分布を適合させた。個体群レベルのリスク評価にインプットするのは、この分布の50%タイルと95%上側信頼区間(95%UCL: Upper confidence limit)とした。

カワウとミサゴでは毒性データのLC50はそれぞれ $3.7 \mu\text{g/kg}$ と $6.1 \mu\text{g/kg}$ でカワウのほうが敏感と考えられるが(ミサゴの感受性はチョウゲンボウと同じとみなしている)、プロビット解析の傾きが後者のほうが緩やかなため、影響を受ける個体の分布が広がっている兼ね合いからミサゴのリスクも高くなっていると考えられる。

表 5-10 3種の個体レベルリスク評価結果：各汚染レベルにおける卵の死亡リスク

底質のレベル	カワウ	ミサゴ	カワセミ	
			50 percentile	95%UCL
全国現況平均レベル GM=6.7, GSD=1.96	1.4%	3.6%	0.09%	1.9%
東京湾現況平均レベル GM=60, GSD=1.96	11%	13%	1.0%	9.3%
東京湾過去最高レベル GM=330, GSD=1.96	33%	29%	8.4%	28%

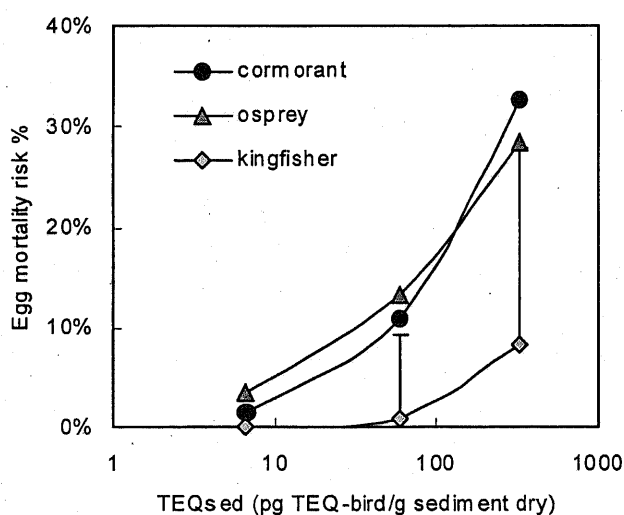


図 5-4 各汚染レベルにおける3種の卵の推定死亡リスク

5.4.3 個体群レベルのリスク評価結果

カワウ、ミサゴ、カワセミの個体数減少リスク曲線をそれぞれ図 5-5、図 5-6、図 5-7 に示した。計算期間は、カワウは 3 世代で 15 年、ミサゴは 3 世代で 24 年、カワセミは 10 年である。

カワウとミサゴについては、全国の平均レベル、東京湾の現況レベル、東京湾の過去最高レベルを汚染のない場合とともにまとめて図示した。ミサゴについては、近年の個体数規模のミサゴ集団がそれぞれのレベルのダイオキシン類汚染によって被っていると推定された個体数減少リスクということになる。例えば 500 個体いた集団が 24 年後に 50%以下に減少、すなわち 250 個体以下になる確率は、ダイオキシンの影響のないときで 14%、ダイオキシンの影響が加わると、全国平均レベルでは 17%、東京湾の汚染レベルでは 32%と推定された。

カワセミについては、個体数減少リスク曲線を各汚染レベル別に図示した。これらの図は、県域レベルの規模のカワセミ集団が被っていると推定された個体数減少リスクということになる。これらの図では、カワセミのダイオキシン類への感受性が分類学上の目の異なる 4 種の鳥（ミミヒメウ、アメリカチョウゲンボウ、アジサシ、コウライキジ）の幅をもちうると仮定していることから起因する不確実性の幅を 95%UCL で表示している。例えば 500 個体いた集団が 10 年後に 50%減少、すなわち 250 個体以下になる確率は、ダイオキシンの影響のないときで 42%、ダイオキシンの影響が加わると、全国平均レベルでは 42~44%、東京湾の汚染レベルでは 43~59%と推定された。

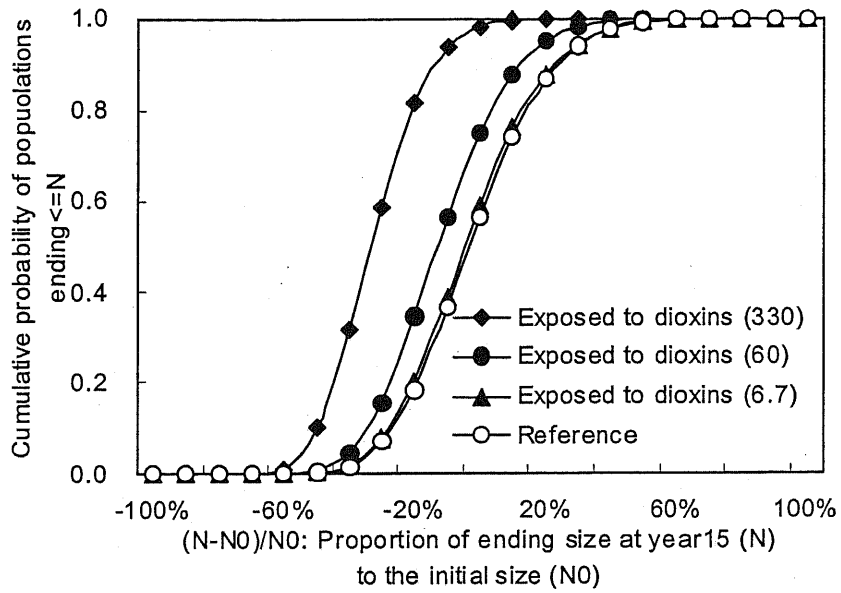


図 5-5 カワウの個体数減少リスク曲線

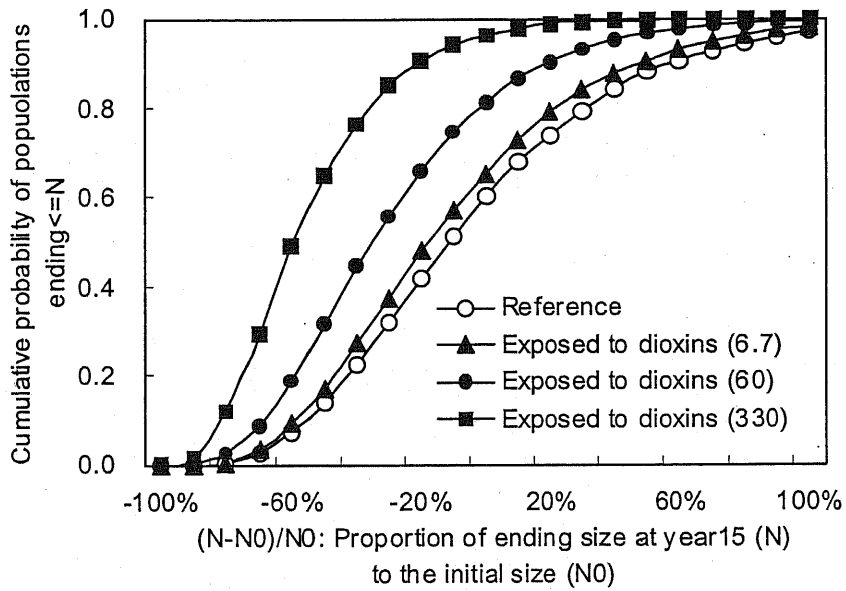


図 5-6 ミサゴの個体数減少リスク曲線

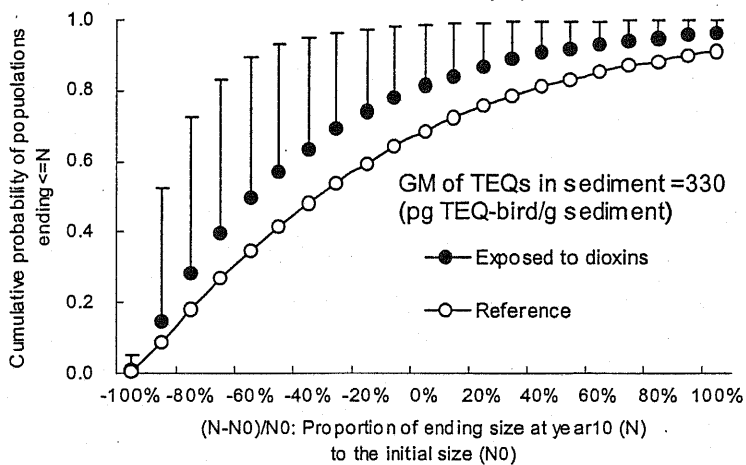
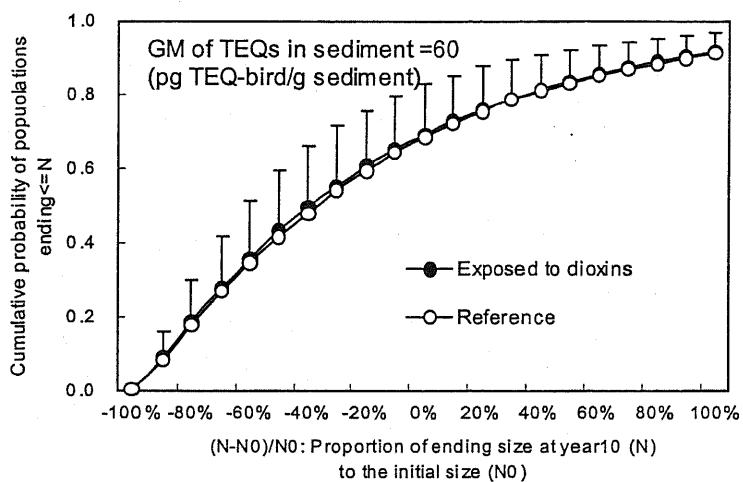
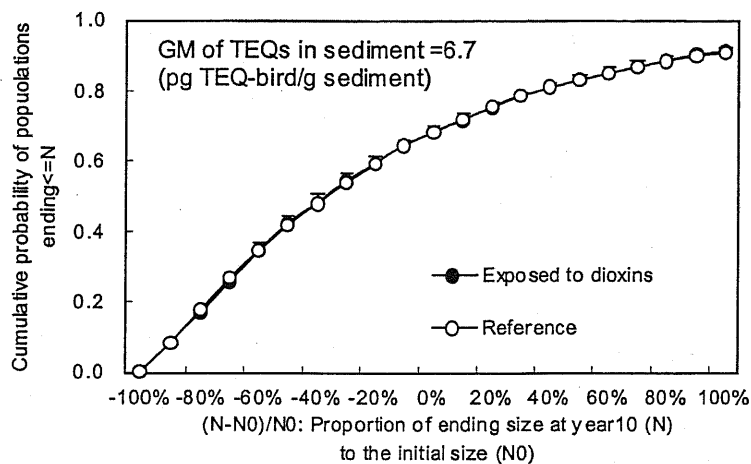


図 5-7 カワセミの個体数減少リスク曲線

5.5 考察

5.5.1 曝露評価について

図 5-8に底質中の汚染レベルと3種の鳥の予測卵中濃度を示した。両軸とも対数正規分布の幾何平均値で、対数軸で表してある。横軸のレベルの汚染水域の魚を採餌する集団の、卵中濃度分布の幾何平均値の推定値ということになる。

ここでのカワウとミサゴの違いは、卵中脂肪含有量の違いであり、カワウとカワセミでは卵中脂肪含有量に加えて魚・卵間の生物濃縮係数 BMF の違いが現れている。BMFの違いは5.2.1.2カワセミの BMF の推定で示したように、体の大きさの違いからくる採餌量や代謝量の種による違いを加味したものになっている。

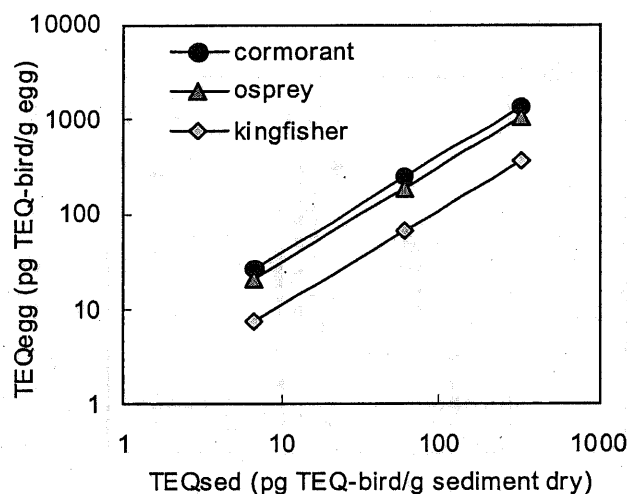


図 5-8 3種の曝露評価結果：底質中 TEQ 分布の幾何平均値と卵中 TEQ の幾何平均値の関係

ここで、この推定結果の妥当性を既存のデータにあてはめて検討を行った。そのために、カワウとトビの地域別の体内濃度データと対応する地域の底質濃度データを用いた。トビは雑食性の猛禽であるが海岸近くのものには魚類を主食にしているといわれていることから⁴²、ここではミサゴと比較した。両種は環境省の野生生物のダイオキシン類蓄積状況調査で対象種になっている^{11,43}。地域別の筋肉中 TEQ 濃度の幾何平均値と、その地域の公共用水域底質中 TEQ 濃度²の幾何平均値を対応させ、予測値とともに以下に図示した。

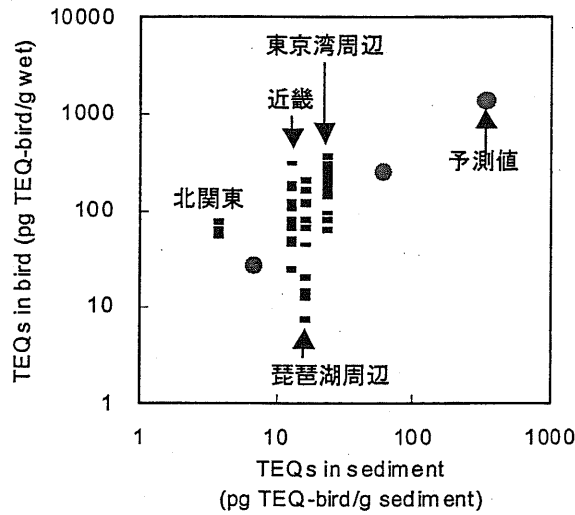


図 5-9 カワウの卵中濃度予測値 (●) と体内濃度実測値 (-)
 (実測値の底質中濃度は文献2、カワウ体内濃度は文献43より)

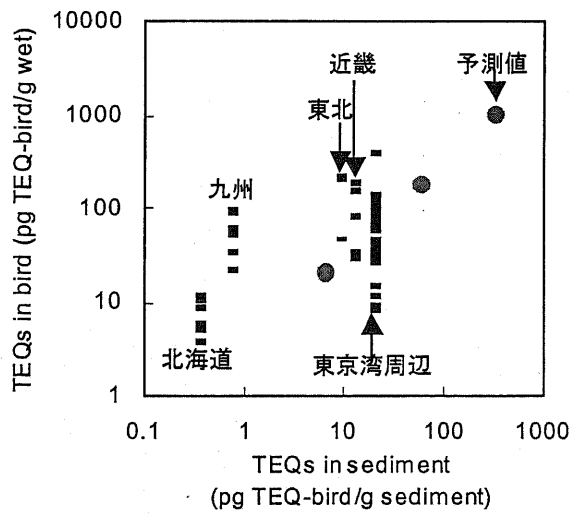


図 5-10 ミサゴの卵中濃度予測値 (●) とトビの体内濃度実測値 (-)
 (実測値の底質中濃度は文献2、トビ体内濃度は文献11,43より)

曝露評価の予測式 (式 4-1、式 4-2、式 5-1) は線形であり、実測値についても底質レベルの高い地域の鳥の蓄積レベルが高い傾向はみてとれる。しかし、幾何平均値でくればると概ね実測値が予測値を上回っている。理由として以下の事項が考えられる。

ひとつは、予測値が卵中濃度に対して実測値は体内 (筋肉または脂肪) 濃度であることがあげられる。Braune らの報告によれば⁴⁴、セグロカモメの体内濃度と卵中濃度の比 (Egg/Whole: 脂肪ベース) は 4 塩素～6 塩素 PCBs の平均で 0.53 ± 0.10 (Mean \pm SD)、PCDDs で 1.2 ± 0.33 、PCDFs で 0.87 ± 0.02 である。卵中 TEQ への寄与率は

PCBs で約 4 分の 3 を占めており、体内と卵中の脂肪含有率を考慮しても卵中濃度のほうが体内濃度よりも低いと推察される。本モデルの BMF はこの分配比も含んだものと解釈できるため、体内濃度である実測値が高いと考えられる。

もうひとつは、ここでの予測値はダイオキシン類のコンジェナー組成を東京湾の平均組成で代表させており、これが各地域の組成と異なっていることに起因するずれが考えられる。たとえば、北関東の底質濃度は 4 つの河川のデータであるが、平均組成をみると PCDD/Fs で底質中 TEQ の約 92% を占めている。九州の底質濃度では海域の 9 つの底質濃度の平均組成で PCDD/Fs が約 67% であった。本予測の設定では PCDD/Fs の寄与率の合計は 35% であり、こういった PCBs との寄与が逆転している地域では、底質中濃度を過小にインプットしてしまうことになる。このことから予測値の直線からずれるということが考えられる。ダイオキシン類のコンジェナー組成は地域的に大きく異なり、地域的な曝露を予測する場合は、前章における解析のように組成情報を組み入れる重要性が示唆された。

また、横軸の底質濃度との対応は、ここでは府県レベルで対応させているだけなので、採食地域の代表性という観点からの不確実性が存在する。前章における曝露モデルの感度解析で底質中濃度が卵中濃度を大きく左右していることが示されたが (p.4-23)、対象集団の採餌場所の情報は重要である。

カワセミの予測では魚・卵間の生物濃縮係数 BMF の外挿を行った。この方法の妥当性を検討するため、以下のようにセグロカモメの実測値と比較をした。Braune と Norstrom はオンタリオ湖のセグロカモメに蓄積した有機塩素化合物について、卵を含めた体内分布や餌魚の濃度を報告している⁴⁴。その報告値のなかから、本解析で扱っているコンジェナーと同じコンジェナーについて卵中濃度と魚中濃度から BMF を計算した。一方、未知の BMF の換算式 5-5 (p.5-4) にセグロカモメの体重や採餌量⁵、体内と魚の脂肪含有量⁴⁴とカワウの BMF とパラメータを代入し、セグロカモメの BMF を推定した。結果を図 5-11 に示した。外挿のもととしたカワウの BMF も同時に図示した。5 つのコンジェナーのなかで推測値が実測値から求めた BMF とよく一致しているものもあるが、ほかは推測値が小さくなっている。これらはすべて分布をもつ値であり一概にはいえないが、卵中濃度の推定が過小に推定される可能性があり、今後さらに検討が必要と考えられる。

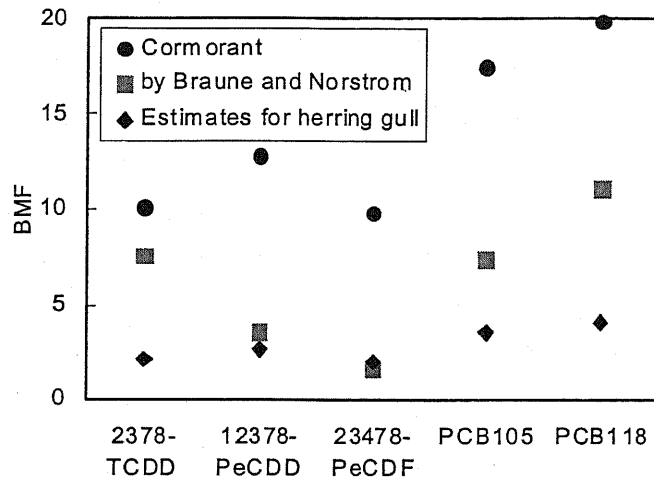


図 5-11 セグロカモメ (herring gull) の BMF の推定値 (◆) と実測値 (■) の比較 (実測値■は文献44より計算)

5.5.2 リスク指標間の比較

表 5-11~13 に各段階の底質汚染レベルにおける 3 種のリスクをいくつかの尺度を併せて示した。個体レベルのリスク尺度として、卵死亡リスクと曝露評価の 95 パーセンタイルおよび 99 パーセンタイルでの NOAEL との比 (Toxicity quotient) を示した。個体群レベルの尺度として個体群増殖率と個体数減少リスク (20%~100%) を示した。

表 5-11 の全国の現況平均 (バックグラウンド) レベルをみると、この曝露レベルではほぼ影響がないといえる。表 5-12 の東京湾の現況平均レベルをみると、ミサゴに関して 3 世代で 500 個体の集団が半分以下になるリスクが 14% から 32% に 2.3 倍等となっている。これは全国の個体がすべて東京湾周辺レベルの曝露を受けつづけた場合のリスクと解釈できるので、このまま現実にあてはめられないが、もっと小規模な集団のリスクをさらに検討するためのきっかけになるだろう。表 5-13 の東京湾過去最高レベルをみると、ミサゴとカワセミでは個体群増殖率が負の値になっており、個体数減少リスクが非常に高くなる可能性が推定された。この過去最高レベルというのは、東京湾の底質コアサンプル中の 1970 年前後の年代で測定されたものである³。底質のダイオキシンレベルの平均がこのレベルであり、その曝露を受けつづけたとしたら、ミサゴやカワセミのようなもともと個体群増殖率の高くない種は重大な影響を受けていた可能性が推定された。

リスク尺度を比較してみると、たとえば東京湾現況レベルのミサゴで (表 5-12)、Toxicity quotient は曝露の 95 パーセンタイルで 0.21、99 パーセンタイルで 0.30 であ

る一方、卵の死亡率は 1.3 倍、個体群増殖率は 54%減少し、個体数が 50%以下になるリスクが 14%から 32%で 2.3 倍、80%以下に減少するリスクが 0.53%から 2.6%に 4.9 倍となっている。これより、第 4 章のカワウの例でも指摘したように、個体群存続可能性に関わるリスク尺度は、個体レベルのリスク尺度よりも実感しやすいかたちで鋭敏にリスクを検出することがわかった。

このような集団の存続可能性をリスクの尺度とすれば、レッドデータブックなどの野生生物保護施策と共通の評価基盤をもつことにつながる。そうすれば、野生生物に影響を与える様々な要因のなかでの化学物質の影響の相対的位置付けが明らかとなり、環境基準値等の設定の際に、根拠の明確化につながると考えられる。

表 5-11 ダイオキシン類の生態リスク評価結果：表現による違い
底質中 TEQ の GM が全国平均レベルのとき(6.7pg TEQ-bird/g sediment)

Index of effects	Reference (R)	Exposed (E)	Ratio (E/R)
Great cormorant			ST=15 ^{※1}
Individual-level			
Egg mortality rate	8.6%	9.9%	1.1
Toxicity quotient	1000(NOAEI) ^{※2}	58 ^{※3} 78 ^{※4}	0.058 ^{※3} 0.078 ^{※4}
Population-level			
Population growth rate	0.36	0.356	0.99
20% decline risk	18%	21%	1.1
30% decline risk	7.0%	8.0%	1.1
40% decline risk	1.5%	1.9%	1.2
50% decline risk	0.23%	0.21%	0.91
Osprey			ST=24
Individual-level			
Egg mortality rate	33%	35%	1.1
Toxicity quotient	2000(NOAEI) ^{※5}	48 ^{※3} 69 ^{※4}	0.024 ^{※3} 0.035 ^{※4}
Population-level			
Population growth rate	0.0406	0.036	0.88
20% decline risk	41%	48%	1.2
50% decline risk	14%	17%	1.2
70% decline risk	2.7%	3.4%	1.3
80% decline risk	0.53%	0.54%	1.0
Kingfisher			ST=10
Individual-level			
Egg mortality rate	28%	29%	1.0
Toxicity quotient	100 or 1000(NOAEI) ^{※6}	16 ^{※3} 22 ^{※4}	0.16 (0.016) ^{※3※7} 0.2 (0.02) ^{※4※7}
Population-level			
Population growth rate	0.124	0.110	0.88
20% decline risk	60%	60%	1.0
50% decline risk	42%	42%	1.0
80% decline risk	18%	17%	1.0
100% decline risk	0.29%	0.27%	0.9

※1) ST=シミュレーション期間

※2) ミミヒメウ

※3) 卵中 TEQ 分布の 95%タイル値のとき

※4) 卵中 TEQ 分布の 99%タイル値のとき

※5) アメリカチョウゲンボウ

※6) NOAEI=100 : コウライキジ、NOAEI=1000 : ミミヒメウ

※7) ()内はミミヒメウの NOAEI との比

表 5-12 ダイオキシン類の生態リスク評価結果：表現による違い
底質中 TEQ の GM が東京湾平均レベルのとき(60pg TEQ-bird/g sediment)

Index of effects	Reference (R)	Exposed (E)	Ratio (E/R)
Great cormorant			ST=15 ^{*1}
Individual-level			
Egg mortality rate	8.6%	19%	2.2
Toxicity quotient	1000(NOAEI) ^{*2}	516 ^{*3} 701 ^{*4}	0.52 ^{*3} 0.70 ^{*4}
Population-level			
Population growth rate	0.36	0.326	0.91
20% decline risk	18%	35%	1.9
30% decline risk	7.0%	16%	2.2
40% decline risk	1.5%	4.6%	3.1
50% decline risk	0.23%	0.84%	3.7
Osprey			ST=24
Individual-level			
Egg mortality rate	33%	42%	1.3
Toxicity quotient	2000(NOAEI) ^{*5}	423 ^{*3} 598 ^{*4}	0.21 ^{*3} 0.30 ^{*4}
Population-level			
Population growth rate	0.0406	0.022	0.54
20% decline risk	41%	66%	1.6
50% decline risk	14%	32%	2.3
70% decline risk	2.7%	8.7%	3.2
80% decline risk	0.53%	2.6%	4.9
Kingfisher			ST=10
Individual-level			
Egg mortality rate	28%	35%	1.2
Toxicity quotient	100 or 1000(NOAEI) ^{*6}	141 ^{*3} 193 ^{*4}	1.4 (0.14) ^{*3*7} 1.9 (0.19) ^{*4*7}
Population-level			
Population growth rate	0.124	0.514	0.41
20% decline risk	60%	76%	1.3
50% decline risk	42%	59%	1.4
80% decline risk	18%	30%	1.7
100% decline risk	0.29%	0.53%	1.8

※1) ST=シミュレーション期間

※2) ミミヒメウ

※3) 卵中 TEQ 分布の 95% タイル値のとき

※4) 卵中 TEQ 分布の 99% タイル値のとき

※5) アメリカチョウゲンボウ

※6) NOAEI=100 : コウライキジ、NOAEI=1000 : ミミヒメウ

※7) ()内はミミヒメウの NOAEI との比

表 5-13 ダイオキシン類の生態リスク評価結果：表現による違い
底質中 TEQ の GM が東京湾過去最高レベルのとき(330pg TEQ-bird/g sediment)

Index of effects	Reference (R)	Exposed (E)	Ratio (E/R)
Great cormorant			ST=15 ^{※1}
Individual-level			
Egg mortality rate	8.6%	38%	4.5
Toxicity quotient	1000(NOAEI) ^{※2}	2878 ^{※3} 3930 ^{※4}	2.9 ^{※3} 3.9 ^{※4}
Population-level			
Population growth rate	0.36	0.252	0.70
20% decline risk	18%	81%	4.4
30% decline risk	7.0%	59%	8.4
40% decline risk	1.5%	32%	21
50% decline risk	0.23%	10%	44
Osprey			ST=24
Individual-level			
Egg mortality rate	33%	52%	1.6
Toxicity quotient	2000(NOAEI) ^{※5}	2290 ^{※3} 3190 ^{※4}	2.3 ^{※3} 3.2 ^{※4}
Population-level			
Population growth rate	0.0406	-0.001	-0.025
20% decline risk	41%	91%	2.2
50% decline risk	14%	65%	4.7
70% decline risk	2.7%	29%	11
80% decline risk	0.53%	12%	22
Kingfisher			ST=10
Individual-level			
Egg mortality rate	28%	48%	1.7
Toxicity quotient	100 or 1000(NOAEI) ^{※6}	789 ^{※3} 1080 ^{※4}	7.9 (0.79) ^{※3※7} 11 (1.1) ^{※4※7}
Population-level			
Population growth rate	0.124	-0.166	-1.3
20% decline risk	60%	97%	1.6
50% decline risk	42%	93%	2.2
80% decline risk	18%	73%	4.1
100% decline risk	0.29%	4.9%	17

※1) ST=シミュレーション期間

※2) ミミヒメウ

※3) 卵中 TEQ 分布の 95%タイル値のとき

※4) 卵中 TEQ 分布の 99%タイル値のとき

※5) アメリカチョウゲンボウ

※6) NOAEI=100 : コウライキジ、NOAEI=1000 : ミミヒメウ

※7) ()内はミミヒメウの NOAEI との比

5.5.3 個体群レベルのリスク評価結果とリスク指標

個体群減少リスクの結果から、20%以上減少するリスクと50%以上減少するリスクの値を抜き出し、底質中汚染レベルとの関係を図5-12に示した。カワセミについては95%上側信頼限界が付してある。

これらの図のなかで、全国のバックグラウンドレベル（各種の左から2つめのプロット）から東京湾の現況平均レベル（同3つめのプロット）のあいだに、日本における現在のダイオキシン汚染レベルがおおよそ収まっているのではないかと考えられる。この範囲に注目すると、20%以上減少リスクも50%以上減少リスクもミサゴは汚染レベルの増加とともに増大する率が高いのがみてとれる。カワウについては20%以上減少リスクは増加率が比較的大きいが、半減するリスクはほとんどない。

この解釈は以下のように考えられる。カワウとミサゴでは個体群増殖率の大きさや低下率が大きく異なっている。東京湾現況レベルでの内的自然増加率の低下は、カワウが0.360から0.326に約90%に低下するのに対しミサゴでは0.0406から0.0220に54%に低下している（表5-12参照）。ミサゴについては、もともと低い増殖率が半減しており、個体数減少への傾向が加速されると解釈できる。さらに、カワウはまとまった地域集団を想定しており、生活史パラメータの変動もそれに対応する情報から推定している。一方、ミサゴは全国規模を想定しており、生活史パラメータの変動が各地域集団間の変動も加味したものとなっているため、個体数の年変動が大きいことも理由のひとつと考えられる。

カワセミはカワウと同程度の生活史パラメータの変動係数を仮定したが、生活史感度の関係で個体数変動が大きく、ダイオキシンによる影響とバックグラウンドとの差が現れにくい結果となっている。

これらの結果から以下の点が示唆される。ひとつは、個体数の年変動の情報の重要性である。本解析では各生活史パラメータの変動として組み込んでいるが、それによって個体数の増減が生起されるので、種ごとの特性を反映するように値を吟味する必要がある。もし過小であれば、大きく減少（半減するなど）するリスクが検出されず、一方、過大であれば、バックグラウンドの変動も大きくなって影響要因との差がマスクングされてしまうことになる。

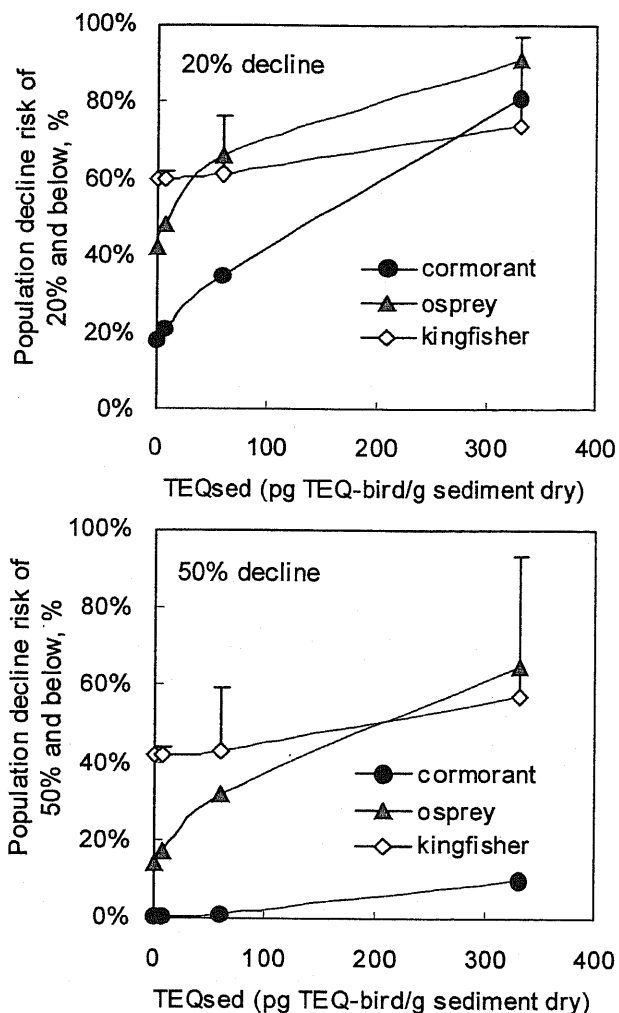


図 5-12 各汚染レベルにおける 3 種の 20%以上または 50%以上個体数減少リスク

さらに、本解析では 20%以上減少リスクを一つの指標としたが、より大きな減少率のリスクのほうが（たとえば 20%以上よりも 50%以上のほうが）指標に適していることが浮かびあがってきた。これは、もともとの変動からみて 20%程度の個体数の増減はあるということのほかに、リスクの高い種とそうでない種との差が明瞭になるからである。図 5-12で 20%以上減少リスクと 50%以上減少リスクを比較すると、カワウのような比較的安定した集団のリスクは後者では検出されなくなる一方、ミサゴやカワセミのリスクは 20%以上減少リスクと同程度に検出されている。

そこで、個体数の減少率別のリスクについて、20%以上減少と 50%以上減少リスク以外についても、バックグラウンドのリスクとの比（曝露下のリスク/バックグラウンドのリスク）をとり、図 5-13に種別に図示してみた。これをみると、減少率の大きなリスクほどバックグラウンドとの比が大きくなる傾向が一貫して認められる。各汚染レ

ベルのなかでそうであるとともに、曝露レベルが高くなると減少率の大きなリスクのリスク比は増大している。このような性質は、リスクの尺度に適していると考えられる。減少率の大きな事象ほど避けたいことであり、それは敏感に検出されるべきだからである。

以上の検討により、個体群レベルのリスク指標は減少率の大きなリスクを低く抑えるという方向が適切であると提案する。減少率の大きさをどこに設定するかであるが、図 5-13をみると、バックグラウンドがゼロでないリスクは、カワウでは 50%減少で、カワセミでは絶滅であり、種によって異なる。このなかで 50%以下になるリスクというのは、わかりやすいとともにこの 3 種間で比較ができる。リスク尺度は多くの種間や事例間で比較ができるほうが望ましいと考えられる。

また、レッドデータブックの絶滅危惧 IB 類（絶滅危惧 IA 類ほどではないが近い将来における絶滅の危険性が高いもの）の定量的指定要件のひとつは、次のいずれかの形で個体群の減少が見られる場合としている⁸⁸。

1. 最近 10 年間もしくは 3 世代のどちらか長い期間を通じて、50%以上の減少があったと推定される。
2. 今後 10 年間もしくは 3 世代のどちらか長い期間を通じて、50%以上の減少があると予測される。

この要件は現存個体数の規模の指定がないため、その意味でも適用範囲が広く、化学物質管理に個体群レベルの生態リスク評価指標を導入するうえで一つの有力な指標になりうると考えられる。

ところで、この絶滅危惧 IB 類の指定要件は、50%以上の減少の確度が高い、決定論的な記述であり、本解析での 50%以上個体数減少リスクが幾つ以上である場合かについては、対応が簡単ではない。絶滅危惧 IB 類の指定要件は環境収容力 K が 50%以上減少することと解釈できる。すると、本研究の個体群動態モデルでは、環境収容力 K と内的自然増加率 r は化学物質の影響によって同じ率で低下すると仮定していることから (p. 4-18の4.7.1.1(3) 密度依存性 参照)、この仮定を置くならば K の 50%以上減少という要件は r の 50%以上減少ということに言い換えることができる。

4.9.7節においても指摘したが、 r の減少も単独では、その生態学的な意味付けが難しい。例えば、Snell と Serra は、クルマムシの個体群モデルを使って r の 5%低下は絶滅リスクをおよそ 2 倍にすることを示した⁴⁵。つまり、 r の低下のみでもやはり個体群の存続可能性を評価することは難しい。

そこで、個体群レベルの生態リスク評価では、たとえば、内的自然増加率の変化と、50%以上個体数減少リスクという 2 つの尺度を併用することが望ましいと考えられる。あるいは、表 5-11~13 に示すように、その二つの尺度を推定する過程で得られる複数

の尺度をもって解釈をすることで、相互に補完しあい、生態学的な意味付けと実感しやすさを兼ね備えた生態リスク評価が可能になると考えられる。

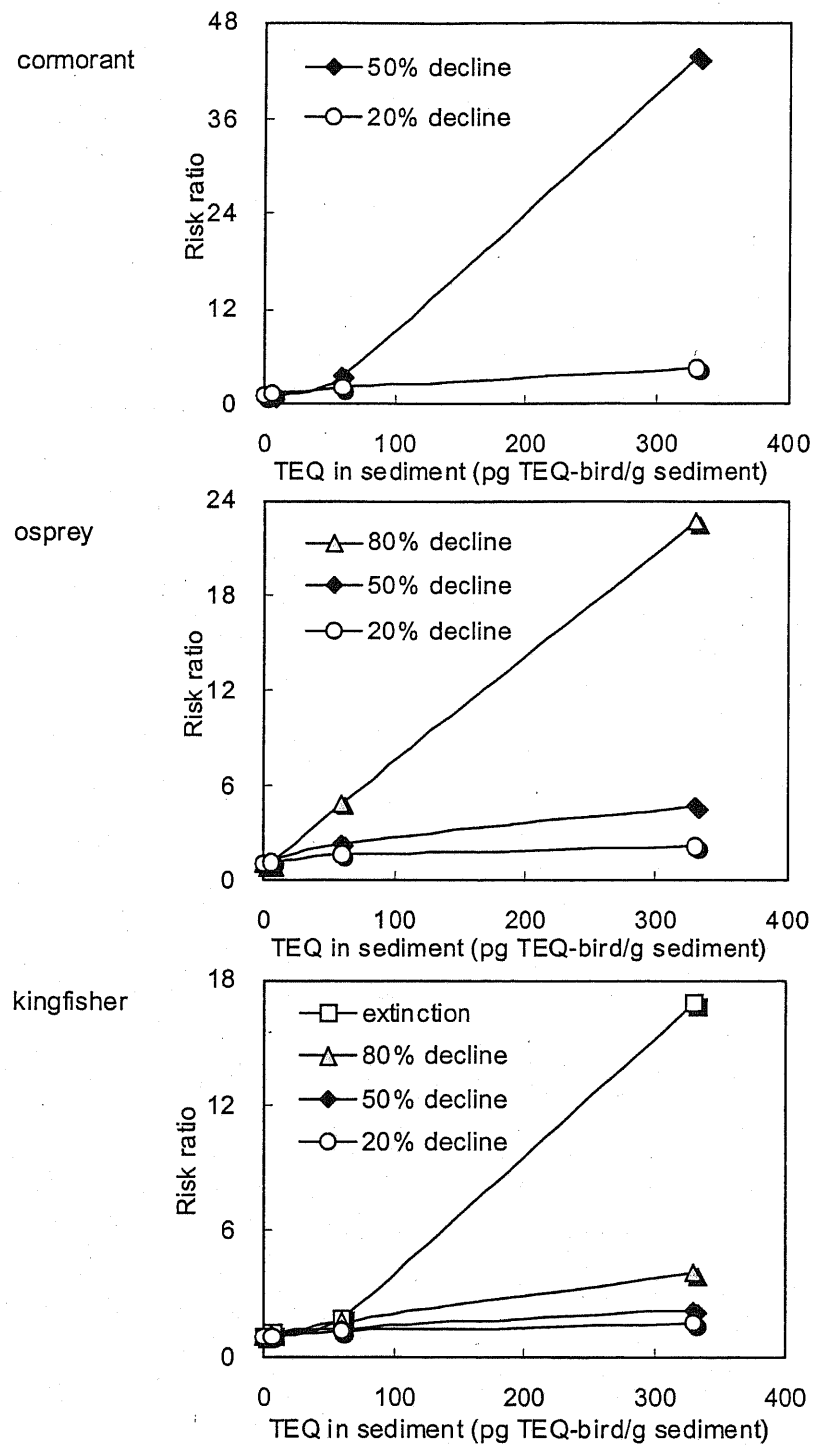


図 5-13 減少レベルと個体群減少のリスク比

5.6 まとめ

第4章で構築した生態リスク評価手法を適用し、カワウ、ミサゴ、カワセミの3種の魚食性鳥類のダイオキシン曝露によるリスク評価を行った。日本の底質の全国平均レベル、東京湾の平均レベル、東京湾の過去最高レベルの3段階で、個体群レベルのリスクを定量化した。種の特徴が鮮明となるように、底質の汚染レベル、個体数の規模等は同条件に設定した。その結果、以下の知見が得られた。

1. 全国平均（バックグラウンド）レベルのダイオキシン類の曝露では、魚食性鳥類へのリスクはほぼないと推定された。
2. ミサゴでは現況汚染レベルでの個体数50%以上減少リスクが比較的高いおそれがあることが示唆された。
3. ミサゴにおいて、東京湾の平均レベルの曝露を受けつづけた場合、Toxicity quotient（曝露の95パーセントイル/NOAEL）が0.2である一方で、個体数50%以上減少リスクは14%から32%に2.3倍と予測された。個体群存続可能性に関わるリスク尺度は、個体レベルのリスク尺度よりも実感しやすいかたちで鋭敏にリスクを検出することが明らかになった。
4. 個体群レベルのリスク尺度の検討を行った結果、個体数減少リスクは減少率の大きなリスクほどバックグラウンドとの比が大きくなり、リスクの高い種とそうでない種との差が明瞭になる傾向が認められた。そこで、個体数50%以上減少リスクを個体群レベルのリスク尺度の一つに提案した。
5. 生態リスク評価は単独の尺度では解釈が難しくまた誤るおそれがあり、内的自然増加率の変化と、50%以上個体数減少リスクなど、複数の尺度を併用することが望ましいことが確認された。それにより、相互に補完しあい生態学的な意味付けと実感しやすさを兼ね備えた生態リスク評価が可能になると考察した。

第5章の参考文献

- ¹ 野生鳥獣保護管理研究会 編. 2001. 野生鳥獣保護管理ハンドブック-ワイルドライフ・マネージメントを目指して-. 日本林業調査会, 東京.
- ² 環境省. 2000. 平成 11 年度公共用水域ダイオキシン類調査結果.
- ³ Yao, Y., Takada, H., Masunaga, S. and Nakanishi, J. 2000. PCDDs, PCDFs and co-PCBs in Tokyo Bay: Sources and contribution. *Organohalogen Compounds* 46: 491-494.
- ⁴ Newman, M.C. 1994. Quantitative methods in aquatic ecotoxicology. Lewis, Boca Raton, FL, USA, pp 60-77.
- ⁵ U.S. Environmental Protection Agency. 1993. Wildlife exposure factors handbook. EPA/600/R-93/187. Washington, DC.
- ⁶ Bogen, K.T. 1988. Pharmacokinetics for regulatory risk analysis: The case of trichloroethylene. *Regulatory Toxicology and Pharmacology* 8: 447-466.
- ⁷ Travis, C.C. 1987. Interspecies and dose-route extrapolations. : 208-220.
- ⁸ Dunning Jr JB. 1993. CRC handbook of avian body masses. CRC Press, Boca Raton, FL, USA.
- ⁹ Bunzel, M. and Druke, J. 1989. Kingfisher. In Newton, I. ed. Lifetime reproduction in birds. Academic, London, UK, pp 107-116.
- ¹⁰ 佐藤孝二, 皇甫宗, 奥村純市. 1988. カワウの採食量と基礎代謝率. *応用鳥学集報* 8: 58-62.
- ¹¹ 環境省, 1999. 平成 10 年度 野生生物のダイオキシン類蓄積状況調査結果.
- ¹² Zimmermann, G., Dietrich, D.R., Schmid, P., and Schlatter, C. 1997. Congener-specific bioaccumulation of PCBs in different water bird species. *Chemosphere* 34: 1379-1388.
- ¹³ Heinz, G.H., Swineford, D.M. and Katsma, D.E. 1984. High PCB residues in birds from Sheboygan River, Wisconsin. *Environmental Monitoring and Assessment* 4: 155-161.

-
- ¹⁴ Elliott, J. E., Machmer, M. M., Henny, C.J., Wilson, L. K., and Henny, C.J. 2000. Contaminants in Ospreys from the Pacific Northwest. II. Organochlorine pesticides, polychlorinated biphenyls, and mercury, 1991-1997. *Archives of Environmental Contamination and Toxicology* 38: 93-106.
- ¹⁵ Carey, C., Rahn, H., Parisi, P. 1980. Calories, water, lipid and yolk in avian eggs. *Condor* 82: 335-343.
- ¹⁶ Newman, M.C. 1994. Quantitative methods in aquatic ecotoxicology. Lewis, Boca Raton, FL, USA, pp 123-136.
- ¹⁷ van den Berg, M., Birnbaum, L., Bosveld, A.T.C., Brunstrom, B., Cook, P., Feeley, M., Giesy, J.P., Hanberg, A., Hasegawa, R., Kennedy, S.W., Kubiak, T., Larsen, J.C., van Leeuwen, F.X.R., Liem, A.K.D., Nolt, C., Peterson, R.E., Poellinger, L., Safe, S., Schrenk, D., Tillitt, D., Tysklind, M., Younes, M., Waern, F., and Zacharewski, T. 1998. Toxic equivalency factors (TEFs) for PCBs, PCDDs, PCDFs for humans and wildlife. *Environmental Health Perspectives* 106: 775-792.
- ¹⁸ Powell, D.C., Aulerich, R.J., Meadows, J.C., Tillitt, D.E., Kelly, M.E., Stromborg, K.L., Melancon, M.J., Fitzgerald, S.D. and Bursian, S.J. 1998. Effects of 3,3',4,4',5-pentachlorobiphenyl and 2,3,7,8-tetrachlorodibenzo-p-dioxin injected into the yolks of double-crested cormorant (*Phalacrocorax auritus*) eggs prior to incubation. *Environmental Toxicology and Chemistry* 17: 2035-2040.
- ¹⁹ Hoffman, D.J., Melancon, M.J., Klein, P.N., Eisemann, J.D., and Spann, W. 1998. Comparative developmental toxicity of planar polychlorinated biphenyls congeners in chickens, American kestrels, and common terns. *Environmental Toxicology and Chemistry* 17: 747-757.
- ²⁰ Nosek, A.J., Craven, S.R., Sullivan, J.R., Olson, J.R., and Peterson, R.E. 1992. Metabolism and disposition of 2,3,7,8-tetrachlorodibenzo-p-dioxin in ring-necked pheasant hens, chicks, and eggs. *Journal of Toxicology and Environmental Health* 35: 153-164.
- ²¹ U.S. Environmental Protection Agency 1999. Ecological Committee on FIFRA Risk Assessment Methods (ECOFRAM) terrestrial draft report. Washington, DC, pp 4-40-4-47.

-
- ²² Postupalsky, S. 1989. Osprey. In Lifetime reproduction in birds, Newton, I. ed. Academic, London, UK, pp 297-313.
- ²³ Bowman, R., Powell, G.V.N., Hovis, J.A., Kline, N.C. and Nilmers, T. 1989. Variations in reproductive success between subpopulations of the osprey (*Pandion haliaetus*) in south Florida. Bulletin of Marine Science 44: 245-250.
- ²⁴ Hagan, J.M. 1986. Temporal patterns in pre-fledging survival and brood reduction in an osprey colony. Condor 88: 200-205.
- ²⁵ Poole, A.F. 1981. The effects of human disturbance on osprey reproductive success. Colonial Waterbirds 4: 20-27.
- ²⁶ Spitzer, P.R., Risebrough, R.W., Hernandez, R., Poole, A., Puleston, D. and Nisbet, I.C.T. 1978. Productivity of ospreys in Connecticut-Long Island increases as DDE residue decline. Science 202: 333-335.
- ²⁷ Ames, P.L. and Mersereau, G.S. 1964. Some factors in the decline of the osprey in Connecticut. Auk 81: 173-185.
- ²⁸ Reese, J. 1977. Reproductive success of ospreys in central Chesapeake Bay. Auk 94: 202-221.
- ²⁹ Poole, A.F. 1982. Brood reduction in temperate and sub-tropical ospreys. Oecologia 53: 111-119.
- ³⁰ Spitzer, P. and Poole, A. 1980. Coastal ospreys between New York City and Boston: a decade of reproductive recovery 1969-1979. American Birds 34: 234-241.
- ³¹ Spitzer, P.R., Poole, A.F. and Scheibel, M. 1983. Initial population recovery of breeding ospreys in the region between New York City and Boston. In Biology and management of bald eagle and ospreys. Bird, D.M. ed. Harpell Press, Ste. Anne de Bellevue, Quebec, pp 231-241.
- ³² Henny, C.J. and Wight, H.M. 1969. An endangered osprey population: estimates of mortality and reproduction. Auk 86: 188-198.
- ³³ Pimm, S.L., Jones, H.L., and Diamond, J. 1988. On the risk of extinction. The American Naturalist 132: 757-785.
- ³⁴ 環境庁自然保護局野生生物課 編. 1996. 猛禽類保護の進め方 (特にイヌワシ、クマタカ、オオタカについて). 財団法人日本鳥類保護連盟, 東京.

-
- 35 山岸哲 監修, 江崎保男, 和田岳 編著. 2002. 近畿地区 鳥類レッドデータブック. 京都大学学術出版会, 京都. p.118.
- 36 Morgan, R. and Glue, D. 1977. Breeding, mortality and movements of kingfishers. *Bird Study* 24: 15-24.
- 37 福田道雄, 成末雅恵, 加藤七枝. 2002. 日本におけるカワウの生息状況の変遷. *日本鳥学会誌* 51: 4-11.
- 38 環境省. 1997. レッドデータブックカテゴリー.
<http://www.biodic.go.jp/rdb/category-def.pdf>
- 39 伊藤嘉昭, 山村則男, 嶋田正和. 1992. 動物生態学. 蒼樹書房, 東京.
- 40 McCarthy, M.A., Burgman, M.A., and Ferson, S. 1996. Logistic sensitivity and bounds for extinction risks. *Ecological Modelling* 86: 297-303.
- 41 McCarthy, M.A., Burgman, M.A., and Ferson, S. 1995. Sensitivity analysis for models of population viability. *Biological Conservation* 73: 93-100.
- 42 森岡照明, 叶内拓哉, 川田隆, 山形則男. 1998. 図鑑日本のワシタカ類 第2版. 文一総合出版, 東京.
- 43 環境省, 2000. 平成11年度 野生生物のダイオキシン類蓄積状況調査結果.
- 44 Braune, B.M., and Norstrom, R.J. 1989. Dynamics of organochlorine compounds in herring gulls :III. Tissue distribution and bioaccumulation in Lake Ontario gulls.. *Environmental Toxicology and Chemistry* 8: 957-968.
- 45 Snell, T.W. and Serra, M. 2000. Using probability of extinction to evaluate the ecological significance of toxicant effects. *Environmental Toxicology and Chemistry* 19: 2357-2363.

第6章 総 括

本研究の結果を以下にまとめた。

第1章 緒論

本研究の背景と必要性および研究目的について述べた。また、対象種を選定し、本論文の構成を記した。

第2章 既存知見の整理

ダイオキシン類の野生鳥類への影響と、生態リスク評価手法について既存の研究をレビューし、以下の知見を得た。これらは対象種を選定、生態リスク評価手法の枠組みづくりの基礎となった。

1. ダイオキシン類の野生鳥類への影響のなかで、胚の致死がもっとも敏感な悪影響のひとつである。
2. ライフステージで感受性が異なる毒性影響を個体群レベルの応答に反映するには、齢構成射影行列モデルの適用が有望である。

第3章 カワウにおけるダイオキシン類の過去回帰的・決定論的な影響評価

1974～1986年における上野不忍池のカワウを対象とし、東京湾底質中のダイオキシン類によるカワウ集団への個体群レベルの影響をいくつかの単純化した仮定のもとで定量的に推定した。その結果、以下の成果が得られた。

1. 東京湾周辺のカワウ個体群の人口学的パラメータ（齢別繁殖率、生存率、内的自然増加率）を推定した。
2. 1974～1986年のダイオキシン類の推定曝露レベルにおいて、カワウ集団が被っていた影響は、以下のように予測された。対照集団と比較して
 - ・内的自然増加率は89%に低下
 - ・延べ個体数は86%に低下
3. 対象期間およびそれ以前の汚染レベルの高かった時期においても、東京湾周辺のカワウは、ダイオキシン類への曝露による卵死亡率の上昇という単独の影響のみによっては、個体数の減少には至らなかったであろうと推定された。

4. 実在した集団の推定曝露レベルから、比較対照とするコントロール集団のパラメータを逆算する方法を提示した。
5. 推定曝露レベルの影響尺度への感度解析を実施した。曝露個体群と対照個体群の内的自然増加率や延べ個体数の絶対値ではなく、比を影響尺度とするならば、その尺度は推定曝露レベルに大きく左右されないことを確認した。

第4章 カワウにおける確率論的なダイオキシン類の生態リスク現況評価

東京湾周辺のカワウを対象として、現況のダイオキシン類汚染レベルにおけるリスクを確率論的アプローチにより定量化した。また同時に、環境中化学物質の毒性と、野生鳥類の個体群レベルの応答とを関連付ける具体的なアプローチを提示した。本章の解析の結果、以下の点が明らかになった。

1. ダイオキシン類のなかの 15 コンジェナーを対象とし、環境中濃度からカワウ卵中濃度を確率論的アプローチで予測した結果、実測値より高めに推定された。局所的に高濃度の地点が集団レベルの卵中濃度の分布に大きく寄与していることが示唆された。
2. 個体レベルのリスク評価の手法によるシミュレーション結果を野外調査結果と比較し、検証した。シミュレーション結果は観察された卵死亡率を比較的よく再現でき、本解析の手法とデータの妥当性を支持した。
3. 現況の東京湾汚染レベルにおけるカワウの個体群減少リスクは、6000 個体の集団が 10 年で 20%以上減少する確率が 16%から 32%と 2 倍となり、50%以下に半減するリスクは 0.17%から 0.63%に 3.7 倍になると予測された。
4. 個体群存続可能性にかかわるリスクの尺度は、個体レベルのリスクや個体群増殖率で実感しにくいリスクが実感しやすく表現でき、化学物質の生態リスク評価に適用できることを示した。
5. ダイオキシン類の影響を Toxicity quotient、内的自然増加率、個体数減少リスクなど異なる尺度で表し、比較した結果、複数の尺度で判断する必要性が示唆された。特に、内的自然増加率と個体数減少リスクの組み合わせは、生態学的意義と実感のしやすさを兼ね備えており、化学物質の生態リスクの解釈に有用な情報を提供できることを示した。

第5章 種の特性と個体群レベルの生態リスク

第4章で構築した生態リスク評価手法を適用し、カワウ、ミサゴ、カワセミの3種の魚食性鳥類におけるダイオキシン曝露によるリスク評価を行った。日本の底質の全国平均（バックグラウンド）レベル、東京湾の平均レベル、東京湾の過去最高レベルの3段階で、個体群レベルのリスクを定量化した。種の特性が鮮明となるように、底質の汚染レベル、個体数の規模等は同条件に設定した。その結果、以下の成果が得られた。

1. 全国平均（バックグラウンド）レベルのダイオキシン類の曝露では、魚食性鳥類へのリスクはほぼないと推定された。
2. ミサゴでは現況汚染レベルでの個体数 50%以上減少リスクが比較的高いおそれがあることが示唆された。
3. 情報の少ない種（カワセミ）のパラメータ（BMF）を情報の多い種（カワウ）から外挿する手法を提案した。
4. ミサゴにおいて、東京湾の平均レベルの曝露を受けつづけた場合、Toxicity quotient（曝露の 95 パーセンタイル/NOAEL）が 0.2 である一方で、個体数 50%以上減少リスクは 14%から 32%に 2.3 倍と予測された。個体群存続可能性に関わるリスク尺度は、個体レベルのリスク尺度よりも実感しやすいかたちで鋭敏にリスクを検出することが明らかになった。
5. 個体群レベルのリスク尺度の検討を行った結果、個体数減少リスクは減少率の大きなリスクほどバックグラウンドとの比が大きくなり、リスクの高い種とそうでない種との差が明瞭になる傾向が認められた。そこで、個体数 50%以上減少リスクを個体群レベルのリスク尺度の一つに提案した。
6. 生態リスク評価は単独の尺度では解釈が難しくまた誤るおそれがあり、内的自然増加率の変化と、50%以上個体数減少リスクなど、複数の尺度を併用することが望ましいことが確認された。それにより、相互に補完しあい生態学的な意味付けと実感しやすさを兼ね備えた生態リスク評価が可能になると考察した。

以上のように、本研究は日本におけるダイオキシン類の魚食性鳥類個体群へのリスクを定量化するとともに、環境中の化学物質による野生生物への影響を個体群の存続可能性を尺度とするリスクとして定量化する手法を確立し、化学物質のリスク管理に有用な情報を提供できることを示した。

Appendix-I カワセミの採餌速度の推定方法

第5章 5.2.1.2 カワセミの BMF の推定 (p.5-3) において用いたカワセミの採餌速度 NFIR (Normalized food ingestion rate)は、Wildlife Exposure Factors⁵を参考にし、以下のように推定した。なお、ここに示す参考文献の番号は5章のものである。

要約すれば、体重から一日あたりの必要なエネルギーを算出し (FMR と NFMR)、一方で餌に含まれる単位重量当たりのカロリーを計算する (MEavg)。前者を後者で除して一日当たりの採餌速度を求めた。

$$FMR=1.146*W^{0.749}=1.146*40^{0.749}=18.16 \text{ kcal/day}$$

FMR : Field metabolic rate (kcal/day), スズメ目以外(non-passerines)の鳥のアロメトリック式より (⁵の式3-37)

W : 体重 (g)、カワセミの体重=40 g とした。

$$NFMR=FMR/W=18.16/40=0.454 \text{ kcal/g-day}$$

NFMR : Normalized field metabolic rate (kcal/g-day)

$$MEavg=GE*AE=1.2*0.79=0.948 \text{ kcal/g-day}$$

MEavg : Average metabolizable energy of the total diet on a wet-weight basis (kcal/g wet)。ここでは魚だけ食べると仮定した。

GE : Gross energy content of fish (kcal/g wet)。ここでは餌の種類は、⁵の Table4-1 の bony fishes のみとした。

AE : Assimilation efficiency for the species for fish (unitless)。ここでは、⁵の Table4-3 の seabird が fish を食べるときの吸収率を引用した。

$$NIR_{total}=NFMR/MEavg=0.454/0.948=0.479 \text{ g/g-day}$$

NIR_{total} : Total normalized ingestion rate (g/g-day)

謝 辞

本研究を進めるにあたり、懇切なご指導をいただき、ご助言をくださいました横浜国立大学の益永茂樹教授をはじめ、中西準子教授、中井里史助教授、吉田喜久雄客員教授、中央大学の田中嘉成教授に深く感謝いたします。本論文の審査を快く引き受けてくださり、ご示唆をいただきました横浜国立大学の伊藤公紀教授、金子信博教授、小池文人助教授に厚く感謝の意を表します。

また本研究の遂行にあたり、資料のご提供やご助言をしていただいた財団法人日本野鳥の会の成末雅恵氏、加藤七枝氏、葛西臨海水族園の福田道雄氏に厚く御礼申し上げます。

そして、研究に関する様々なご助言、ご協力をくださった井関直政氏、小倉勇氏、内藤航氏、岡崎聖司氏、伏見暁洋氏、Kurunthachalam Senthilkumar 氏、林彬勸氏、八十田英一氏、後藤八重子氏、大石拓志氏、田村真由美氏、そして研究室の皆様に厚く御礼申し上げます。

4年間にわたる研究生活を支えてくださった宮前保育園ならびに和泉学童保育所の先生方、桜井均氏、桜井直子氏、そして家族に心より感謝いたします。