

博士論文

クマ類の生態・経済リスク管理のための
個体群生態学的研究

横浜国立大学・大学院 環境情報学府

益永・中井&松田研究室

太田海香

指導教官 松田裕之 教授

目次

第 1 章 序論	1-1
1.1 背景	1-3
1.2 本論文の目的と概要	1-6
1.3 本論文の構成	1-6
1.4 引用文献	1-7
第 2 章 ツキノワグマにおける絶滅リスク評価	2-1
2.1 はじめに	2-3
2.2 方法	2-4
2.2.1 絶滅要因	2-4
2.2.2 Base population matrix model	2-5
2.2.3 環境学的確率性	2-6
2.2.4 遺伝的劣化	2-10
2.2.5 人口学的確率性	2-12
2.2.6 シミュレーション	2-13
2.3 結果	2-14
2.4 考察	2-19
2.5 引用文献	2-22
第 3 章 個体数推定における State-Space Model の適用	3-1
3.1 はじめに	3-3
3.2 方法	3-6
3.2.1 対象地域及びデータ	3-6
3.2.2 State-Space Model	3-7
3.2.3 事前分布	3-9
3.2.4 マルコフ連鎖モンテカルロ法と収束判定	3-11

3.3 結果.....	3-12
3.4 考察.....	3-17
3.5 引用文献.....	3-20
第4章 ヒグマの出没後対策の検討.....	4-1
4.1 Introduction.....	4-3
4.2 Study area.....	4-4
4.3 Materials and methods	4-5
4.3.1 Model Development.....	4-5
4.3.2 Parameter Estimation	4-13
4.3.3 The Risk of Management Failure and Management Scenarios	4-20
4.4 Results.....	4-22
4.5 Discussion	4-26
4.6 Conclusions.....	4-29
4.7 References.....	4-30
第5章 ヒグマにおける被害未然防止管理策の検討.....	5-1
5.1 はじめに.....	5-3
5.2 方法.....	5-5
5.2.1 個体数管理モデル	5-6
5.2.2 パラメータ推定.....	5-10
5.2.3 農業データと対象農作物	5-11
5.2.4 管理シナリオ	5-13
5.2.5 リスク評価と費用対効果分析.....	5-16
5.2.5.1 リスクエンドポイントと農業被害目標.....	5-16
5.2.5.2 費用対効果分析.....	5-16
5.2.6 シミュレーション	5-17

5.3 結果.....	5-18
5.4 考察.....	5-33
5.5 Appendixーパラメータ推定ー.....	5-36
5.5.1 パラメータ推定(1).....	5-38
5.5.2 パラメータ推定(2).....	5-38
5.5.3 パラメータ推定(3).....	5-39
5.5.4 パラメータ推定結果.....	5-41
5.5 引用文献.....	5-44
第6章 総括.....	6-1
6.1 数理モデルアプローチの留意点.....	6-3
6.2 実際の管理への応用に向けて.....	6-4
6.3 引用文献.....	6-5

第 1 章

序論

1.1 背景

近年、生物多様性の維持が重要視される中、野生動物と人の軋轢（農林業被害など）が深刻化している。日本では野生動物の生息域と人間の活動域が重なっており、狩猟者の激減なども相俟って軋轢が増加し、野生動物による農業被害額は年間約 200 億円にも上っている（農林水産省 2013）。本研究の対象であるクマ類でも同様のことが起こっており、クマ類の管理が求められている。

日本ではエゾヒグマ (*Ursus arctos*) (以下ヒグマ) が北海道、ツキノワグマ (*Ursus thibetanus*) が本州に生息している (図 1.1、環境省自然環境局 2011)。ほぼ全国に生息しているクマ類であるが、特定鳥獣保護管理計画 (以下、特定計画) が策定されているのは、2013 年時点で 21 府県である (環境省 2013)。特定計画を策定していない県も含め、各地方自治体で抱えている問題やその程度はさまざまではあるが、主要な問題点としては、個体数の減少と軋轢の増加が挙げられる。個体数の減少については、九州のツキノワグマは絶滅したとみられ、四国や下北半島のツキノワグマ、天塩・増毛地方のヒグマが絶滅の恐れのある地域個体群 (LP) として環境省レッドデータリストに掲載されている (環境省 2012)。クマ類は低い生息密度と増加率のため、管理では慎重な配慮が必要とされる (間野ら 2008)。一方、軋轢の増加については、個体数が多くない地域においても問題となっている。特に、2004 年と 2006 年はツキノワグマの大量出没が発生し、それに伴い捕獲数が全国的に激増した。この事件を契機に、特定計画や任意計画の策定に取り組んだ地域も少なくない (たとえば滋賀県、岐阜県)。特定計画などの管理を行うにあたり、各地方自治体では個体数や個体数を反映する指数を調査しており、アンケートや直接観察法、標識再捕法などが用いられている (間野ら 2008)。一方、これらの手法は主に短期間 (例えば単年) の調査から、その該当期間の個体数や個体数指数を推定しており、さまざまな誤差を含むが十分に考慮しきれていないことが多い (第 3 章参照)。また個体数調査はコストがかかるため頻繁には行えないという問題もある。加えて、これらの個体数推定法は絶滅危惧種には対応できていない。絶滅危惧種は、調査を行ってもデータ採取が困難なことが多く、対象個体群の状態を表す指標をどのように推定するかが

課題である(第2章参照)。管理計画策定時の問題は、個体数や個体数指数の動向把握だけではない。個体数情報から管理の方向性を決めた後、具体的な管理目標や管理施策を考えなければならない。しかし、クマ類に関しては具体的な数値目標を設定するための技術が発展途上であり(間野ら 2008)、また、管理目標を達成できる具体的な管理施策が将来予測などの科学的な知見から検討されているケースが少ない。

以上の管理計画策定上の問題に対して、水産資源管理の分野で有用されている数理モデルを活用することにより、いくつかの課題を解決することができるかもしれない。個体数や個体数指数の把握については、数理モデルを用いるとデータが存在する長期間の推定が行える。また、増加率などの生態学的知見を考慮できるため、個体数推定値の時点間の比較を行った際、生態学的に起こり得ない増加や減少を防ぐことができる。絶滅危惧種の個体群の状態把握については、数理モデルと過去の情報や他地域の地域個体群の情報を仮説的に用いて、対象個体群の状態を表す指標を推定できる。これらの課題や活用方法については第2章と第3章で詳しく記述する。

具体的な管理施策を決める際、数理モデルによる将来予測は有用である。費用対効果の高い管理シナリオや管理に失敗する条件を明らかにすることができるからだ。また、目標設定や予算・努力量配分を決めるときにも役立つ。数理モデルを用いた管理シナリオの検討例(第4章、第5章)では、将来予測によって明らかになった管理の課題について議論した。



図 1.1 クマ類の分布図。黄色または青色の部分が分布域。白色の部分は過去の調査において分布が確認されていない地域。

1.2 本論文の目的と概要

本論文では野生動物管理への数理モデル活用の可能性を検証することを目的とし、大きく分けて二つの事例研究を行った。まず、管理の方向性は対象種または対象個体群の状態を把握してから決定される。そこで本論文の第一部として、ツキノワグマにおける管理指標の推定（第2章、第3章）を行った。管理者は個体群の状態を把握した後、具体的な管理施策を検討する。そこで本論文の第二部として、管理目標を達成できる（または管理に失敗する確率の低い）管理方法を検討した（第4章、第5章）。

1.3 本論文の構成

本研究は5つの章から構成される。

第1章: 本論文の背景と目的、及び研究内容について記述した。

第2章: 個体群の状態を表す指標の一つである絶滅リスクを四国のツキノワグマを対象に評価した。

第3章: 岐阜県のツキノワグマを対象とし、個体数推定に *State-space model* を適用し、推定を行った。

第4章: 北海道渡島半島地域のヒグマを対象とし、ヒグマの出没後の管理方法について検討した。本章は、*Ecological Modelling* 誌に掲載された Ohta et al.(2012)に基づき、著者自身が行った内容に絞り、一部修正している。

第5章: 北海道渡島半島地域のヒグマを対象とし、ヒグマの出没前の未然防止管理について検討した。

第6章: 総括

1.4 引用文献

環境省.2012.環境省第4次レッドリスト.

環境省.2013. 特定鳥獣保護管理計画の作成状況.

<https://www.env.go.jp/nature/choju/plan/plan3-1b.pdf> (2014年1/13アクセス)

環境省自然環境局生物多様性センター. 2011. 平成22年度自然環境保全基礎調査 特定哺乳類生息状況調査及び調査体制構築検討業務報告書.

間野勉・大井徹・横山真弓・高柳敦・日本哺乳類学会クマ保護管理検討作業部会. 2008. 日本におけるクマ類の個体群管理の現状と課題. 哺乳類科学 48(1):43-55.

農林水産省.2013.野生鳥獣による農作物被害の推移.

<http://www.maff.go.jp/j/press/seisan/saigai/pdf/130201-02.pdf>. (2014/1/7アクセス)

Ohta, U., M. Jusup, T. Mano, H. Tsuruga, H. Matsuda. 2012. Adaptive management of the brown bear population in Hokkaido, Japan. *Ecological Modelling*. 242:20-27

第2章

ツキノワグマにおける絶滅リスク評価

2.1 はじめに

野生動物管理では、まず、対象個体群の状態を把握し、管理の方向性を決定しなければならない。特に生態リスク管理では、対象生物の生理・行動など生態学的特徴を考慮して、リスク評価を行い、適当な管理計画を策定することが重要である。

本研究の対象種である四国に生息するツキノワグマは、レッドリスト（環境省 2012）に絶滅のおそれのある地域個体群として指定されている。四国地域のツキノワグマは 1940 年ごろまで四国全県に生息していたが、地域的な絶滅を引き起こし、現在四国では剣山山系を中心とした地域個体群のみが 10 頭以上程度生息していると推測されている（谷地森 2003、図 2.1）。この個体数の減少を引き起こした要因として、過度の駆除などの被害対策と好適生息域の減少が指摘されている（大西ら 2008）。以前からクマによる林業被害が深刻であったため、高い報奨金をかけ、駆除を積極的に行った結果、絶滅危惧種となってしまったのである。この事態を受け、1987 年以降、高知県と徳島県では捕獲禁止措置がとられている。

一般にこのような絶滅危惧種は、生息情報がほとんどない。四国のツキノワグマでは、地元の NGO（非政府組織）や環境省などがヘアトラップなどの調査を行っており、また、2005 年からは学術捕獲により、合計で 13 頭の個体を確認している（四国自然史科学研究センター 2010）。しかし、個体数の動向や対象種の生態学的パラメータ値を予測するための十分な情報はないため、生態学的特徴をできる限り考慮した絶滅リスク評価を行わなければならない。

そこで本研究では、PVA（Population Viability Analysis）によって四国のツキノワグマ個体群の絶滅リスクを評価した。PVA とは、将来、ある個体群が任意の期間に存続する可能性の尤もらしさを予測するモデル評価であり（Boyce 1992）、確率論的モデルを用いることで、対象種の生態学的特徴をとらえた様々な不確実性を組み込むことができる（Beissinger and Westphal 1998）。



図 2.1 四国のツキノワグマ個体群の生息範囲（四国自然史科学研究センター 2010）。

2.2 方法

2.2.1 絶滅要因

絶滅要因は大きく分けて決定論的要因と確率論的要因に分けられる（Mills and Smouse 1994）。一般に、確率論的要因として人口学的確率性、環境学的確率性、カタストロフィ、遺伝的確率性が挙げられる（Shaffer 1981）。本研究では、2つの確率論的絶滅要因を考慮した。一つは、出生率、死亡率や性比に対して偶然的な変動を引き起こす人口学的確率性である。人口学的確率性は特に小さい集団で働き、そのような集団では母集団の性質を期待通りに反映しない。例えば、大きな集団の場合、各個体の産子数は異なるが、平均すると母集団の平均産子数に近い。しかし、小集団の場合、各個体の産子数の違いがお互いに相殺することができず、母集団の平均産子数からずれ、その結果、個体数がより減少してしまう。

二つ目は環境学的確率性である。環境的確率性は気温や餌資源量などの環境の変化が生存率や繁殖率に影響することで、生息地パラメータや競争者・捕食者・寄生者の個体群の一時的な変動が生じる(Shaffer 1981)。環境的確率性は他の絶滅要因と異なり、個体群サイズによらず広い地域にわたり集団に影響する。個体数のような離散データを扱ったモデルでは、(個体数が少ない場合を除き)人口学的確率性は環境的確率性よりも弱いことが知られている (Boyce 1992, Foley 1994)。

カタストロフィは、洪水や干ばつといった生じると影響が大きい、めったに起こらない事象であるため、本研究では考慮しなかった。

遺伝的確率性は近親交配などによる遺伝子頻度の変化に起因するものである。遺伝子頻度等の情報がないため、本研究では遺伝的劣化として考慮した。遺伝的劣化は近交弱勢や遺伝的変異の消失によって生じ、繁殖力や環境変化への適応能力や進化能力の低下が予想される。小集団化した個体群では近親交配が避けられない。近親交配はヘテロ接合度を低下させるため、有害劣性遺伝子のホモ接合体が比較的高頻度で発生する。その有害アレルのホモ接合体が繁殖適応度を低下させる (Frankham et al. 2007)。結果として、繁殖適応度の構成要素である子孫数、幼獣の生存率、寿命、繁殖間隔の長さ、交配能力などが減少する (Frankham et al. 2007)。本研究では、これらの絶滅要因が生態学的パラメータに働くと仮定した (2.2.3-2.2.5 節参照)。

2.2.2 Base population matrix model

本研究では個体群動態と繁殖率などの生態的なパラメータの関係が明示的に表せる行列個体群モデルを採用した (Fieberg and Ellner 2001)。なお、長期間生存する脊椎動物にとって雌の生存が重要なことから (Eberhardt 2002)、雌を対象とした。ツキノワグマでは、片山ら (1996) によって約 4 歳で性成熟することが分かっており、また、寿命については、

野生のツキノワグマで 30 歳の個体が捕殺された記録が残っていることから、30 歳とした (坪田 2011)。以上の生態学的知見から個体群動態を表すベースモデルを作成した。

$$\mathbf{N}_{t+1} = \mathbf{A}\mathbf{N}_t, \quad (2.1)$$

$$\begin{pmatrix} N_{0,t+1} \\ N_{1,t+1} \\ N_{2,t+1} \\ N_{3,t+1} \\ N_{4,t+1} \\ \vdots \\ N_{30,t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & \cdots & \cdots & 0 & M_4 S_4 & \cdots & 0 \\ S_0 & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & S_1 & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & S_{2+} & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & & 0 & S_{2+} & 0 & & 0 \\ \vdots & \cdots & \cdots & \cdots & \ddots & \cdots & \vdots \\ 0 & \cdots & \cdots & \cdots & 0 & S_{2+} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} N_{0,t} \\ N_{1,t} \\ N_{2,t} \\ N_{3,t} \\ N_{4,t} \\ \vdots \\ N_{30,t} \end{pmatrix}, \quad (2.2)$$

(式 2.1) の左辺は $t+1$ 年の個体数ベクトルで、 \mathbf{A} は増加率を表す行列である。(式 2.2) は (式 2.1) の要素を表す式であり、 $N_{i,t}$ は i 歳の個体数である。 i 歳の生存率 S_i は、 $i+1$ 歳への推移確率を意味する。2 歳以降の生存率は年齢によって変わらない。 M_i は i 歳の繁殖率を表す。4 歳以下の泌乳割合が 5 歳以上のよりも有意に低いことから (Eiler et al. 1989)、4 歳と 5 歳以降で繁殖率が異なるとした。密度効果は環境収容力と個体数の関係から成り立ち、環境収容力に対して個体数が多いとき、増加率は減少する。本研究では、対象個体群の個体数は少ないと考えられることから密度効果は考慮しなかった。また、現在、対象個体群では捕獲を禁止されていることから、捕獲による間引きの効果は考えない。

2.2.3 環境学的確率性

本研究では個体群動態に影響する環境要因として、ブナ (*Fagus crenata*) とミズナラ (*Quercus crispula*) の豊凶を想定した。アメリカクロクマ (*Ursus americanus*) では、堅果の豊凶による幼獣生存率と繁殖率への影響が指摘されている (Eiler et al. 1989, Rogers 1976)。また、堅果類の豊凶は年変動が激しいため、越冬前に栄養を摂取できなかった母グマへの影響が大きい (堀野 1999)。そのため、堅果類の豊凶が、繁殖率、幼獣生存率、成獣生存率にそれぞれ影響すると仮定した。豊凶のモデルへの導入法は Horino and

Miura (2000) を参考とした。対象地域のブナとミズナラのデータを得られなかったため、他地域のデータを用いた。ミズナラは Horino and Miura (2000) を用い、豊凶間隔は 7 年、4.8 年、1.54 年（それぞれ豊作、並作、凶作）であった。一方、ブナのデータは澤田ら (2008) が調査した埼玉県秩父市における調査データを用いた。豊凶間隔は 3.5 年、7 年、1.75 年（それぞれ豊作、並作、凶作）であった（これらの逆数の和は 1 になる）。以上のブナとミズナラの豊凶間隔データをもとに、豊凶頻度を算出した（表 2.1）。ただし、クマの生息域の中で、生育面積の小さい樹木種は生育面積の大きい樹木種よりもツキノワグマへの影響力は小さいと考えられることから、高知県及び徳島県の植生図を用いて、それぞれの樹木種の生育面積比を算出し、重みづけを行った。重みづけは、各樹種における豊作、並作、凶作の果実密度と生育面積により得点化し分類した。得点は果実密度比×樹種の生育面積比に基づいて算出した。果実密度比は森林総合研究所 (2011) の豊凶判定を参考とした。豊凶判定は最大果実密度 a の半分までが豊作、 $1/4$ までが並作、それ以下が凶作である。果実密度比は、最大果実密度 a を 1 とし、豊作:並作:凶作 = $6:3:1$ ($=0.75a:0.375a:0.125a$) とした。一方、各樹種の生育面積比は、平成 10 年までに行われた自然環境保全基礎調査 (第 2-5 回) の植生図データをもとに ArcGIS を用いて算出した（ブナの生育面積 : ミズナラの生育面積 = $2:1$ ）。以上の果実密度比×樹種の生育面積比から、ブナとミズナラがそれぞれの生りのときの得点を算出した。たとえば、ブナが豊作かつミズナラが並作のときは $6 \times 2 + 3 \times 1 = 15$ が得点となる。これらの得点を基に、6 点までを凶作、7–12 点を並作、13–18 点を豊作とし、重みづけ豊作頻度を決定した（表 2.1）。

各環境状況でのパラメータ値は四国のツキノワグマの情報がほとんどないため、既往研究を引用した。凶作時の幼獣の生存率については、アメリカクロクマの凶作時の死亡率 87.5% (Eiler et al. 1989) を、その他の生存率は Horino and Miura (2000) を参考とした（表 2.2）。片山ら (1996) によるとツキノワグマの平均子連れ数 1.86 であり、出産間隔は 2.5 年とされる（大井 2011）。出産の性比を 0.5 と仮定し、5 歳以上の並作の繁殖率を

$1.86 \times 0.5 / 2.5 = 0.372$ とした。この値を基に、各環境下での 4 歳及び 5 歳以上の繁殖率を決定した。まず、4 歳の繁殖率は Eiler et al. (1989) が各年齢クラスの泌乳中の雌の割合を調べた事例を参考とした。その結果、3-4 歳クラスでは 16%、5-9 歳クラスでは 36.5% の雌が泌乳中であった。泌乳割合が各年齢クラスの繁殖率の違いに比例していると仮定すると、3-4 歳クラスの繁殖率は 5-9 歳クラスの 44% ($=16/36.5$) ほどであるといえるだろう。このことから、4 歳の繁殖率 $M_4 = 0.44M_5$ とした。他方、各環境下における繁殖率の違いについても、並作との比率から導出している。Rogers (1976) によると、それぞれの環境におけるメスの子連れ率は 33%、44%、59% (凶作、並作、豊作) であった。これは、並作を 1 としたとき、凶作時の繁殖率は 0.75 倍に減少し、豊作時の繁殖率が 1.34 倍になることを示している。以上の比率から、4 歳と 5 歳以上の各環境下での繁殖率を算出した (表 2.2)。これらのパラメータを用いたときの、凶作、並作、豊作がそれぞれ長期間連続する場合の自然増加率 (あるいはそれぞれのパラメータを代入した行列の最大固有値) は、それぞれ 0.9、1.03、1.07 となった。

表 2.1 ブナとミズナラの豊凶頻度。

		豊作	並作	凶作
ブナ	豊凶間隔	3.5	7	1.75
	豊凶頻度	0.29	0.14	0.57
ミズナラ	豊凶間隔	7	4.8	1.54
	豊凶頻度	0.14	0.21	0.65
重みづけ豊凶頻度		0.29	0.22	0.49

表 2.2 予測に用いたパラメータ

パラメータ		パラメータ値
0歳の生存率	S_0	0.125, 0.7, 0.8*
1歳の生存率	S_1	0.86
2歳以上の生存率	S_{2+}	0.9
4歳の繁殖率	M_4	0.123, 0.16, 0.22*
5歳以上の繁殖率	M_{5+}	0.28, 0.372, 0.5*
有効性比	θ	1
繁殖率に対する近交弱勢の強さ	δ	0-1
生存率に対する近交弱勢の強さ	β	0-1.5

*環境変動によりパラメータ値が異なる。左から凶作、並作、豊作時の値。

2.2.4 遺伝的劣化

遺伝的劣化は個体群動態への近交弱勢等の遺伝的な影響のことである。遺伝的劣化の個体群動態への影響を調べるために、Mills and Smouse (1994) は近交弱勢の影響を組み込んだ離散行列モデルを構築した。本研究では、Mills and Smouse (1994) のモデルを参考にし、近交弱勢が繁殖率と幼獣の生存率に影響すると仮定した。

$$\mathbf{N}_{t+1} = \mathbf{A}'\mathbf{N}_t, \quad (2.3)$$

$$\begin{pmatrix} N_{0,t+1} \\ N_{1,t+1} \\ N_{2,t+1} \\ N_{3,t+1} \\ N_{4,t+1} \\ \vdots \\ N_{30,t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & \cdots & \cdots & 0 & S_4 M_{4,t}^{inb} & \cdots & 0 \\ S_{0,t}^{inb} & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & S_1 & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & S_{2+} & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & & 0 & S_{2+} & 0 & & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \cdots & \ddots & \cdots & \vdots \\ 0 & \cdots & \cdots & \cdots & 0 & S_{2+} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} N_{0,t} \\ N_{1,t} \\ N_{2,t} \\ N_{3,t} \\ N_{4,t} \\ \vdots \\ N_{30,t} \end{pmatrix}, \quad (2.4)$$

$$S_{0,t}^{inb} = S_0 \exp(-\beta F_t), \quad (2.5)$$

$$M_{i,t}^{inb} = M_i \exp(-\delta F_{t-i}). \quad (2.6)$$

(式 2.3) はベースモデル (式 2.1) に近交弱勢の影響を考慮した行列モデルである。 $S_{0,t}^{inb}$ と $M_{i,t}^{inb}$ は近交弱勢の影響を考慮した幼獣生存率と繁殖率である (式 2.5、2.6)。 F_t は近交係数といい、ある個体のある遺伝子座の 2 つのアリルが同祖的である確率であり ($0 \leq F_t \leq 1$)、近親交配の程度を示す指標である (Frankham et al. 2007)。(式 2.6) が F_{t-i} であるのは、 t 年に i 歳である個体が $t-i$ 年に生まれたときの近交係数を持っていることを表す。 β と δ はそれぞれ幼獣生存率と繁殖率に対する近交弱勢の強さである。

近交弱勢によって幼獣生存率と繁殖率が (式 2.5-6) のように記述される根拠は以下のとおりである。1 遺伝子座 2 遺伝子モデルを仮定して、近親交配下にある集団の遺伝的荷重を考える。近交係数 F の下では、遺伝子型 AA、Aa、aa の頻度 f_{AA} 、 f_{Aa} 、 f_{aa} は、それぞれ、 $p^2(1-F)+pF$ 、 $2pq(1-F)+pF$ 、 $q^2(1-F)+qF$ となる (遺伝子 A の頻度を p 、遺伝子 a の頻度を q とした ($p+q=1$))。遺伝子 a が有害効果を持つとし、遺伝子型 AA と比較して、遺伝型 aa の個

体は s だけ、遺伝子型 Aa の個体は hs だけ生存率が減少すると仮定する。集団内における生存率の減少分 D は、 $f_{aa} \times s + f_{Aa} \times h \times s = C + B F$ のように F の 1 次関数で記述される ($C = q^2 s + 2pqsh$, $B = q(s - qs - 2pqsh)$ とした)。この式はある有害な遺伝子座を一つだけ想定していたが、実際は複数個存在していると考えられるため、集団の生存率は $(1-D_1) \times (1-D_2) \times (1-D_3) \times \dots$ のように各遺伝子の効果の積で記述される。各遺伝子の効果が小さく (s が十分に小さい)、遺伝子間の相互作用を無視出来る場合、生存率は $\exp[-(D_1 + D_2 + D_3 + \dots)] = \exp[-\alpha - \beta F]$ と近似できる (Morton et al. 1956, $\beta = \sum_i \{q_i(s_i - q_i s_i - 2p_i q_i s_i h_i)\}$ とした)。近交弱勢がない場合の生存率を S_0 とした場合、 $S_0 = \exp[-\alpha]$ と仮定することで、(式 2.5) が導出される (式 2.6 についても同様)。

近交係数 F_t は、有効集団サイズ N_e から導出される。有効集団サイズとは、実際に推定されたヘテロ接合度の低下などが生じるような理想集団 (一定数の雌雄同体個体からなり、子の数がポアソン分布に従う理論上のランダム交配仮想集団) の個体数であり (Frankham et al. 2007)、個体数と生態学的パラメータにおける近交弱勢のコストに依存する。有効集団サイズを計算するためには、純増殖率 R_0 と繁殖貢献度の分散 V_t を考えなければならない。まず、純増殖率 R_0 は、

$$R_{0,t} = \sum_{i=1}^{30} L_{i,t} M_{i,t}^{inb}, \quad (2.7)$$

$$L_{i,t} = S_0 \cdots S_{i-1} \exp(-i\beta F_{t-(i-1)}) \quad (2.8)$$

$L_{i,t}$ は $0-i$ 歳までの生存率である。生涯の雌個体間における子孫数の分散を表す繁殖貢献度の分散 V_t は、

$$V_t = R_{0,t} + \sum_{i=0}^{30} (L_{i,t} - L_{i+1,t}) (\tilde{M}_{i,t} - R_{0,t})^2, \quad (2.9)$$

$$\tilde{M}_{i,t} = \sum_{j=0}^i M_{j,t}^{inb}. \quad (2.10)$$

繁殖貢献度の分散 V_t の導出は Mills and Smouse (1994) を参照されたい。(式 2.7) と (式 2.9) より、雌の有効集団サイズ $N_{e,t}$ は、

$$Ne_{f,t} = \frac{N_t R_{0,t} - 1}{R_{0,t} + \frac{V_t}{R_{0,t}} - 1}, \quad (2.11)$$

ここで N_t は、雌の個体数を表す。性比に偏りがある場合、全体の有効集団サイズ Ne_t は、

$$Ne_t = \frac{4Ne_{f,t}Ne_{m,t}}{Ne_{f,t} + Ne_{m,t}}, \quad (2.12)$$

$$= \left(\frac{4\theta}{1+\theta} \right) Ne_{f,t}. \quad (2.13)$$

$Ne_{m,t}$ は t 年の雄の有効集団サイズである。有効性比 θ により、雄と雌の有効集団サイズの関係は $Ne_{m,t} = \theta Ne_{f,t}$ として表せる。有効性比 θ に関する詳細な情報はないが、現在、個体識別されている個体の性比は 1 : 1 であることから（中国四国地方環境事務所・四国自然史科学センター 2013）、本研究では有効性比 $\theta=1$ とした。

t 年の近交係数 F_t は t 年に生まれる子供の近交係数である。これは有効集団サイズと累積平均近交係数 \tilde{F}_t に影響を受けることから、

$$F_t = 1 - \left[1 - \tilde{F}_t \right] \left[1 - \frac{1}{2Ne_t} \right], \quad (2.14)$$

$$\tilde{F}_t = \frac{N_{1,t} M_{1,t}^{inb} F_{t-1} + \dots + N_{30,t} M_{30,t}^{inb} F_{t-30}}{N_{1,t} M_{1,t}^{inb} + \dots + N_{30,t} M_{30,t}^{inb}}. \quad (2.15)$$

2.2.5 人口学的確率性

人口学的確率性は、繁殖率や生存率、性比に偶然的な変動を表す。Akçakaya (1991) はシミュレーションにおける人口学的確率性のモデルへの組み込み法について提案しており、それによると、生存個体数と繁殖数の分布は、それぞれ二項分布とポアソン分布で近似できる。この手法は個体群動態の研究では一般的であり（たとえば、Gaona et al. 1998、Lahaye et al. 1994）、本研究でも繁殖数と生存数がそれぞれポアソン分布と二項分布から乱数によって決まると仮定した。

$$P(X = x) = \frac{(S_i M_{i,t}^{inb} N_{i,t})^x \exp(-S_i M_{i,t}^{inb} N_{i,t})}{x!},$$

$$P(Y = y) = \binom{N_{i,t}}{y} S_i^y (1 - S_i)^{N_{i,t} - y}.$$

2.2.6 シミュレーション

以上のモデルを用いて、対象期間 50 年間（1987-2036 年）において、モンテカルロシミュレーションを 1000 回行った。その際、各パラメータの近交弱勢の強さ δ と β をある範囲で変化させることで絶滅確率を推定した。Ralls et al. (1988) は哺乳類 40 種における近交弱勢の生存率への影響を調べた。その結果、生存率に対する近交弱勢の強さは、平均 2.33、中央値 1.57 (-0.68-15.16) であった。本研究では、中央値を参考値として用い、 $0 \leq \beta \leq 1.5$ (0, 0.3, 0.5, 1, 1.5) とした。一方、繁殖に関する知見は Mills and Smouse (1994) に従い、 $0 \leq \delta \leq 1$ (0, 0.3, 0.5, 1) とした。

現在、対象地域のツキノワグマの生息数は 10 頭以上 100 等未満であり（中国四国地方環境事務所 2002）、年齢構成は不明である。対象は雌としているため、初期個体数の性比を 1 : 1 と仮定した。1985 年の初期個体数は 5-50 頭を一様分布に従い決定した。また、そのときの初期年齢構成は各年齢クラスの生存率の比を基に一様分布に従うとした。

1986 年に高知県、1987 年に徳島県でツキノワグマの捕獲を禁止しており、現在も続いていることから、将来予測（現在-2036 年）においても捕獲は考えない。

2.3 結果

1987年から2036年の50年間において、シミュレーションによる個体群動態の将来予測を行った。絶滅要因となる環境学的確率性、人口学的確率性、遺伝的劣化を考慮し、生存率と繁殖率における近交弱勢の強さを変えたときの絶滅確率への影響も検証した。その結果、全ての状況で個体数は減少した（図 2.2）。遺伝的劣化を考慮しないとき（ $\delta=0$ 、 $\beta=0$ ）、シミュレーション最終年の個体数は最も高かったが、繁殖率への強さ δ の違いは、個体群動態に大きな違いをもたらさなかった。一方、生存率への強さ β の違いによる個体数の減少は顕著に表れ、 β が最も大きいとき、個体数の中央値は δ の値に限らず、0 となった。すなわち、絶滅リスクは 5 割以上となった。個体数に影響される有効集団サイズにおいても同様の傾向が見られた（図 2.3）。有効集団サイズは最初の 15 年くらいで減少率が高かったが、その後は緩やかな減少傾向を示した。近交係数 F_t は、年々増加し、生存率への強さ β が 1 以上であれば 2010 年ごろに 0.5 以上となり、シミュレーション最終年には、0.99 となった（図 2.4）。これは生存率が通常の 7 割以上減少することを意味している。

絶滅リスクは、近交弱勢の生存率への強さ β に依存した結果となった（図 2.5）。近交弱勢の繁殖率への強さ δ が低いとき（ $\delta=0$ ）と最も高いとき（ $\delta=1$ ）では、絶滅確率に最大で 10.1% の違いが見られた。それに対し、生存率への強さ β では、44.9% の差が生じた（ $\beta=0$ vs $\beta=1$ ）。また、遺伝的劣化を考慮しない場合（ $\delta=0$ 、 $\beta=0$ ）と近交弱勢の影響が最も強い場合（ $\delta=1$ 、 $\beta=1.5$ ）の絶滅確率はそれぞれ 11.1% と 62.2% となり、大きな差が生じた。

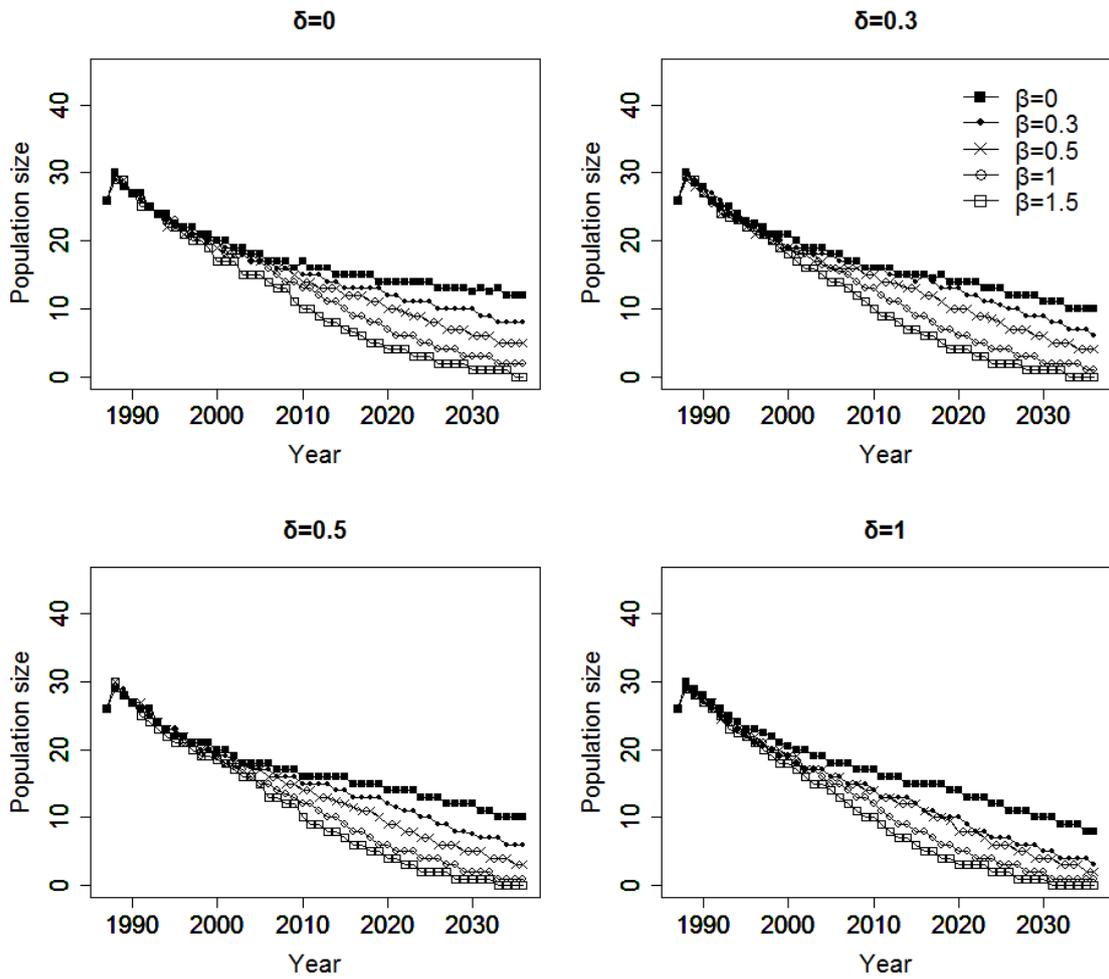


図 2.2 近交弱勢の繁殖率への強さ δ と生存率への強さ β を変えたときの個体数 N の中央値。

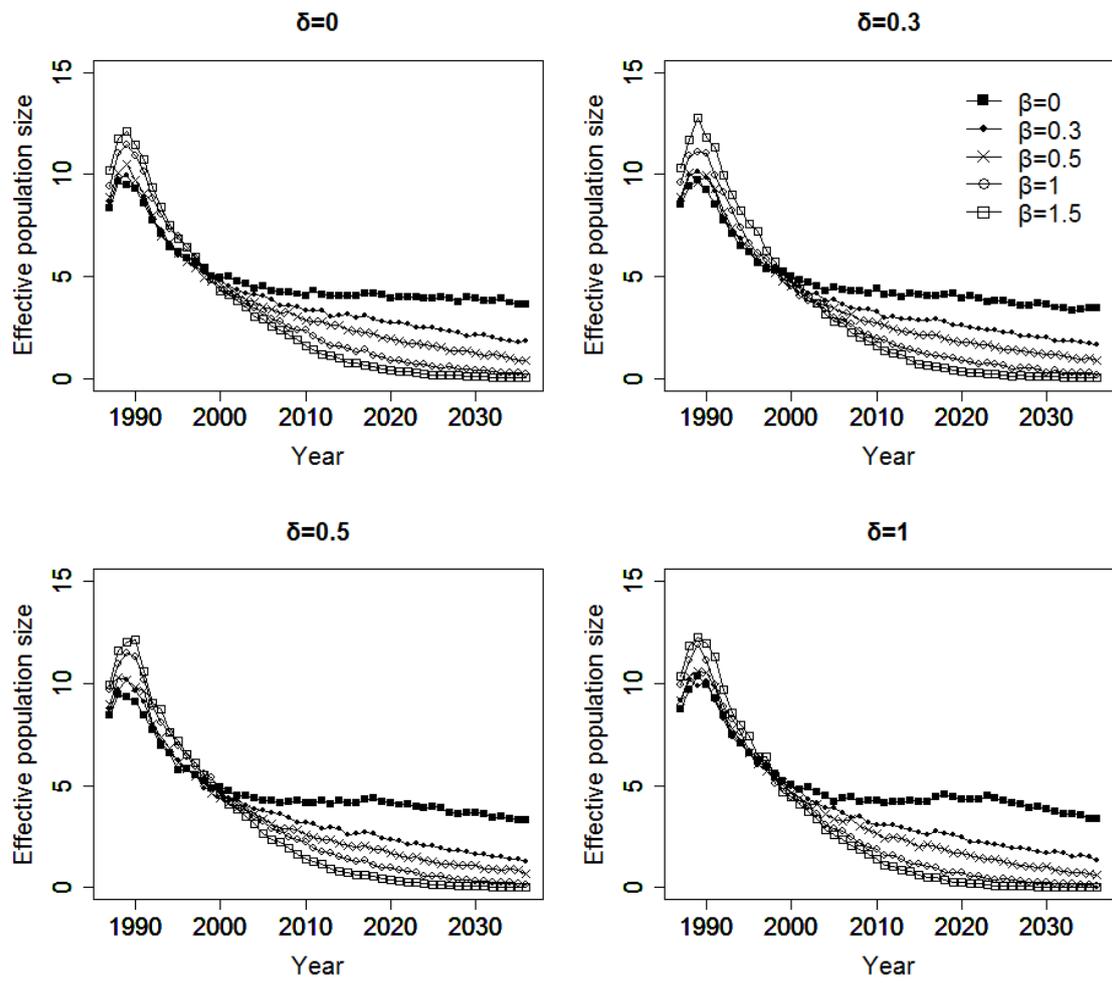


図 2.3 近交弱勢の繁殖率への強さ δ と生存率への強さ β を変えたときの雌の有効集団サイズ Ne_f の平均値。

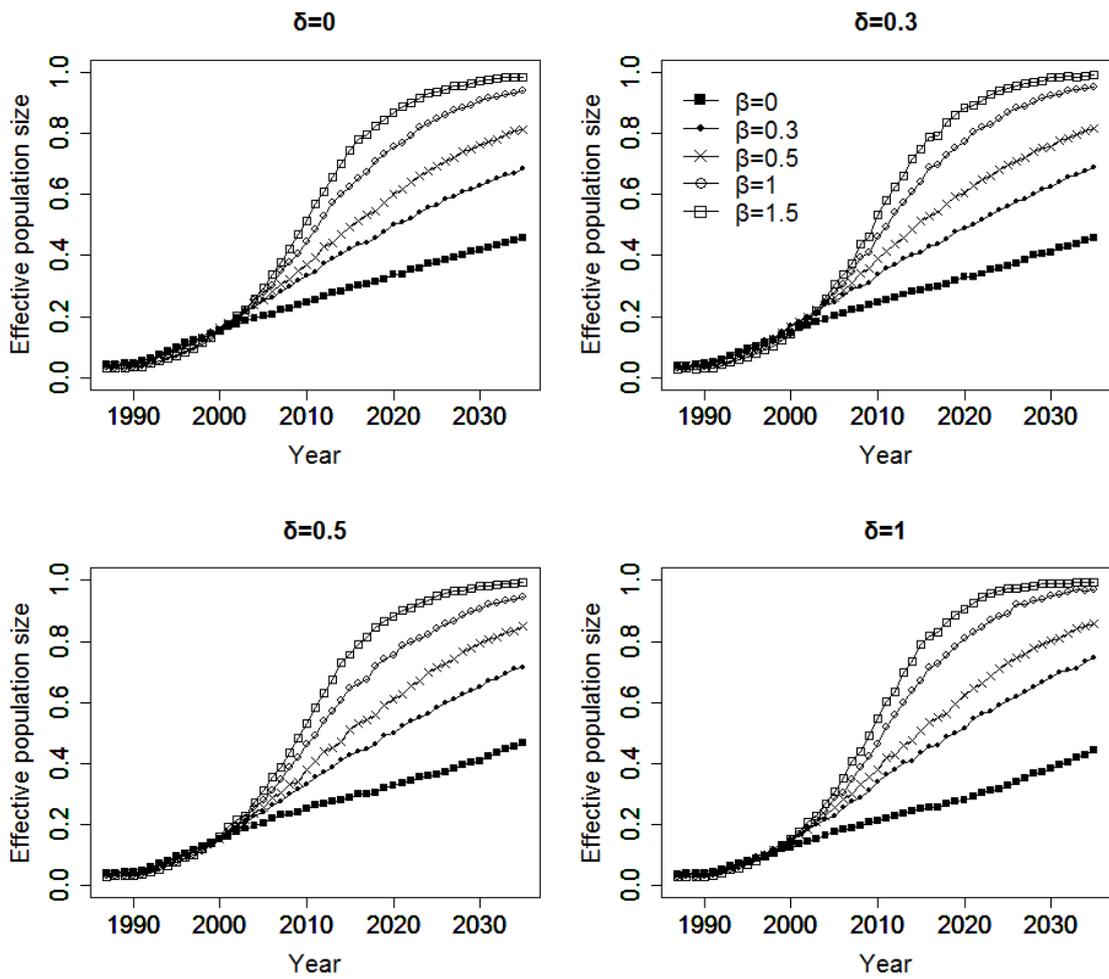


図 2.4 近交弱勢の繁殖率への強さ δ と生存率への強さ β を変えたときの近交係数 F_t の経年変化。

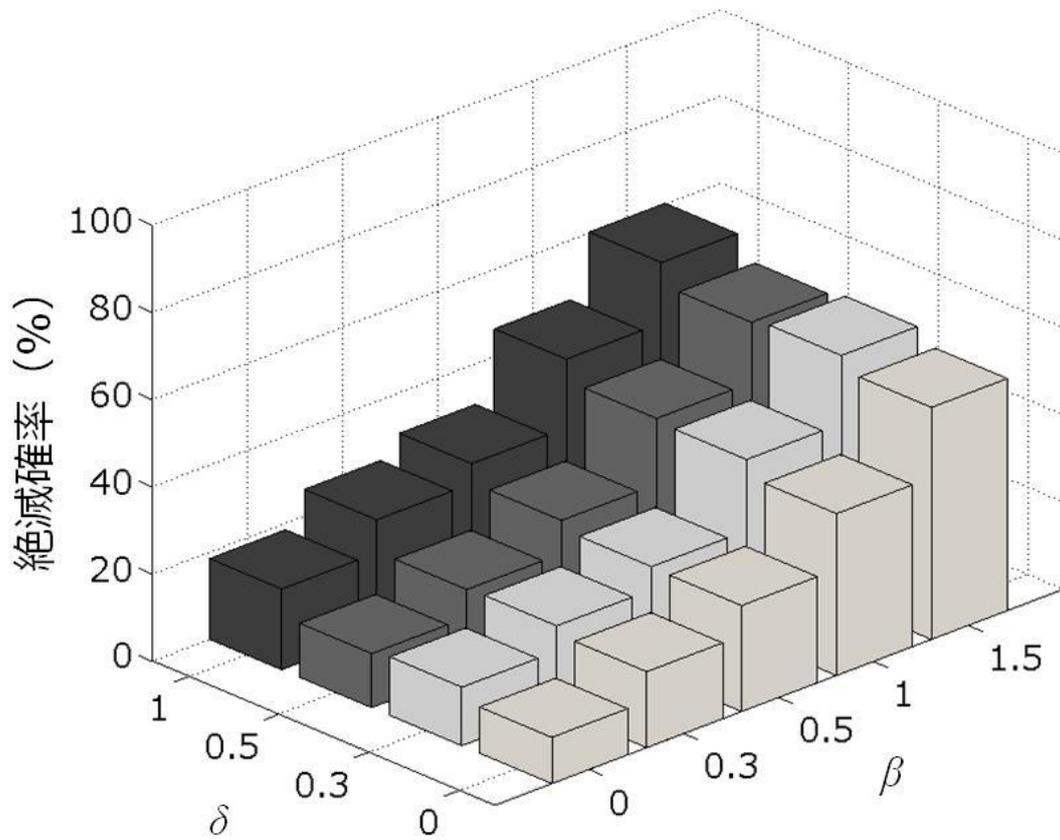


図 2.5 近交弱勢の繁殖率への強さ δ と生存率への強さ β を変えたときの 2036 年時の絶滅確率。

2.4 考察

本研究では、様々な近交弱勢の強さの違いから絶滅確率を推定した。その際、初期個体数（1987年）は5-50頭の間で一様乱数によって決定した。その結果、50年間の個体数の中央値は減少傾向を示した（図 2.2）。これは、対策を取らなければ、減少傾向がこれからも続く可能性を示唆している。ただし、個体数の95%信頼区間は0-66となり、増加傾向となった予測も存在したことが分かったが、66頭は個体数が多いとは言い難い数である。

遺伝的劣化が働く場合は、有効集団サイズと実際の個体数の比（ N_e/N 比）が、その深刻さを表す指標となる。Frankham（1995）は102種の生物を用いて、関連する要因をすべて含めた N_e/N 比をメタ解析した。その結果、有効集団サイズは実際の個体数の11%であった。本研究における N_e/N 比は、生存率への近交弱勢の強さ $\beta=0$ を除き、50年後には5%を下回った。もし生存率に対する近交弱勢の影響が強ければ、近交化に伴う絶滅リスクの増加は免れないだろう。

遺伝的劣化の強さについては、様々な近交係数レベルをもつ個体の生存率や繁殖率についてデータを取ることで推定できる。強さの範囲を把握するというのであれば、実際の調査結果とシミュレーションの結果から判断することができるだろう。現在、環境省や四国森林管理局、NGOによる学術捕獲やカメラ・ヘアートラップにより、13個体が識別されている（四国自然史科学研究センター 2010）。この値は最小個体数とみなせるだろう。この最小個体数を参考に、近交弱勢の強さの範囲を絞ることを試みた。その結果、本研究で想定した近交弱勢の全ての強さで、個体数の95%信頼区間が13個体を含み、絞ることができなかった。これは、本研究で想定した近交弱勢の強さは、現実には起こり得ることを示唆している。他方、絶滅確率を見ると、遺伝的劣化を考慮するかどうかで絶滅確率に大きな差が見られた（図 2.4）。遺伝的劣化を考慮しない場合、50年後の絶滅確率は11.1%と楽観的な結果であったことに対し、それが強く働くと62.2%となった。本研究の想定した近交

弱勢の強さが現実にかかる可能性があるのであれば、早急に対策を取ることが絶滅というエンドポイントの回避に有効であると考えられる。

本研究では対象個体群の個体数は少ないと考えられることから密度効果は考慮しなかった。しかし、個体数減少の要因が好適生息域の減少であること、現在の恒常的生息域が約500km²であること、クマの行動圏が広いこと（雄 100 km²、雌 40 km²）を考慮すると（四国自然史科学研究センター 2010）、少ない個体群であっても密度効果が働いている可能性はある。本ケースでは情報の少なさから密度効果を推定することはできないが、密度効果が働いているのであれば、絶滅確率は本研究で推定した値よりも高く評価されるだろう。

本研究では、個体識別されている個体の性比を参考に有効性比 $\theta=1$ としたが、個体識別されていない個体も少なからず生息していることを考慮すると、性比の偏りについても考察する必要がある。Mills and Smouse (1994) の研究においても、有効性比が低いとき（たとえば一夫多妻のように雄が少ないとき）、生存率への強さ β に関係なく絶滅確率は高かった。以上のことから、性比に大きな偏りがある場合は、密度効果同様、絶滅確率は本研究で推定した値よりも高く評価される可能性がある。

本研究は、一般的な PVA の手法で絶滅リスク評価をおこなってきた。PVA の結果が正しいかどうかについては、議論されている。Brook et al. (2000) は、野生動物 21 種の長期間データを用いて、PVA の精度を試験した。その結果、シミュレーション結果と観測値がほぼ一致した。これは PVA の精度の高さを示唆している。一方で、本研究では、対象地域個体群の情報の少なさから、他地域や近縁種の生態学的パラメータを用いた。本研究の自然増加率（並作：1.03、豊作：1.07）は一般的なツキノワグマの自然増加率と近い値（1.05、藤田 2005）となったが、実際の対象地域のデータを用いていないため、対象地域の状況を十分に反映しているとは言えない。このような問題の対策として、各パラメータの平均値にばらつきを考慮するなどのより不確実性を組み込んだシミュレーションを行うことが考えられるが、これらは一時的な対策でしかない。重要なのは、できるだけモニタリングを

続け、予測に対してフィードバックをすることである。本研究における推定結果は、遺伝的劣化の重要性を示唆するものであった。一般に絶滅危惧種においては、個体数の少なから遺伝的なデータを取ることは難しい。しかし、絶滅リスク評価という観点から、絶滅要因となり得る不確実性を考慮し、総合的に評価したうえで対策を取ることが重要である。

2.5 引用文献

- Akçakaya, H.R. 1991. A method for simulating demographic stochasticity. *Ecological Modelling*. 54: 133-136.
- Beissinger, S.R., and M.I. Westphal. 1998. On the use of demographic models of population viability in endangered species management. *The Journal of wildlife management*. 62(3): 821-841.
- Boyce, S. M. 1992. Population viability analysis. *Annual Review of Ecology and Systematics*. 23: 481-506.
- Brook, B. W., J. J. O'Grady, A. P. Chapman, M. A. Burgman, H.R. Akçakaya, R. Frankham. 2000. Predictive accuracy of population viability analysis in conservation biology. *Nature*. 404: 385-387.
- Eberhardt, L. L. 2002. A paradigm for population analysis of long-lived vertebrates. *Ecology*. 83: 2841-2854.
- Eiler, J. H., W. G. Wathen, M. R. Pelton. 1989. Reproduction in black bears in the southern Appalachian mountains. *The Journal of Wildlife Management*. 53(2): 353-360.
- Fieberg, J., and S. P. Ellner. 2001. Stochastic matrix models for conservation and management: a comparative review of methods. *Ecology Letters*. 4(3): 244-266.
- Foley, P. 1994. Predicting extinction times from environmental stochasticity and carrying capacity. *Conservation Biology*. 8(1): 124-137.
- Frankham, R. 1995. Effective population size/adult population size ratios in wildlife: a review. *Genetical Research*. 66(2): 95-10.
- Frankham, R., J. D. Ballou, D. A. Briscoe. 2007. 保全遺伝学入門. 文一総合出版. 東京都.
- 藤田昌弘. 2005. ツキノワグマについて—2005年山口県ツキノワグマ共生推進講習会資料

— <http://www.bekkoame.ne.jp/~fujitama/oso.pdf> (2014/2/27 アクセス)

Gaona, P., P. Ferreras, M. Delibes. 1998. Dynamics and Viability of a Metapopulation of the Endangered Iberian Lynx (*Lynx pardinus*). *Ecological Monographs*. 68(3): 349-370.

堀野眞一. 1999. 環境のゆらぎからみた人口学的 MVP. *哺乳類科学*. 39(1): 55-64.

Horino, S., and S. Miura. 2000. Population viability analysis of a Japanese black bear population. *Population Ecology*. 42(1): 37-44.

環境省. 2012. 第4次レッドリスト.

片山敦司・坪田敏男・山田文雄・喜多功・千葉敏郎. 1996. ニホンツキノワグマ (*Selenarctos thibetanus japonicus*) の繁殖指標としての卵巣と子宮の形態学的観察. *Japanese journal of zoo and wildlife medicine*. 1(1): 26-32.

Lahaye, W.S., R.J. Gutiérrez, H.R. Akcakaya. 1994. Spotted Owl Metapopulation Dynamics in Southern California. *Journal of Animal Ecology*. 63(4): 775-785.

Mills, L. S., and P. E. Smouse. 1994. Demographic consequences of inbreeding in remnant populations. *The American naturalist*. 144(3): 412-431.

Mills, L. S., S. G. Hayes, C. Baldwin, M. J. Wisdom, J. Citta, D. J. Mattson, K. Murphy. 1996. Factors Leading to Different Viability Predictions for a Grizzly Bear Data Set. *Conservation Biology*. 10(3): 863-873.

Morton, N.E., J.F. Crow, H.J. Muller. 1956. An estimate of the mutational damage in man from data on consanguineous marriages. *Proc Natl Acad Sci U S A*. 42(11): 855-863.

大井徹. 2011. 第8章 ツキノワグマの保全生態学—共存の論理. 坪田敏男・山崎晃司. *日本のクマ—ヒグマとツキノワグマの生物学—*. 東京大学出版会. 241-264.

大西尚樹・金澤文吾・長久保義紀. 2008. 四国におけるツキノワグマの個体情報の収集—体

- 毛を用いた遺伝学的手法による個体識別—. 保全生態学研究. 13: 129-135.
- Ralls, K., J. D. Ballou, A. Templeton. 1988. Estimates of lethal equivalents and the cost of inbreeding in mammals. *Conservation Biology*. 2(2): 185-193.
- Rogers, L. 1976. Effects of mast and berry crop failures on survival, growth, and reproductive success of black bears. *Transactions, Forty-First North American Wildlife and Natural Resources Conference*. 431-438.
- 澤田晴雄・梶幹男・大村和也・五十嵐勇治. 2008. ブナ類 2 種(*Fagus crenata* Blume and *Fagus japonica* Maxim.)の豊凶現象が樹体の成長に与える影響. *日本森林学会誌* 90(3): 129-136.
- Shaffer, M. L. 1981. Minimum population sizes for species conservation. *BioScience*. 31(2): 131-134.
- 四国自然史科学研究センター. 2010. 四国におけるツキノワグマ地域個体群の緊急保護プログラム (案) .
- 森林総合研究所. 2011. ツキノワグマ出没予測マニュアル.
- 中国四国地方環境事務所. 2002. 国指定剣山山系鳥獣保護区に係るツキノワグマ調査の概要. <http://www.rinya.maff.go.jp/shikoku/sidou/pdf/2-02-2kankyoushou.pdf>. (2014/1/15 アクセス)
- 中国四国地方環境事務所・四国自然史科学研究センター. 2013. 国立公園等民間活用特定自然環境保全活動 (グリーンワーカー) 事業国指定剣山山系鳥獣保護区ツキノワグマ等保護監視調査報告書.
- 坪田敏男. 2011. 序章クマの生物学—クマという生きもの. 坪田敏男・山崎晃司. 日本のクマ—ヒグマとツキノワグマの生物学—. 東京大学出版会. 1-36.
- 谷地森秀二. 2003. ツキノワグマ四国地域個体群の生息状況把握. 第 18 回平成 15 年度 TaKaRa ハーモニストファンド研究助成報告.

第 3 章

個体数推定における State-Space Model の適用
— 岐阜県のツキノワグマを事例として —

3.1 はじめに¹

野生動物管理において、対象種の個体数やその動態を把握することは、重要なことである (Thomas et al. 2005)。個体群の状態を把握することで、より現実的な管理のエンドポイント、目標や管理計画を立てることができるからだ。野生動物の個体数推定は国内外で多く研究されてきた (たとえば Meyer and Millar 1999, Tevecchia et al. 2009, Yamamura et al. 2008)。本研究の対象種であるクマ類においても、ハンターなどへの聞き取り調査法、直接観察法、ヘアトラップ法など様々な手法が個体数推定に用いられてきた (米田・間野 2011)。このような個体数推定法では、事前にフィールド調査を行い、その調査データを基に推定を行う。しかし、フィールド調査は、費用がかかるだけでなく、データ採取に失敗する可能性もある。調査データから推定をしたとしても、短期間(たとえばある年)の個体数推定の結果でしかない。

例えば、近年注目を浴びているヘアトラップ法は個体を捕獲することのない、非侵襲的な (対象個体にダメージが少ない) サンプルング法である。有刺鉄線で作成したトラップを設置すると、有刺鉄線をくぐった (または跨いだ) 個体は有刺鉄線に体毛を残す。クマ類では、一般的にこのヘアトラップ法で得られた体毛の DNA データを用いて標識再捕獲法により個体数推定を行う (たとえば Woods et al. 1999)。森光 (2008) によると、日本では 2007 年 9 月時点で、20 の自治体がヘアトラップ法を実施し、そのうちの 16 の自治体では個体数推定を行うために実施している。このように多くの自治体を実施しているヘアトラップ法は、これまでの直接観察法よりも個体識別の精度が高いことや DNA が個体の永久標識となることなどの特長があり (米田・間野 2011)、国内で期待されている調査法である。

一方で、有刺鉄線で回収した体毛は、風雨に曝されると DNA が劣化し、個体識別のエラ

¹本章は、岐阜県から兵庫県立大学への依頼により行った研究である。データ集計、モデリング、シミュレーションなどは太田が担当し、研究方針の検討と最終結果の確認を坂田宏志氏と共同で行った。

一の要因となる。特に、海外で採集に適していると考えられる初夏は日本では梅雨にあたり、劣化が著しい。これまでの標識再捕獲法では個体識別に関するエラーは考えられていないため、個体識別が不正確な場合、推定結果にバイアスがかかる (McKelvey and Schwartz 2004, 湯浅・佐藤 2008)。また、DNA の分析成功率が低ければ、サンプルから得られる情報が少なくなり、解析するためのデータとして使うことが難しくなる (森光 2008)。この DNA サンプルの劣化対策として、見回り頻度を上げることが考えられるが、コストの面から難しいのが現状である。加えて、ヘアトラップ法は調査費用がかかるため、頻繁に調査することが難しく、継続的なデータを得にくいという問題を抱えている。そこで費用をできるだけ抑え、継続的に得られたデータから個体数推定を行うことが求められている。

個体数推定上の問題はサンプリングだけではない。時系列データの解析についても留意しなければならない。調査から得られる観測データには個体群動態の確率性に由来する過程誤差と知識の不完全さに由来する観測誤差という二種類の不確実性が混在する。特に観測データが個体数変動の時系列であった場合、複数の不確実性要因 (たとえば、環境変動、捕獲数の変化など) が働いている。しかし、時系列データを用いた個体群動態分析では、過程誤差だけを考慮し、観測誤差を無視していることがある。観測誤差を無視すると、パラメータの推定精度が落ちることが指摘されている (Calder et al. 2003)。以上のことから個体群の動態予測では、データと個体数変動を表すモデル (process model) をつなぐフレームワークが必要である (Clark and Bjørnstad 2004)。このフレームワークが真の個体数変動を表すモデル (process model) と観測値の変動を表すモデル (observation model) に分けて推定することのできる State-Space Model (SSM) である。SSM を用いることにより、過程誤差と観測誤差を同時に考慮することができる (Fukaya et al. 2010, Calder et al. 2003)。

本研究では岐阜県のツキノワグマを対象とし、SSM による個体数推定を行う。用いるデ

ータは、改めて調査を行って得たデータではなく、役場への連絡や出猟カレンダーなどにより継続的に得られたデータ（出没件数や捕獲数）を基に推定する。

3.2 方法

3.2.1 対象地域及びデータ

ツキノワグマでは、2006年度に全国規模で大量出没が起こっている。岐阜県においても、クマの出没により捕獲が相次いだことから特定鳥獣保護管理計画(平成21-26年の5年間)を策定した(岐阜県 2009)。本研究では岐阜県の特定鳥獣保護管理計画に基づき、岐阜県に生息するツキノワグマを2つの地域個体群(北アルプス地域個体群と白山・奥美濃地域個体群)に分けて推定を行った。

個体数推定に用いたデータは岐阜県で継続的に記録されている捕殺数 $C_{i,t}$ 、有害捕獲数 $Y_{i,t}$ 、出没件数 $I_{i,t}$ に加え、コナラ・ミズナラ・ブナの豊凶の程度を森林面積で重みづけをした豊凶指数 $a_{i,t}^{index}$ を用いる(図 3.1)。

個体数推定を行う際、大まかな個体数の情報が必要である。本研究では、2007-2008年に岐阜県が行った個体数推定の情報を用いた(岐阜県 2009)。個体数の情報のある2008年時点を初期個体数とし、2008年から2011年への前向き計算を行うとともに、2008年、2007年・・・と過去への後ろ向き計算を行った。その際、出没や捕獲において特異的な観測値が得られた年で推定を終わらせる場合(2006年-2011年:短期間推定)と、平年並みの年で推定を終わらせる場合(2004年-2011年:長期間推定)で推定結果の違いも検討した。

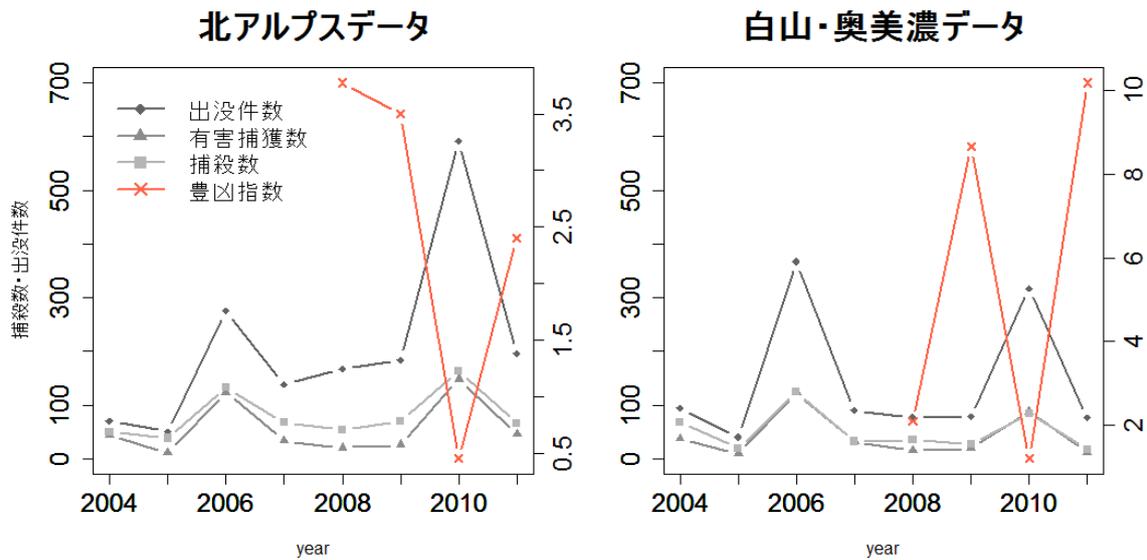


図 3.1 北アルプス地域（左図）と白山・奥美濃地域（右図）の捕殺数、有害捕獲数、出没件数および豊凶指数

3.2.2 State-Space Model

個体群動態を表すプロセスモデル（process model）は、以下のとおりである。個体数は自然増加から捕獲数を差し引いた 1 年で最も少ない繁殖直前の時点を想定した。

$$N_{i,t+1} = \frac{r_{i,t} N_{i,t}}{1 + \beta_{i,t} N_{i,t}} - C_{i,t}, \quad (3.1)$$

$$r_{i,t} = \exp[r_{mean} + a_{i,t} r_{error}],$$

$$\beta_{i,t} = \frac{r_{i,t} - 1}{KA_i}.$$

$N_{i,t}$ は地域 i の t 年の個体数であり、式(3.1)の左辺は自然増加数と捕殺数 $C_{i,t}$ からなる（表 3.1）。地域 i の t 年の増加率を表す $r_{i,t}$ はその平均と環境変動により決定される。対象地域における自然増加の密度依存性に関する情報はないが、念のため考慮した。密度効果のモデルとして、親の生息数と加入の関係を表し、水産学で一般的に用いられている Beverton-Holt 型を採用した（たとえば Cook et al. 1997, Myers 2001, Simpfendorfer et al. 2000）。 $K(=\log[k])$ は単位面積当たりの環境収容力を表し、 A_i は地域 i の森林面積であ

る。

クマ類では、その行動が堅果の豊凶に影響されることが知られている。谷口・尾崎(2003)は、ツキノワグマの目撃頭数とブナとミズナラの堅果落下量の関係を調べた。その結果、目撃頭数と堅果落下量に負の相関関係が認められた。また、Oka et al. (2004) によって凶作年にクマの捕殺数が増加することも指摘されている。餌資源はクマの行動だけではなく、繁殖にも影響する。たとえば、栄養状態が悪いときは体重が減少し、繁殖を失敗することがある (Rogers 1976)。以上の環境影響については、堅果の豊凶がツキノワグマ個体群の自然増加、出没数、有害捕獲数に影響すると仮定することで、モデルに組み込むことができる。本研究ではコナラ・ミズナラ・ブナの豊凶指数に森林面積を考慮した重み付け豊凶指数 $a_{i,t}^{index}$ を以下のように標準化した。

$$a_{i,t} = \frac{\log(a_{i,t}^{index}) - E(\log(a_{i,t}^{index}))}{\sigma_{i,\log(a^{index})}}$$

観測モデル (observation model) はプロセスモデルと観測データを関連付けるモデルである。観測データとして有害捕獲数 $Y_{i,t}$ と出没件数 $I_{i,t}$ を用い、

$$\log(Y_{i,t}) \sim N(\log(h_{i,t} N_{i,t}) - 0.5\sigma_h^2, \sigma_h^2), \quad (3.2)$$

$$\log(I_{i,t}) \sim N(\log(s_{i,t} N_{i,t}) - 0.5\sigma_s^2, \sigma_s^2),$$

とした。このとき地域 i の有害捕獲率 $o_{i,t}$ と出没率 $s_{i,t}$ は

$$h_{i,t} = \frac{1}{1 + \exp[-(h_{i,mean} + a_{i,t} h_{error})]},$$

$$s_{i,t} = \exp[s_{i,mean} + a_{i,t} s_{error}],$$

である。有害捕獲率と出没率の平均 ($h_{i,mean}$ と $s_{i,mean}$) は各地域で異なるが、豊凶による変動の大きさ (h_{error} と s_{error}) は地域間で等しいとした。観測モデル (式 3.2) には対数変換過程で生じる期待値のずれを補正するために $-0.5\sigma_h^2$, $-0.5\sigma_s^2$ をそれぞれに加えた。

3.2.3 事前分布

前節で構築したモデルを用いて、2008年の各地域の個体数対数値 $n_{i,2008}$ 、平均増加率 r_{mean} と増加率の環境変動による誤差 r_{error} 、環境収容力の対数値 k 、各地域の平均有害捕獲率 $h_{i,mean}$ と有害捕獲率の環境変動による誤差 h_{error} 、各地域の平均出沒率 $s_{i,mean}$ と出沒率の環境変動による誤差 s_{error} 、有害捕獲数と出沒数の誤差分散 σ_h^2, σ_s^2 の 13 パラメータに加え、2008年以前の各地域の豊凶指数 $a_{i,t}$ (4 or 8 パラメータ) の計 17 または 21 パラメータ (前者は 2 短期間推定、後者は長期間推定の場合) である (表 3.1)。

2008年の個体数 $N_{i,2008}(=\exp[n_{i,2008}])$ のパラメータである $n_{i,2008}$ の事前分布は正規分布を仮定し、それぞれの地域の期待値に関しては岐阜県特定鳥獣保護管理計画 (岐阜県 2009) に掲載されている推定値を用いる。また事前分布の 95%信頼限界がそれぞれの地域個体群全体の推定値 (北アルプス: 約 3,500 頭、白山・奥美濃: 約 2,000 頭) になるように、分散を設定した。

平均増加率 r_{mean} の事前分布は環境省自然環境局生物多様性センター (2011) と同じ事前分布を用いる。増加率の誤差 r_{error} については、兵庫県のツキノワグマ (坂田ほか 2012) の事例と大きく変わらないと考えられることから、坂田ほか (2012) を参考に設定した。また、 r_{mean} と r_{error} については地域個体群で同じと仮定した。

有害捕獲率に関するパラメータ ($h_{i,mean}, h_{error}$) と出沒率に関するパラメータ ($s_{i,mean}, s_{error}$) については、事前情報が少ないため、分散を広めに設定した。

観測誤差 σ_h^2, σ_s^2 の事前分布には一般的に多用される逆ガンマ分布を用いた (表 3.1)。

豊凶指数 $a_{i,t}$ は各地域の 2004~2007 年の豊凶指数を推定する。データを標準化して用いるため、推定する指数の事前分布も期待値 0、分散 1 の正規分布とした。

表 3.1 : パラメータと事前分布

パラメータ		パラメータ値
$N_{i,t}$	地域 i の t 年の個体数	$n_{\text{アルプス},2008} \sim N(\log(851), 0.72)$
$n_{i,2008}$	2008 年個体数の対数値	$n_{\text{白山},2008} \sim N(\log(478), 0.73)$
$r_{i,t}$	地域 i の t 年の増加率、	
r_{mean}	平均増加率、	$r_{mean} \sim N(0.1148, 0.05)$
r_{error}	増加率の豊凶による誤差	$r_{error} \sim N(0, 0.01)$
$\beta_{i,t}$	地域 i の t 年の密度効果の強さ	
$C_{i,t}$	地域 i の t 年の捕殺数	
K, k	環境収容力、その対数値	$k \sim N(\log(100), 1)$
A_i	地域 i の森林面積(km ²)	3486.659 (北アルプス) 4728.901 (白山・奥美濃)
$a_{i,t}$	標準化した豊凶指数	$a_{i,t} \sim N(0, 1)$
$h_{i,t}$	地域 i の t 年の有害捕獲率	
$h_{i,mean}$	地域 i の平均有害捕獲率	$h_{i,mean} \sim N(\log(0.25), 10)$
h_{error}	有害捕獲率の豊凶による誤差	$h_{error} \sim N(0, 5)$
$s_{i,t}$	地域 i の t 年の出沒率	
$s_{i,mean}$	地域 i の平均出沒率	$s_{i,mean} \sim N(\log(1.15) - 0.5 * 10, 10)$
s_{error}	出沒率の豊凶による誤差	$s_{error} \sim N(0, 5)$
σ_h^2, σ_s^2	誤差分散	$\sigma_h^2, \sigma_s^2 \sim IG(0.01, 0.01)$

3.2.4 マルコフ連鎖モンテカルロ法と収束判定

これまで述べたデータとモデルおよび事前分布に基づいて、SAS/STAT9.3 の MCMC Procedure (SAS Institute Inc. 2011) を用いて推定を行った。サンプリングはマルコフ連鎖モンテカルロ法 (Gilkset *al.*1996) の一つであるメトロポリス法によって行い、パラメータの事後分布を推定した。初期値の影響が残る最初の 500 万回は burn-in とし、次の 1000 万回のうち 1000 回に 1 回サンプリングし、計 1 万回のサンプリングを行った。ただし、推定個体数とその年の全捕獲数を下回る場合は尤度が低く、除外されている。

収束判定は、有効サンプルサイズ (Kasset *al.* 1998) と Geweke 検定 (Geweke 1992) の 2 つの基準で確認した。すなわち、有効サンプルサイズについては、それが 1,000 以上であることを判定基準とした。Geweke 検定については、サンプリングされたデータのうち、最初の 1,000 回と最後の 5,000 回の期待値の差を検定し、棄却水準 0.01 の有意差がないことを基準とした。

3.3 結果

本研究では、2008年から遡って推定した場合、有害捕獲数や出没件数が特別に多い年で終了する短期間推定（2006-2011年）とそうではない長期間推定（2004-2011年）の2つの期間で推定を行った。その結果、各期間で両地域個体群（北アルプス地域個体群と白山・奥美濃地域個体群）ともに増加傾向を示したが、信頼幅は広く推定された（図 3.2）。長期間推定では、北アルプス地域個体群の2011年の平均個体数の点推定値が2004年の平均個体数の約2.7倍となり（ $N_{\text{アルプス},2004}=665$ 、 $N_{\text{アルプス},2011}=1791$ ）、白山・奥美濃地域個体群では約2倍（ $N_{\text{白山},2011}=417$ 、 $N_{\text{白山},2011}=839$ ）であった。一方、2006年から推定を行う場合の2006年と2011年の個体数の比は、北アルプス地域個体群と白山・奥美濃地域個体群でそれぞれ約1.4倍（ $N_{\text{アルプス},2006}=926$ 、 $N_{\text{アルプス},2011}=1319$ ）と約1.3倍（ $N_{\text{白山},2006}=610$ 、 $N_{\text{白山},2011}=797$ ）となった。各期間ともに、捕獲の多い年である2006年の個体数推定の下限値は北アルプスで320前後、白山・奥美濃で200前後と低く推定された。

各期間において推定値の比較を行った結果、2011年の個体数推定値は北アルプスで1791（長期間推定値）と1319（短期間推定値）で少し差が生じたが、白山・奥美濃では839（長期間推定値）と797（短期間推定値）と近い値となり、その他の年においても推定値は大きく異なることはなかった。観測モデルのパラメータである $h_{i,mean}$ 、 h_{error} 、 $s_{i,mean}$ 、 s_{error} に関しては、北アルプスの平均有害捕獲率 $h_{\text{アルプス},mean}$ 、平均出没率 $s_{\text{アルプス},mean}$ 自然増加率 r_{mean} 以外のパラメータで両期間ともほぼ近い値を示した（表 3.2）。また、どちらの期間でも環境収容力は高く推定されたため、密度効果はほとんど効いていないことが示唆された。

全体として個体数の信頼幅は広く推定されたものの、データと推定値を比較すると、有害捕獲数・出没件数ともに fitting は良かった（図 3.3、3.4）。

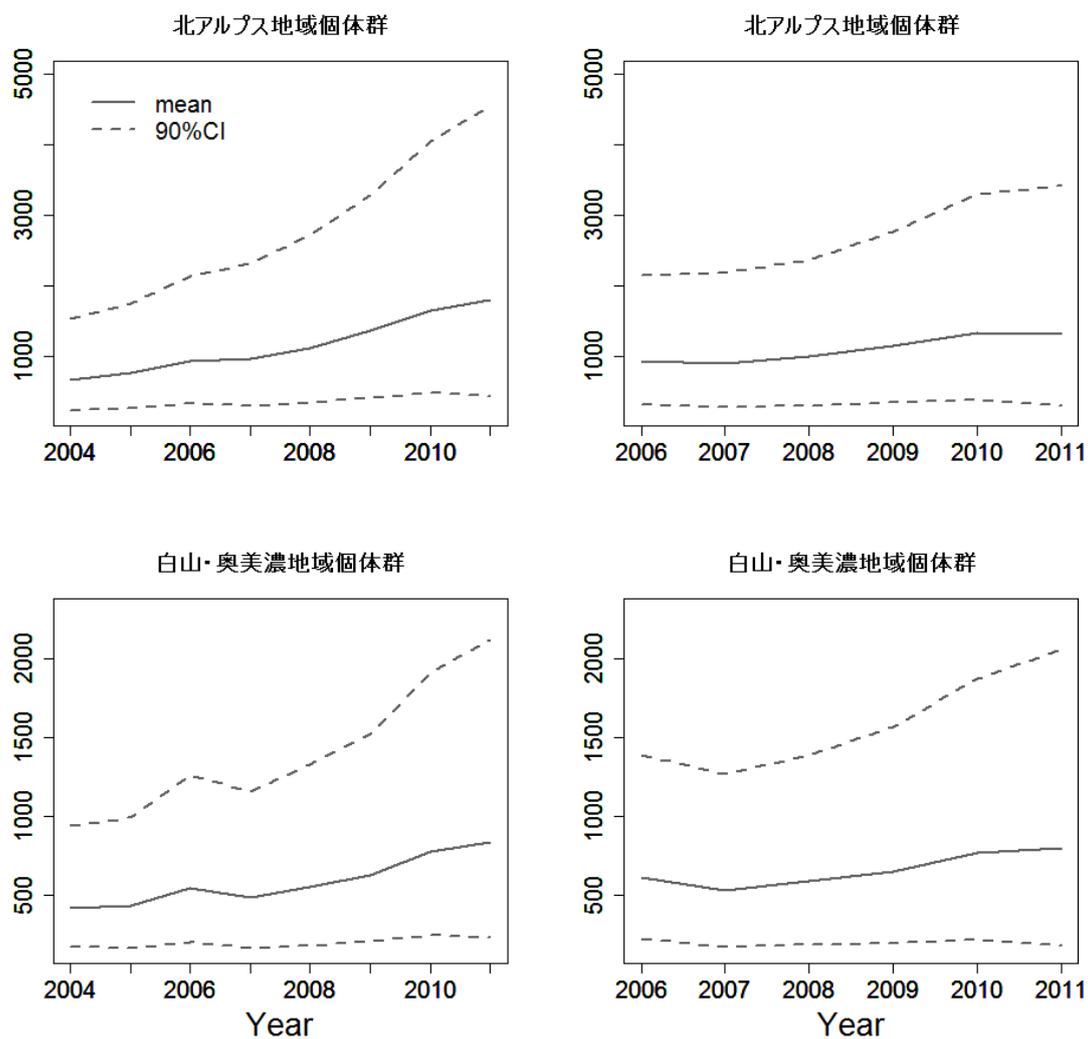


図 3.2 推定個体数の結果

左図：2004年－2011年、右図：2006年－2011年、上図：北アルプス地域個体群、

下図：白山・奥美濃地域個体群の推定結果。

表 3.2 : パラメータ推定結果

	2004 年-2011 年		2006 年-2011 年	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
r_{mean}	0.2278	0.0624	0.1856	0.0762
r_{error}	0.0330	0.0888	0.0367	0.0942
k	4.5943	1.0033	4.6020	1.0105
$s_{\text{アルプス}, mean}$	-1.6483	0.6573	-1.3419	0.6723
$s_{\text{白山}, mean}$	-1.5813	0.6251	-1.5386	0.6754
s_{error}	-0.5586	0.1197	-0.5310	0.1367
$h_{\text{アルプス}, mean}$	-2.9167	0.7458	-2.7090	0.8027
$h_{\text{白山}, mean}$	-2.8600	0.7161	-2.8402	0.8091
h_{error}	-0.8660	0.1816	-0.8817	0.2367
$a_{\text{アルプス}, 2004}$	-0.0622	0.5682	—	—
$a_{\text{アルプス}, 2005}$	1.1637	0.5039	—	—
$a_{\text{アルプス}, 2006}$	-1.2091	0.5043	-0.9107	0.5608
$a_{\text{アルプス}, 2007}$	0.0733	0.4252	0.2808	0.4852
$a_{\text{白山}, 2004}$	-0.6518	0.5307	—	—
$a_{\text{白山}, 2005}$	0.8385	0.5191	—	—
$a_{\text{白山}, 2006}$	-2.0957	0.5288	-1.9110	0.5890
$a_{\text{白山}, 2007}$	-0.3856	0.4300	-0.2459	0.4851
σ_s^2	0.1180	0.0696	0.1200	0.0858
σ_h^2	0.2072	0.1221	0.2585	0.2047

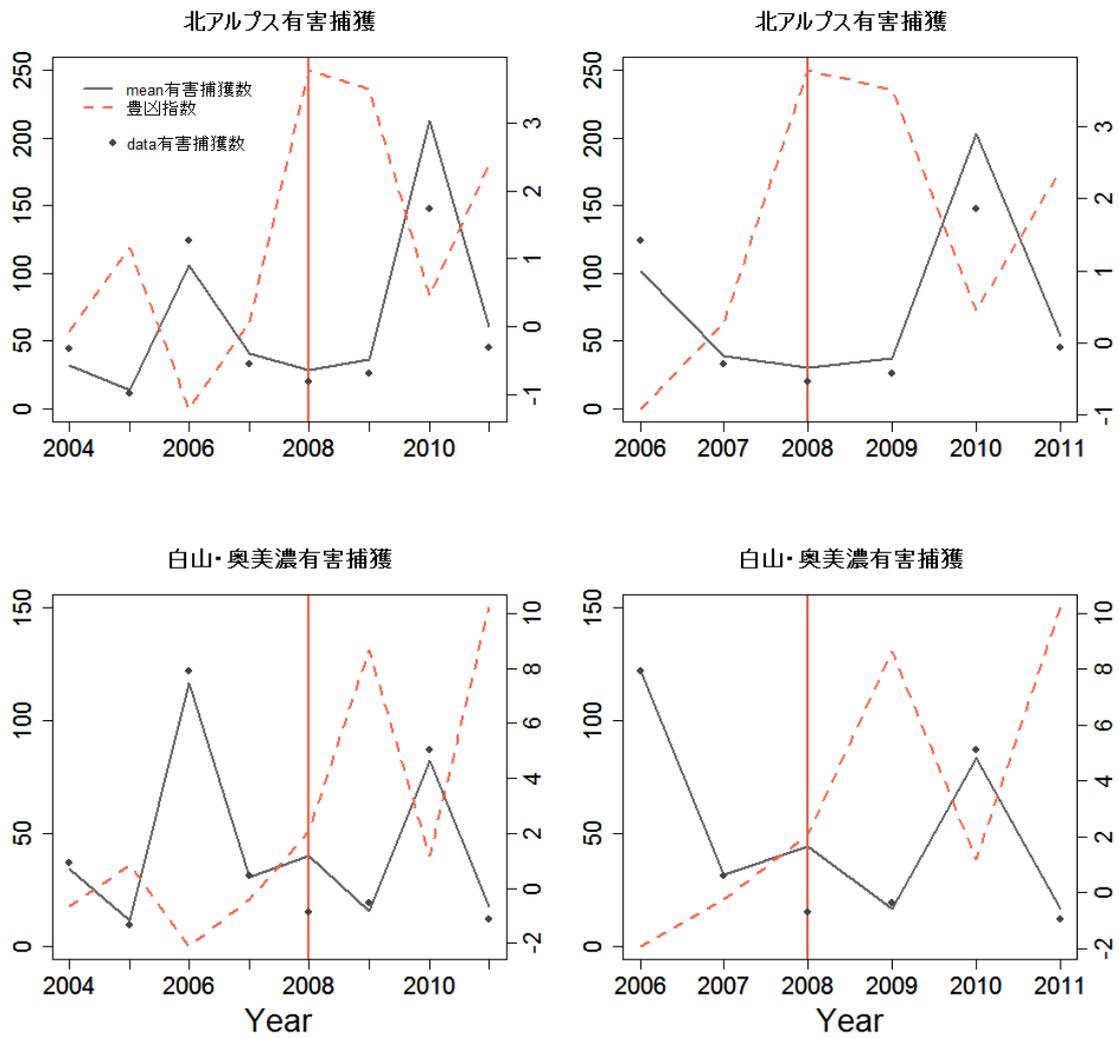


図 3.3 有害捕獲数の推定値とデータの比較

左図：2004年－2011年、右図：2006年－2011年、上図：北アルプス地域個体群、
 下図：白山・奥美濃地域個体群の推定結果。2007年以前の豊凶指数（点線）は推定
 値であり、2008年以降は観測値である。

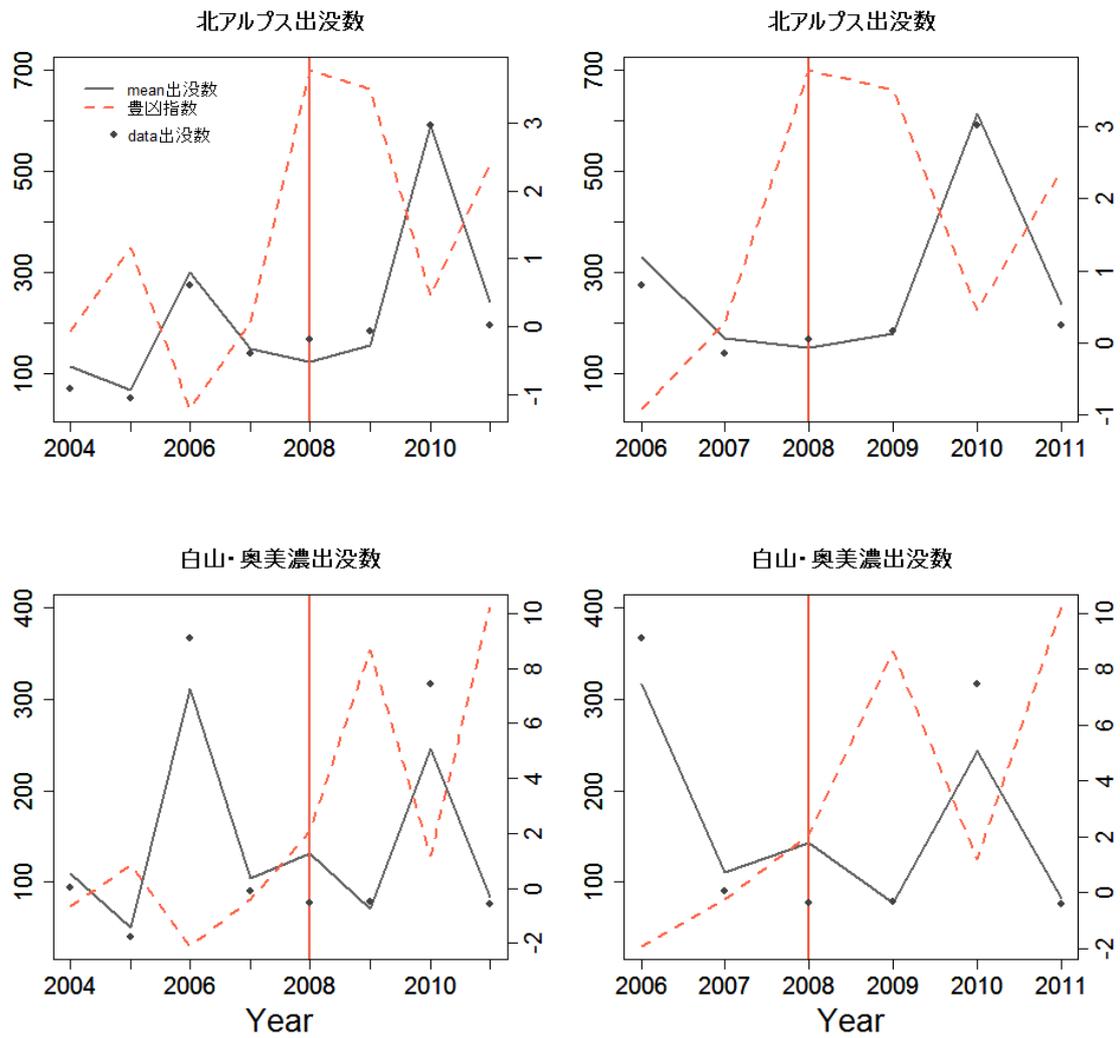


図 3.4 出没件数の推定値とデータの比較

左図：2004年－2011年、右図：2006年－2011年、上図：北アルプス地域個体群、
 下図：白山・奥美濃地域個体群の推定結果。2007年以前の豊凶指数（点線）は推定
 値であり、2008年以降は観測値である。

3.4 考察

本研究では、2008年から特異的な観測値が得られた2006年までを推定する短期間推定(2006-2011年)と2004年までを推定する長期間推定(2004-2011年)の違いを検討した(図3.2)。その結果、北アルプス個体数について、2006-2008年までは両期間に大きな差は見られなかったが、2011年の平均推定値に500頭の差(長期間:1791、短期間:1319)が生じた。これは2005年の有害捕獲数や出没件数が最も低かったため、短期間推定よりも長期間推定の期間中の平均有害捕獲率や平均出没率が低く推定された。一方、2006年以降のこれらの観測値は2005年よりも高いため、平均増加率がやや高く推定され、その結果として個体数に差がでたと考えられる(表3.1、3.2)。しかし、個体数推定の信頼区間の広さを考慮するとこの差は大きな差ではないだろう。また、その他の推定値には大きな違いは見られなかった。

信頼区間が広く、下限値が低いという推定結果については、より考察が必要である。捕獲の多い年(2006年)の前年である2005年の個体数下限値は、北アルプスで約260頭、白山・奥美濃で約165頭と推定された(図3.2)。2006年の捕殺数は北アルプスで132頭、白山・奥美濃で124頭である(図3.1)。これは繁殖直前の個体数推定値であり、自然増加した後で捕殺されたとしても、白山・奥美濃地域では半数以上が捕殺されたことになるだろう。これが真実だとすれば、その捕獲圧の強さからどちらの地域個体群も絶滅危惧種となるかもしれない。一方で、下限値が過小評価であることも考えられる。個体数が少ないとき、多くの個体を捕獲することは難しい。たとえば、捕獲効率が一定の場合、個体数が少なくなるとCPUE(=捕獲効率×捕獲努力量×個体数;単位捕獲努力量当たりの捕獲数)は下がり、捕獲することが難しくなる。CPUEの変化は個体群密度の変化により生じるため(Campbell 2004)、捕獲数と捕獲努力量をモニタリングすることで、個体数のトレンドや下限値が過小評価されているかどうかの判断ができるだろう。ただし、問題グマが頻繁に出没しているという状況であれば、個体数が少なかったとしても捕獲数は多くなる。何

故なら問題グマの出没による捕獲数の増加は捕獲効率が高くなったことを意味するからだ。そのため、この状況では CPUE だけでは個体数の動向、さらには個体数が下限値に近い判断することが難しくなる。個体群が危険な状況かどうかは捕獲個体の DNA 分析から血縁個体が増えているかどうかを調べればわかる。2006 年は大量出没の年であったため、問題グマの出没による捕獲数の増大であった可能性が高く、下限値が過小評価であるという判断をすることは難しい。

真の個体数が下限値に近い場合、捕獲圧の強さだけでなく個体群の若齢化の問題も考えなければならないだろう。本推定では、長期間推定（2004-2011 年）の捕殺を考慮した見かけの増加率（幾何平均）が北アルプスで 1.15、白山・奥美濃で 1.11 となった。推定された見かけの増加率の値は、増加率が比較的高いといわれるエゾシカの自然増加率 1.16 (Kaji et al. 2004) に匹敵する高さである。これは、たとえ真の個体数が下限値に近いときでも、繁殖率が高いため、捕獲をしても個体数は直ちに危険な状態にはならず、個体群中に若齢個体が増加することを示している。個体群の若齢化が起これば、繁殖可能年齢以前の個体ほど生存率が低く、繁殖可能年齢の個体でも若すぎると繁殖率が低いため、個体群全体の増加率が低下する。個体群の若齢化の有無は捕獲個体の年齢構成により判断できるため、今後はモニタリングの対象として捕獲個体の年齢構成も必要となるだろう。

本推定ではデータの蓄積が少ない中で推定を行ったため、推定値の信頼区間を狭めることが難しかった。これから捕獲数のデータを長期間蓄積していけば、個体数の推定精度はより良くなる。他方、ヘアトラップなどの調査を行えば、その年の個体数をすぐに推定できるが、コストを考えると現実的な選択肢ではないだろう。本研究で提案した捕獲努力量や捕獲個体の年齢構成のモニタリングは、比較的成本をかけずに集めることのできるデータであり、個体数のトレンドを表す実用的な指標として個体群動態の研究では用いられてきた（たとえば、Campbell 2004, Fournier et al. 1998, Wilberg and Bence 2006）。このように現在実施されている制度（出猟カレンダーなど）を利用し、また、手元にある情報源

(例えば捕獲個体) から情報をできるだけ引き出す体制を整え、データを活用していくことが個体数推定だけでなく野生動物管理のカギとなってくるだろう。

3.5 引用文献

- Calder, C., M. Lavine, P. Müller, J. S. Clark. 2003. Incorporating multiple sources of stochasticity into dynamic population models. *Ecology* 84:1395–1402
- Campbel, R.A. 2004. CPUE standardisation and the construction of indices of stock abundance in a spatially varying fishery using general linear models. *Fisheries Research*. 70:209-227.
- Cook, R.M., A. Sinclair, and G.Stefansson.1997. Potential collapse of North Sea cod stocks. *Nature*. 385:521-522.
- Fournier, D.A., J. Hampton, J.R. Sibert. 1998. MULTIFAN-CL: a length-based, age-structured model for fisheries stock assessment, with application to South Pacific albacore, *Thunnus alalunga*. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*. 55(9): 2105-2116.
- Fukaya, K., T. Okuda, M.Nakaoka, M. Hori, T. Noda. 2010. Seasonality in the strength and spatial scale of processes determining intertidal barnacle population growth. *Journal of Animal Ecology*. 79(6):1270–1279.
- Geweke,J.1992.Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation ofposterior moments. In *Bayesian Statistics 4* (Bernardo JM, Berger JO, Dawid AP, Smith AFM, eds), pp.169-193, Oxford Univ Press, Oxford.
- 岐阜県. 2009. 岐阜県特定鳥獣保護管理計画（ツキノワグマ）の概要について.
<http://www.pref.gifu.lg.jp/kankyo/shizen/kamoshika/tokutei-keikaku.data/kumakuma.pdf>. (2013/10/25 アクセス)
- Gilks, W. R., S. Richardson, D. J. Spiegelhalter.1996.*Markov Chain Monte Carlo in Practice*. Chapman & Hall/CRC, New York, USA, 512pp.
- Kaji, K., H. Okada, M. Yamanaka, H. Matsuda, T. Yabe. 2004. Irruption of A Colonizing

- Sika Deer Population. *Journal of Wildlife Management*. 68(4):889-899.
- 環境省自然環境局生物多様性センター.2011.平成 22 年度自然環境保全基礎調査特定哺乳類生息状況調査及び調査体制構築検討業務報告書. pp.173-184
- Kass, R. E., B. P. Carlin, A.Gelman, R. M. Neal. 1998. Markov Chain Monte Carlo in Practice: A Roundtable Discussion. *The American Statistician*. 52(2): 93-100.
- McKelvey,K. S. and M. K. Schwartz. 2004. Genetic errors associated with population estimation using non-invasive molecular tagging: problems and new solutions. *Journal of Wildlife Management*. 68(3):439-448.
- Meyer,R. and R. B. Millar. 1999. BUGS in Bayesian stock assessments. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*. 56(6): 1078-1087.
- 森光由樹. 2008. 各都道府県のヘア・トラップ調査の実施状況と長野県における実施例. *哺乳類科学*. 48(1):133-138.
- Myers,R.A.. 2001. Stock and recruitment: generalizations about maximum reproductive rate, density dependence, and variability using meta-analytic approaches. *ICES Journal of Marine Science*. 58 (5): 937-951.
- Oka, T.,S. Miura, T. Masaki, W. Suzuki, K.Osumi,S.Saitoh. 2004. Relationship between changes in beechnut production and asiatic black bears in northern Japan. *Journal of Wildlife Management*. 68(4):979-986.
- Rogers, L. 1976. Effects of mast and berry crop failures on survival, growth, and reproductive success of black bears. *Transactions, Forty-First North American Wildlife and Natural Resources Conference*. 431-438.
- 坂田宏志, 岸本康誉, 関香奈子. 2012. ツキノワグマの個体群動態の推定(兵庫県 2011 年). 兵庫ワイルドライフレポート.pp32-43.
- SAS Institute Inc.2011 SAS/STAT® 9.3 User's Guide. SAS Institute Inc., Cary, NC.

- Simpfendorfer, C. A., K. Donohue, N. G. Hall. 2000. Stock assessment and risk analysis for the whiskery shark (*Furgaleus macki* (Whitley)) in south-western Australia. *Fisheries Research*. 47(1):1-17.
- 谷口真吾, 尾崎真也. 2003. 兵庫県氷ノ山山系におけるブナ・ミズナラの結実とツキノワグマの目撃頭数の関係. *森林立地学会*. 45(1): 1-6
- Tavecchia, G., P. Besbeas, T. Coulson, B. J. T. Morgan, T. H. Clutton-Brock. 2009. Estimating Population Size and Hidden Demographic Parameters with State-Space Modeling. *The American Naturalist*. 173(6):722-733.
- Thomas, L., S. T. Buckland, K. B. Newman, J. Harwood. 2005. A unified framework for modelling wildlife population dynamics. *Australian and New Zealand Journal of Statistics*. 47(1): 19-34.
- Yamamura, K., H. Matsuda, H. Yokomizo, K. Kaji, H. Uno, K. Tamada, T. Kurumada, T. Saitoh, H. Hirakawa. 2008. Harvest-based Bayesian estimation of sika deer populations using state-space models. *Population Ecology*. 50(2):131-144.
- 米田政明, 間野勉. 2011. クマ類の個体数推定および動向把握方法の現状と課題. *哺乳類科学*. 51(1): s79-95.
- 湯浅卓, 佐藤喜和. 2008. ヘア・トラップを用いたクマ類の個体数推定法における課題～国内外の事例の比較検討～. *哺乳類科学*. 48(1): 109-118.
- Wilberg, M. J. and J. R. Bence., 2006. Performance of time-varying catchability estimators in statistical catch-at-age analysis. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*. 63(10): 2275-2285.
- Woods, J. G., D. Paetkau, D. Lewis, B. N. McLellan, M. Proctor, C. Strobeck. 1999. Genetic tagging free ranging black and brown bears. *Wildlife Society Bulletin* 27:616-627.

第 4 章

ヒグマの出没後対策の検討

-Adaptive Management of the Brown Bear
Population in Hokkaido, Japan -

4.1 Introduction

In Hokkaido, Japan, potentially alarming trends in the interaction between brown bear (*Ursus arctos*) and local residents call for innovative and more effective population management strategies. While the brown bear population in question has historically been known to cause agricultural damage and injuries, in the period from 1988 through 2005, a 6.7 % annual increase rate in the number of culls was accompanied by more than a 5 % annual increase rate in the amount of agricultural damage (Mano, 2009). These trends may result in social pressure for more aggressive bear kills, which in turn may harm the viability of the brown bear population, especially because the causes behind the rising tendency toward crop field intrusions are poorly understood. In this context, the introduction of new and non-lethal techniques, such as aversive conditioning with relocation, may provide a new layer of flexibility for management of the brown bear population, improving the chances of its survival and suppressing the number of crop field intrusions below the socially acceptable level.

A quick and cost-effective manner to test the consequences of introducing new management methods is the modeling approach. In Hokkaido, for example, modeling was used to examine a management policy for sika deer (Matsuda et al., 1999). In the case of the brown bear, modeling was applied to produce concrete conservation management recommendations in Slovenia (Jerina et al., 2003). In the central Apennines, Italy, habitat modeling proved to be useful in identifying critical areas for a brown bear conservation strategy (Posillico et al., 2004). In the present study, we focus on examining the effectiveness of combining existing lethal (i.e. culling) and new non-lethal (i.e. aversive conditioning with relocation) population management methods in an adaptive manner. For that purpose, a population dynamics model is formulated

together with several realistic management scenarios. The model is run to make future projections of the population size and estimate risks of management failure under each scenario. We assume that the failure occurs if either of the two management goals is not satisfied; (i) the number of intrusions into crop fields is not suppressed below the acceptable level, or (ii) a viable population is not maintained at all times. Because the lethal method is in direct conflict with the goal of maintaining a viable population, while aversive conditioning may be unsuccessful in suppressing bear intrusions (Mazur, 2010; Nakanishi et al. 2007), a tradeoff between the two management goals is a fundamental property of all scenarios considered. The risk of failure is a quantitative measure of our ability to balance this tradeoff, and therefore provides an objective criterion for assessing the relative performance of the scenarios to be evaluated. Moreover, the modeling approach enables us to perform such an evaluation long before the time consuming and costly implementation of any management policy takes place.

4.2 Study area

To simplify the analysis performed henceforth, we restrict its scope to a geographically narrow area. In Hokkaido, the existence of the three distinct brown bear subpopulations allows for such a restriction (Matsunishi et al., 1999). Particularly interesting in this context is the southwestern subpopulation residing on the Oshima Peninsula, partly because it is isolated from the other two subpopulations, and partly because it is receiving considerable scientific attention with respect to the increasing occurrence of bear intrusions (Mano, 2009; Tsuruga and Mano, 2008). The Oshima Peninsula – an area of 7,300km² and a home to around 500,000 inhabitants – hosts a brown bear population of 800 ± 400 individuals (Hokkaido prefectural government,

2010), characterized by (i) no significant changes in the bear density index for almost two decades, (ii) a 5.8 % annual increase rate in the number of bear kills, and (iii) the highest incidence of bear-inflicted agricultural damage during the late summer. These findings suggest that although the population size appears stable, the number of bears killed for intruding into crop fields continues to increase. The late summer is an especially problematic season. During this period, the diet of the bears shifts from early summer foods to autumn foods, i.e. from herbaceous plants and ants to berries, acorns, and nuts (Sato et al., 2005). On the Oshima Peninsula, which is approximately 80 % covered by woodland, acorns and nuts originate from the predominant species like the Mongolian oak (*Quercus crispula*) and Japanese beech (*Fagus crenata*). At times, the shift from early summer foods to autumn foods does not proceed smoothly because acorns and nuts are still unripe when the herbaceous plants die above ground and are no longer suitable as foodstuffs. Consequently, during this period the bears may rely heavily on crops to survive. Once a bear learns a particular foraging behavior and becomes food conditioned (Gunther and Wyman 2008), it is probable that the acquired knowledge will be quite persistent (Mazur, 2010) and subject to vertical transfer from sows to cubs (Mazur and Seher, 2008), potentially aggravating the problem of bear intrusions.

4.3 Materials and methods

4.3.1 Model Development

We constructed a population dynamics model for adult female brown bears on Oshima Peninsula by considering their essential ecological and physiological characteristics (e.g. feeding habits, reproductive output, and density effects). The reason

for turning our attention to adult female bears originated from a principle that adult female survival is crucial to the well-being of populations of the long lived vertebrates and possibly many other sexually reproducing species (Eberhardt, 2002). As an illustration of this principle, it was found that the population growth rate of black bear (*Ursus americanus*) in the Bow Valley of Banff National Park, Alberta, was most sensitive to changes in adult female survival (Hebblewhite et al., 2003).

One might express a concern that the number of male bears should be tracked at least in the context of crop field intrusions – Tsuruga and Mano (2008) indeed found a bias toward males (64.5 % of the total) in catch data from Oshima Peninsula. Whereas a larger home range of male brown bears (Dahle and Swenson, 2003) may have been a contributing factor to the observed bias, males appear to be far more reckless when entering a new area, and therefore tend to get caught more easily than females. Another reason not to attach too much of an importance to the observed bias is the previously mentioned vertical transfer of food conditioning from sows to cubs meaning that, unless feeding habits change significantly in the adult stage, the nuisance behavior should be rather equally distributed between sexes.

In addition to considering adult female bears, our objective of identifying effective management strategies that can ensure the long-term coexistence of human residents and brown bears in the same geographical area, focused us on bear behavior (levels of aggressiveness and intrusiveness) and human-bear interactions (culling, food conditioning, and aversive conditioning). During the model construction, the following assumptions were made:

Assumption 1: We consider the non-nuisance and nuisance female bears to be distinguishable based on their behavior. How clearly this distinction can be drawn is

reflected in the language of the indigenous Ainu people, who call non-nuisance bears “kim-un-kamuy” or “god in the mountain” and nuisance bears “wen-kamuy” or “bad god”. Rigorous criteria for discriminating between these two bear types (Table 4.1) are described in the literature (Mano, 2009; Tsuruga and Mano, 2008). For modeling purposes, we assume that non-nuisance bears either evade or ignore human presence and do not cause any agricultural damage (phases 0 and 1 in Table 4.1). In contrast, nuisance bears are aggressive toward humans or tend to invade crop fields (phases 2 and 3 in Table 4.1). We also assume that during a single year, a fraction m of non-nuisance bears adopt new foraging behavior, become food conditioned, and effectively turn into nuisance bears. Henceforward, $N_1(t)$ denotes the number of female nuisance bears in year t , whereas $N_0(t)$ denotes the number of non-nuisance females in the same year. The female population size in year t is $N(t) = N_0(t) + N_1(t)$. The year counter t runs from 1 to 123, corresponding to the time period between 1987 and 2109. The past 23 years, from 1987 to 2009, serve as a run-up period to reduce the influence of the initial values, and to provide output for a convenient comparison with existing data. The future predictions span a 99 years period from 2010 to 2109.

Assumption 2: The level of catch effort is controllable by the bear managers and varies over time to counteract unwanted bear behavior. For nuisance bears, the manager can vary the level of effort by adjusting the catch rate $\gamma(t)$. We can interpret the value of the catch rate as the probability of catching a single nuisance bear during a period of one year. Because the distinction between nuisance and non-nuisance bears is not absolute, the manager may catch a non-nuisance bear by mistake. The catch rate in this case is $F\gamma(t)$, where F is the false-catch coefficient.

Assumption 3: The degree of reliance on aversive conditioning is also controllable by

the manager and varies over time to counteract unwanted bear behavior. The release rate, $\alpha(t)$, indicates the fraction of bears caught in one year that are subjected to aversive conditioning and released again into nature by the manager. As the effectiveness of aversive conditioning cannot be guaranteed (Mazur, 2010), only a fraction β of the nuisance bears subjected to aversive conditioning will abandon their unwanted behavior and become successfully reformed. A fraction $1-\alpha(t)$ of caught bears is eventually culled.

Assumption 4: The survival rates S of both nuisance and non-nuisance bears are assumed to be equal. A comprehensive study of adult females of the long-lived vertebrates suggests a sequence of changes in vital rates taking place when a population faces the scarcity of resources (Eberhardt, 2002). In this sequence, the last vital rate to change (that is, decrease) is survival, indicating its relative stability under all except the harshest of conditions. As an illustrative example, we note that the exposure of brown bears to crude oil had little effect on the survival of female adults on the coast of Katmai National Park, Alaska (Sellers and Miller, 1999).

Assumption 5: The seed output of masting trees may exert various effects on bear populations (Mattson et al., 1992; Rogers, 1976). Here we assume that the intrusions into crop fields and subsequent catch are more probable if the average acorn production is low and vice versa. For example, the data on the Asiatic black bear (*Ursus thibetanus*) in the Tohoku region of Japan show a negative correlation between the number of nuisance bears killed and beech seed output (Oka et al., 2004). In Furano, central Hokkaido, existing evidence suggests that brown bears use crops as an alternative food source to acorns of *Quercus* spp. from September through November (Sato and Endo, 2006). A stronger tendency toward intrusions implies that the catch will increase even if the effort is constant, which is why we defined acorn production-dependent catch

probabilities of non-nuisance and nuisance bears in year t using relationships $p_0(t) = FP_1(t)$ and $p_1(t) = \min\{P, 1\}$, respectively, where $P = \gamma(t)\exp[-A(t)]$. To appropriately include the effects of acorn production, $A(t)$, into the model, we estimated the seed output autocorrelation function for Mongolian oak at Ogawa Forest Reserve in Ibaraki Prefecture from a 10-year dataset (1995-2004) obtained from the Forestry and Forest Products Research Institute (T. Masaki, personal communication). A strong negative correlation with a two-year lag suggested that we should use a stationary random process with a zero mean

$$A(t+2) = \rho A(t) + (1-\rho)\varepsilon(t), \quad (1)$$

where ρ is the autocorrelation coefficient. The random term $|\varepsilon(t)| \leq 1 + \rho$ is drawn from the uniform distribution. $A(t)$ ranges between -1 and 1.

Assumption 6 The observed age of first parturition of the brown bear females on Oshima Peninsula is four years, but reproductive success is markedly higher among females six years old or older (Mano and Tsubota, 2002). To implicitly represent the role of the juvenile stage in the model, we assume that the number of adult females in year $t-5$ determines the number of juveniles becoming reproductively active in year $t+1$, where the parameter connecting these two numbers is the average recruitment rate R . In view of experimental evidence suggesting considerable density effects (Czetwertynski et al., 2008), especially in the case of adult females, the average recruitment rate R is allowed to operate only in the limit of a negligibly small population. To include density effects in the model, we use the expression $R \exp[-\omega N(t-5)]$, where ω is the strength of the density effects. For an alternative interpretation of this parameter, note that the carrying capacity K is linked to ω , R and S by $K\omega = \log(R/(1-S))$. In addition, recruitment depends on acorn production during the autumn of year $t-6$, denoted $A(t-6)$,

because the reproductive rate decreases as a consequence of food shortage (Mano and Tsubota, 2002; Rogers, 1976). The resulting expression for the recruitment rate $r(t)$, with the strength of the density effect included, is $r(t) = R \exp[A(t-6) - \omega N(t-5)]$.

While the survival rate of adult females of the long-lived vertebrates may be relatively stable in conditions of scarce resources, the same appears not to be the case for the reproductive rate (Eberhardt, 2002). Investigations performed on black bears seem to confirm this notion (Rogers, 1976). As a result, assuming the same recruitment rate for non-nuisance and nuisance bears (our default setting in model simulations) may not be the most realistic modeling assumption – nuisance bears should, after all, be more adept in finding food when acorn production fails. Facing a lack of information on differences between the recruitment rate of non-nuisance and nuisance bears on the Oshima Peninsula, we exploit the strength of the modeling approach and test instances of 20 % lower recruitment rate for non-nuisance bears in comparison to the default setting.

Based on assumptions 1 through 6, conveniently summarized in Figure 4.1, the equations for the population dynamics are

$$N_0(t+1) = SN_0(t) + r(t)N_0(t-5) + \alpha(t)\beta C_1(t) - mN_0(t) - [1 - \alpha(t)]C_0(t), \quad (2a)$$

$$N_1(t+1) = SN_1(t) + r(t)N_1(t-5) - \alpha(t)\beta C_1(t) + mN_0(t) - [1 - \alpha(t)]C_1(t), \quad (2b)$$

where the first two terms on the right-hand side of both equations represent the number of surviving bears from year t to $t+1$ and the number of juveniles in year $t-5$ entering adulthood in year $t+1$. The third term in equations (2a) and (2b) counts the number of nuisance bears successfully reformed by aversive conditioning. Similarly, the fourth term in equation (2b) includes the number of newly food-conditioned nuisance bears. This number must then be deducted from the number of non-nuisance bears in equation

(2a). Finally, the last term represents the number of bear kills. The random variables $C_i(t)$, $i = 0, 1$, representing catch numbers, are taken from a binomial distribution with parameters $N_i(t)$ and $p_i(t)$, $i = 0, 1$. If we denote the cumulative distribution function for binomially distributed random variable as

$$F_i(x; N_i, p_i) = \Pr[C_i \leq x] = \sum_{j=0}^{\lfloor x \rfloor} \binom{N_i}{j} p_i(t)^j (1 - p_i(t))^{N_i - j}, \quad (3)$$

where $0 \leq x \leq N_i$ and $\lfloor x \rfloor$ is the greatest integer less than or equal to x , then catch numbers are given by $C_i(t) = F_i^{-1}(y; N_i, p_i(t))$, $i = 0, 1$, with $0 \leq y \leq 1$ being a random number drawn from the uniform distribution.

Table 4.1. Criteria for categorizing brown bears. Phases 0 and 1 characterize non-nuisance bears, while phases 2 and 3 characterize nuisance bears.

Behavior toward crop fields	Behavior toward humans		
	Evasive	Indifferent	Aggressive
Non-intrusive	Phase 0	Phase 1	Phase 3
Intrusive	Phase 2	Phase 2	Phase 3

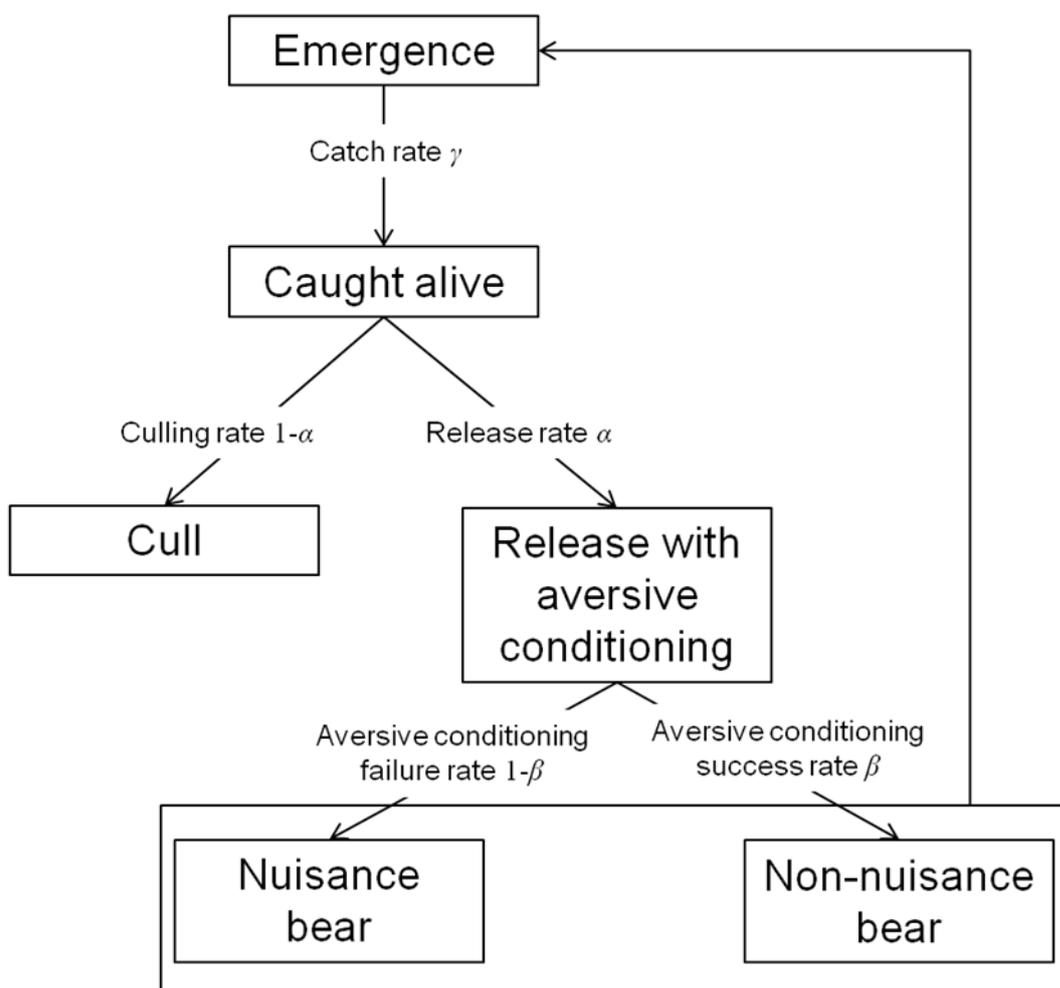


Figure 4.1. A schematic representation of the model.

4.3.2 Parameter Estimation

The parameter values (Table 4.2) appearing in the model of female brown bear population dynamics described above were extracted from the literature to the maximum extent possible. For the average recruitment rate R , we relied on the known reproductive characteristics of the brown bears on Oshima Peninsula, where the mean litter size was 1.8 cubs and the interval between births was 2.3 to 3 years (Mano and Tsubota, 2002). We assumed a sex ratio of 0.5. The survival rates for grizzly bears in Banff National Park, Alberta, were 0.71 for cubs of the year, 0.91 for yearlings, and 0.72 for the remaining four years to maturity (Garshelis et al., 2005). Quite similar mean litter sizes and survival rates were reported for many European brown bear populations (Jerina et al., 2003; Frkovic et al., 2001). From these data, we estimated the average recruitment rate to be $0.5 \times 1.8/2.5 \times 0.71 \times 0.91 \times 0.72 = 0.17$. In the case of adult females, the natural survival rates of the long-lived vertebrates were found likely to exceed 0.95 (Eberhardt, 2002). Since the observed survival rate of various bear populations confirmed this notion (Garshelis et al., 2005; Sellers and Miller, 1999; Wielgus and Bunnell, 1994), we set $S=0.95$.

The release rate α , as stated in assumption 3 above, is a parameter controllable by population managers, and therefore could not be assigned a single value. For the Asiatic black bear in the western Chugoku Mountains, Japan, release rates from 1996 to 2006 ranged between a minimum of 0 and a maximum of 0.8 (Kanamori et al., 2008). The same range was used in our simulations. A related parameter to which also a single value could not be assigned is the success rate of aversive conditioning β . Field observations suggested that the value of this parameter depends on the promptness in delivering aversive conditioning, a method used to do so, and the age of the targeted bear

(Mazur, 2010), all of which are sources of considerable uncertainty. To make the model results realistic, but conservative, we took the success rate of 60% recorded in the case of Asiatic black bear in Hyogo Prefecture (Yokoyama et al., 2008) as the maximum for our range of possible values. The minimum success rate was set to 30 %. One value was drawn randomly from the selected range prior to each simulation run.

To estimate realistic values for the remaining four parameters (the false-catch coefficient F , the change rate from a non-nuisance bear to a nuisance bear m , the catch rate, and the carrying capacity K), we relied on the information presented in Figure 4.2. Beginning from the catch statistics of brown bears on Oshima Peninsula between 1987 and 2009 (Hokkaido prefectural government, 2010), we estimated the past size of the female population with a well-documented, harvest-based method (Matsuda et al., 2002). We also assumed that the number of nuisance bears between 2001 and 2003 was known from the results of surveys conducted on Oshima Peninsula (Tsuruga and Mano, 2008). We then limited the range of possible parameter values with the following restrictions: (i) the modeled number of female brown bear individuals between 1993 and 2009 must remain within the 95 % confidence interval of the harvest-based (past) population size, while (ii) the modeled number of nuisance bears must increase from 1993 to 2009, but remain within the limits established for the period 2001-2003. With these restrictions in mind, we searched the parameter space using a numerical implementation of the maximum likelihood estimation method that has been thoroughly described in the ecological literature (Fujiwara et al., 2005). The likelihood function consisted of the probability that the simulated total catch $C(t) = C_0(t) + C_1(t)$ is equal to the actual culling data C_t in year t :

$$\begin{aligned}
L(\theta|C_t) &= \Pr[C(7) = C_7; \dots; C(t) = C_t] \\
&= \Pr[C(t) = C_t | C(t-1) = C_{t-1}, \dots, C(7) = C_7] \\
&\quad \times \Pr[C(t-1) = C_{t-1} | C(t-2) = C_{t-2}, \dots, C(7) = C_7] \\
&\quad \times \dots \times \Pr[C(7) = C_7]
\end{aligned} \tag{4a}$$

$$\Pr[C(t) = C_t | C(t-1) = C_{t-1}, \dots, C(7) = C_7] = \sum_{X=0}^{C_t} \Pr[C_0(t) = X] \Pr[C_1(t) = C_t - X], \tag{4b}$$

where $C_i(t)$, $i=0,1$ represent catch numbers for two types of bears determined by equation (3), and $t(=7, 8, \dots, 23)$ indicates a year within the parameter estimation period from 1993 to 2009 (note that assumption 6 above precludes the model from producing meaningful predictions before 1993).

In addition to the four parameters mentioned above, the likelihood function depended on the initial (1987-1992) population size ζ relative to the harvest-based 95% confidence interval and on the initial (1987-1992) ratio of nuisance to non- nuisance bears, i.e. N_1/N_0 . We defined quantity ζ by $N(t) = \hat{N}_l(t) + \xi(t)(\hat{N}_u(t) - \hat{N}_l(t))$, where $\hat{N}_u(t)$ and $\hat{N}_l(t)$ represent the upper and lower limits of the 95% confidence interval for the female population size obtained by the harvest-based method in year $t(=1, 2, \dots, 6)$.

The search for maximum likelihood estimates over the parameter space revealed significant covariances between the change rate m (from a non- nuisance to a nuisance bear), the catch rate γ , and the false-catch coefficient F (Figure 4.3). Namely, if the estimated value of the change rate was relatively high (low), then the catch rate would also tend to be high (low), whereas the false-catch coefficient would tend to be low (high). To understand these covariances, we considered two opposite situations. In the case of high change rate m , food-conditioned bears are the ones predominantly intruding into crop fields and getting caught. Hence, their catch rate γ must be high, while the catch rate of non- nuisance bears $F\gamma$ must remain low. In the opposite case, i.e. when the

change rate is low, a relatively small number of truly food-conditioned bears makes them hard to distinguish (lower γ), and therefore non-nuisance bears are the ones getting caught (higher $F\gamma$) after randomly wandering off into crop fields. To emphasize this point, consider that the definitions of non-nuisance and nuisance bears did not originate from genetic or physiological divergences, but rather from cognitive or operational differences.

Between the two described opposites – high m vs. low m – there was a continuum of intermediate m values, with their respective γ and F values, all of which were equally likely under the existing catch statistics. Covariances between model parameters, thus, made it impossible to discern a single maximum of the likelihood function given in equations (4a, b). As a consequence, constructing a management plan robust not only to process uncertainties, but also to parameter uncertainties, required testing different management scenarios under as many as possible highly likely parameter sets. Here we ran 1000 simulations per scenario, each with its own set of parameter values taken from the ranges specified in Table 4.2.

Table 4.2. List of parameters.

Definition	Symbol	Value or range used in simulations
Average recruitment rate	R	0.17
Survival rate	S	0.95
Releaserate ^a	α	0 or 0 – 0.8
Aversive conditioning success rate	β	0.3 – 0.6
Acorn production autocorrelation coefficient	ρ	-0.4
Initial (1987-1992) ratio of nuisance to non-nuisance bears	N_1/N_0	0 – 0.075
Initial population size relative to the harvest-based 95 % CI during 1987-1992	ξ	0.017 – 0.819
False-catch coefficient ^b	F	0.054 – 0.999
Change rate from non-nuisance bear to nuisance bear ^b	m	0.001 – 0.030
Catch rate ^{a, b}	γ	0.034 – 0.447 or 0 – 0.8
Carrying capacity	K	1099 – 1790
Strength of density effect ^b	ω	$(7 - 11) \times 10^{-4}$

^a Controllable parameters whose values ranged from 0 – 0.8 in adaptive scenarios.

^b Maximum likelihood estimates based on the Hokkaido Prefecture bear catch statistics on Oshima Peninsula from 1993 to 2009.

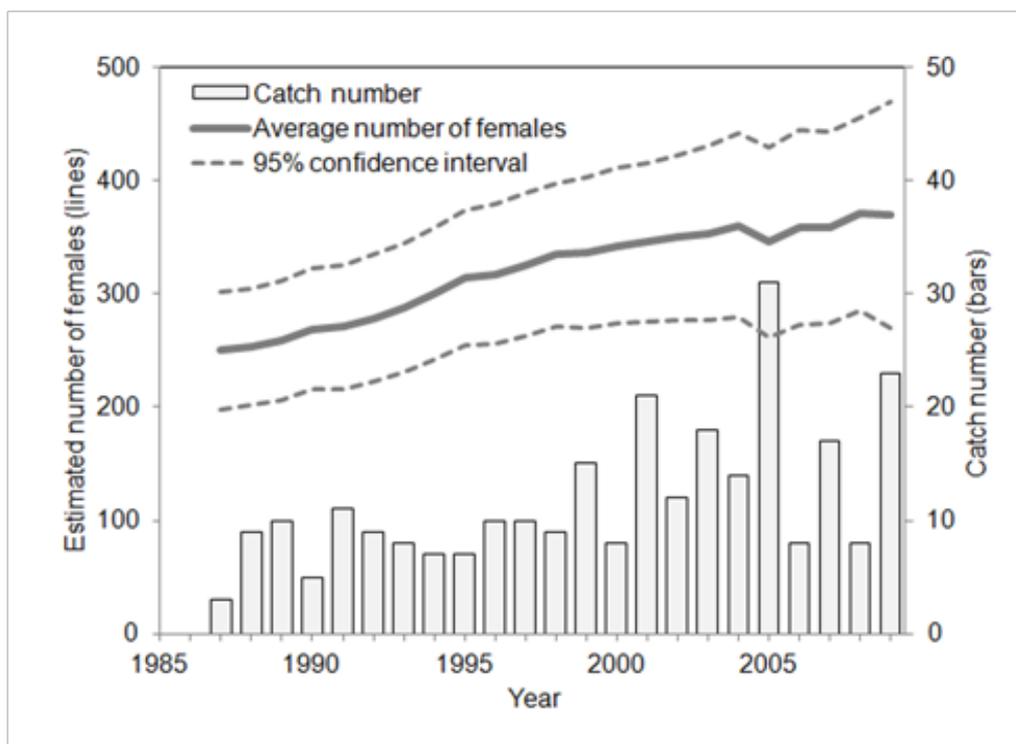


Figure 4.2. Estimated population size (bold line), its 95% confidence interval (dotted line, Hokkaido Institute of Environmental Sciences, unpublished data), and the number of bears killed from 1987 to 2009 (bars, Hokkaido prefectural government, 2010).

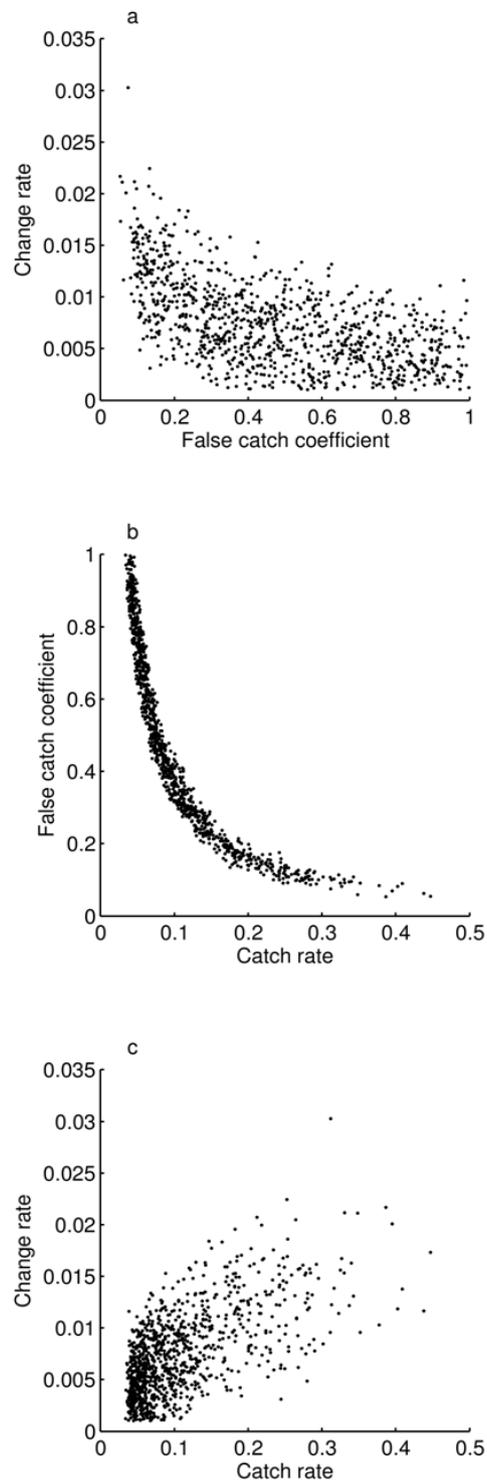


Figure 4.3. Examples of correlations between the model parameters: (a) change rate m vs. false-catch coefficient F , (b) false-catch coefficient F vs. catch rate γ , (c) change rate m vs. catch rate γ . A total of 1000 different, but equally likely parameter sets were used.

4.3.3 The Risk of Management Failure and Management Scenarios

The purpose of managing the brown bear population on Oshima Peninsula is to ensure its viability at all times and reduce the number of intrusions into crop fields to an acceptable level. For that purpose, we define two types of management failure risks. The risk of ecological management failure is the probability that the total female brown bear population size decreases to less than 25 % of the estimated population size in 2008 within the next 100 years. The risk of conflict management failure is the probability that the number of nuisance female brown bears exceeds the average maximum estimated number of nuisance females between 2001 and 2003 within the next 100 years.

Based on assumptions 2 and 3, which state that the catch and release rates are controllable by the bear managers, we define four management scenarios. Scenario 0 represents the base case and corresponds to the current management practices. This scenario keeps the catch rate constant, in accordance with estimates based on the Hokkaido Prefecture bear catch statistics on Oshima Peninsula from 1993 to 2009. The release rate is equal to zero. Scenario 1 increases the catch rate by 100 % in comparison with the base case (2 γ vs. γ) to explore how a more stringent control of the population size affects the risk of management failure. The release rate is variable, i.e. adjustable by the model, as a precaution against potentially dangerous decreases in population size. Scenario 2 attempts to evaluate the effects of a variable catch rate on management risks for a zero release rate. Finally, scenario 3 is a fully adaptive management strategy with variable catch and release rates.

In scenarios with variable catch and/or release rates, the model adjusts these rates according to the equations

$$\gamma(t+1) = \gamma(t) + \begin{cases} -0.1 & N_1(t) < W_{index} \\ 0.2 & N_1(t) \geq W_{index} \end{cases}, \quad (5a)$$

$$\alpha(t+1) = \alpha(t) + \begin{cases} 0.2 & N(t) < N_{index} \\ -0.1 & N(t) \geq N_{index} \end{cases}, \quad (5b)$$

where the initial values in 2009 (i.e. for $t = 23$) fall within the ranges specified in Table 4.1. The threshold levels for parameter variation, called W-index (W_{index}) and N-index (N_{index}), are optimized to minimize the risks of management failure (Figure 4.4).

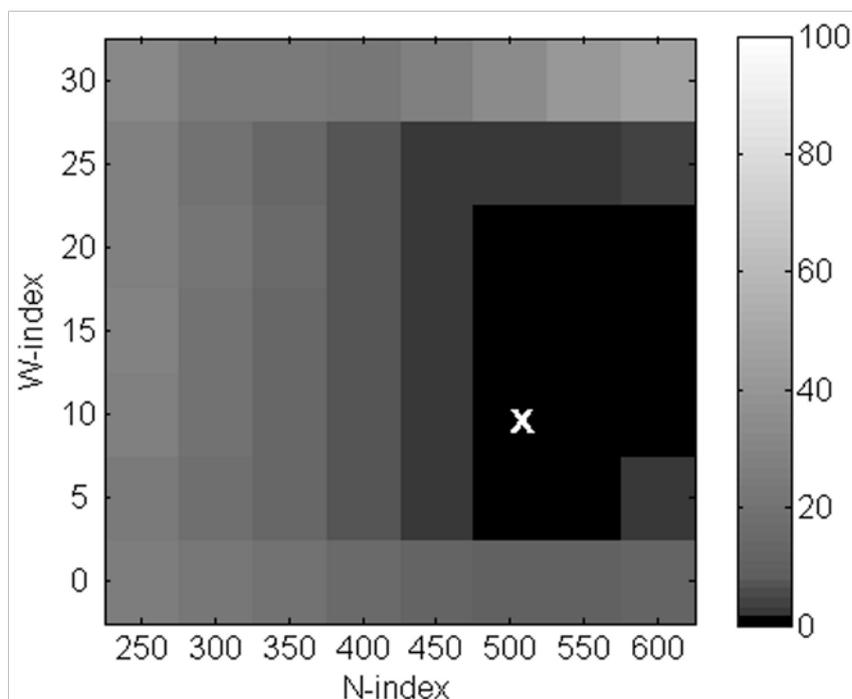


Figure 4.4. Optimization of threshold levels for parameter variation (W-index and N-index) to minimize the risk of management failure under scenario 3. The shades of gray represent the combined risk of management failure. In this case, the minimal risk, represented by the white x-mark, is achieved when the W-index and N-index equal 10 and 500 individuals, respectively.

4.4 Results

Under the constant catch rate scenario 0, which corresponds to the currently implemented management method, the model predicted a period of transient dynamics in which the average population size increased. As an important consequence, the number of newly recruited or food-conditioned nuisance bears exceeded the number of nuisance bears captured (Figure 5a), thus causing the risk of conflict management failure to exceed 90 % (Table 3). Despite the high level of uncertainty in the model predictions, which is represented by the wide 95 % confidence interval, the risk of ecological management failure was nonexistent. The current level of catch effort appeared to be too low to cause a population decline below 25 % of the estimated population size in 2008.

Doubling the catch rate under scenario 1 effectively controlled the population size. As a consequence, the number of newly recruited or food-conditioned nuisance bears was more closely balanced with the number of nuisance bears captured (Figure 5b), causing the risk of conflict management failure to decrease to 60 %. Despite the slight decrease in the average population size over the next 100 years, viability did not appear to be compromised, and the risk of ecological management failure was nonexistent. The model quickly reduced the variable release rate to zero because the population size almost never decreased below the N-index (equal to 150 individuals in this case).

Under the variable catch rate scenario 2, the average population size rapidly approached equilibrium due to the increase in catch rate (Figure 5c). Initially, we observed a brief period of transient dynamics in the form of an oscillation in the average population size until the catch rate approximately stabilized at a value determined by the W-index (equal to 25 individuals in this case). After the transition, the number of

newly recruited or food-conditioned nuisance bears equilibrated with the number of nuisance bears captured, making the risk of conflict management failure nonexistent. However, the uncertainty in the population size remained high, and the risk of ecological management failure reached almost 40 %.

Under the adaptive management scenario 3, the average population size reached equilibrium rapidly after the model adjusted the catch and release rates to the values dictated by the *W*- and *N*-indices (in this case equal to 10 and 500 individuals, respectively). In comparison to scenarios 1 and 2, the introduction of aversive conditioning led to more proactive limits for varying the release rate (500 vs. 150 individuals) and catch rate (10 vs. 25 individuals). In scenario 1, for example, the declining population would have caused the increase of the release rate only after the population size had fallen below 150 adult females. In scenario 3, the same increase would have ensued much sooner, i.e. when the population size had fallen below 500 females. The risk of ecological management failure remained nonexistent, and the risk of conflict management failure remained below 1 %. Releasing a fraction of captured nuisance bears had a stabilizing effect on the population size without decreasing the effectiveness of conflict prevention. It is interesting to note here that decreasing the recruitment rate for non-nuisance bears by 20 % had no major effect on the risk of management failure. The adaptive management strategy appeared robust with respect to an apparently important difference in the recruitment rate between the two types of bears.

Table 3. Overview of scenarios with risks of management failure (%).

Scenarios	0	1	2	3
Release rate	0	variable	0	variable
Catch rate	constant	constant	variable	variable

Ecological risk	0	0	38.8	0.1
Conflict risk	93.4	60.2	0	0.3

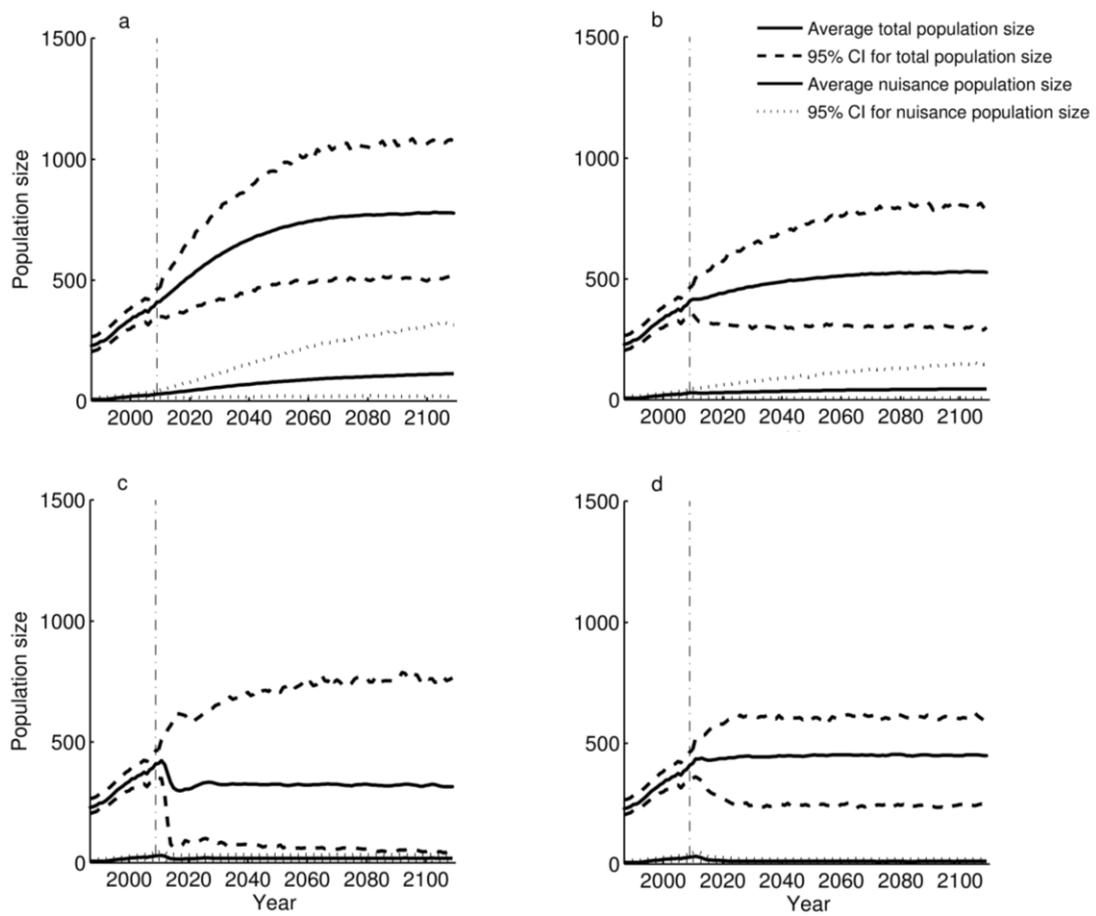


Figure 5. The average number of total and nuisance female individuals and the accompanying 95 % confidence interval for the total female individuals from 1993 to 2110 under all four scenarios (panels a to d display scenarios 0-3, respectively).

4.5 Discussion

In this study, we identified potentially alarming trends related to the brown bear intrusions into crop fields in Hokkaido, Japan. This situation suggested the need for more effective population management strategies. We narrowed our considerations to a well-defined, systematically studied subpopulation residing on Oshima Peninsula and constructed a population dynamics model for adult females. We based the model on ecological and physiological characteristics of the Oshima Peninsula population, paying particular attention to the bears' behavior (levels of aggressiveness and intrusiveness) and human-bear interactions (culling, food conditioning, and aversive conditioning). Predictions of the population dynamics 100 years into the future were made using stochastic simulations. We recognized the fundamental uncertainty in the model parameters and ensured robustness of results by running 1000 simulations, each with a different but equally likely parameter set. Finally, we used the simulation results to estimate the risk of management failure for four plausible scenarios, including a scenario that represents the present management practices.

One of the risks of management failure we considered is the conflict risk, defined rather arbitrarily from past data in hope that the socially acceptable level of crop damage would not be exceeded. Taking into account that bear intrusions are not only damaging to crops, but outright dangerous to the farmers, the problem of finding out what is socially acceptable is a comprehensive one and involves simultaneous statistical analysis of various human dimensions of wildlife. Such approaches have only recently received interest in Japan (Akiba et al., 2012), but in the future could be of great help to quantitative studies – like this one – in defining concrete numerical criteria for management decisions.

We drew several key conclusions about the brown bear population on Oshima Peninsula from the model results. The analysis of the base case, scenario 0, indicated that the present management practices were ineffective in diminishing the risk of conflict. At the current level of catch effort, the brown bear population expanded well into the foreseeable future, causing the number of nuisance bears to increase beyond the acceptable limit even at a low rate of change from a non-nuisance to a nuisance bear ($m = 0.001$).

Doubling the level of catch effort under scenario 1 suppressed the population growth without negatively affecting the ecological risk. Under the same conditions, the conflict risk decreased significantly compared with scenario 0, suggesting that the efficient control of the population size could also regulate the number of nuisance bears. The model was, therefore, more consistent with the idea that the population growth was primarily responsible for the increasing agricultural damage, rather than the alternate possibility of nuisance bears proliferating at historically unprecedented rates.

Considering the level of catch effort to be the main method for regulating the conflict risk, we examined an adaptive strategy under scenario 2, in which the level of catch effort varied in accordance with the number of nuisance bears. This strategy proved adequate to completely suppress the conflict risk, but the ecological risk increased significantly, illustrating the fundamental tradeoff between the two management goals outlined in section 2. Balancing this tradeoff more adequately required some level of aversive conditioning with relocation. As a result, we tested a fully adaptive scenario 3, with variable catch and release rates. This strategy proved adequate to achieve both management goals with negligible risks of failure. Even an apparently important difference in recruitment rates between the two types of bears had little effect on the

risk of management failure.

Considering the implementation of adaptive management scenario 3 several difficulties can be identified. First, increasing the catch rate may require catching bears that did not enter into crop fields. As a consequence, organized hunting campaigns may be necessary to achieve the planned catch number. Such actions would likely increase the overall management costs, as well as the probability of mistaking a non-nuisance bear for a nuisance bear. Second, aversive conditioning may be needed to keep the ecological risk of management failure low. This, in turn, requires potentially dangerous operations (chasing, pepper spraying, shooting with slingshots or rubber slugs, etc.), which in addition to being expensive guarantee no success (Mazur, 2010). Third, for adaptive management to be effective as predicted by the model, relatively precise information on the state of the population is required. The population size and number of nuisance bears should periodically be estimated, thus requiring accurate catch statistics, surveys and other types of research targeting brown bear physiology and ecology. As a result, overall costs of managing the population would probably increase.

In the model, acorn production affects the catch probability independently of the population size, whereas in reality that may not be the case. When the number of bears is small, for example, even poor acorn production could provide adequate nutrition. Accounting for such a subtle distinction should have a stabilizing effect when the population size is decreasing, because sufficient food availability would result in the lower number of bear intrusions and consequently lower catch probability. Without conclusive evidence from the field, however, we opted for a simpler representation of the population dynamics.

4.6 Conclusions

The scenarios constructed and examined in this study focused on management methods that can be most readily implemented: culling or aversive conditioning with relocation. In the model, these management methods correspond to variations in two parameter values: the catch rate $\gamma(t)$ and the release rate $\alpha(t)$. The catch rate proved to be successful in regulating the risk of conflict management failure. Under the adaptive management scenario 3, the release rate helped reducing uncertainty in the predictions of the population size, thus diminishing the ecological risk of management failure. The apparent success, however, came at the price of a severe limit on the maximum manageable population size (approximately 500 individuals). Beyond this threshold population size, the equilibrium between the number of newly recruited or food-conditioned nuisance bears and caught or reformed nuisance bears was above the level deemed desirable.

Controlling the catch and release rates may not be the only available management methods. One of the possibilities is supplemental feeding during the critical periods of low food availability. Whereas this method had been proven effective in reducing bear damage to trees (Ziegltrum, 1994), certain concerns were expressed regarding its applicability in Japan due to the overlapping land use by bears and human inhabitants (Yamazaki, 2003). Conversely, several preliminary experiments conducted using electrical fences to protect the crop fields from bear intrusions, and possibly prevent the occurrence of food conditioning, have shown encouraging results (Mano, 2007). In mathematical terms, this type of management corresponds to the control of the change rate from a non-nuisance bear to a nuisance bear. The lower the change rate m , the weaker the effect of food conditioning, and consequently the manageable population size

could become larger. We therefore suggest that exploring preventive measures capable of reducing the incidence of undesirable bear behavior may provide more freedom in the selection of appropriate strategies and produce better solutions to the bear population management problem in the future.

4.7 References

- Akiba H., Miller C.A., Matsuda, H. (2012) Public attitudes and factors influencing preference for eradication project of raccoons in Kanagawa, Japan. *Human Dimension of Wildlife*. 17:1087-1209
- Czetwertynski, S.M., Boyce, M.S., Schmiegelow, F.K. (2007) Effects of hunting on demographic parameters of American black bears. *Ursus* 18(1), 1-18
- Dahle, B., Swenson, J.E. (2003) Home ranges in adult Scandinavian brown bears (*Ursus arctos*): effect of mass, sex, reproductive category, population density and habitat type. *Journal of Zoology* 260(4), 329-335
- Eberhardt, L.L. (2002) A paradigm for population analysis of long-lived vertebrates. *Ecology* 83(10), 2841-2854
- Fujiwara, M., Kendall, B.E., Nisbet, R.M., Bennett, W.A., 2005. Analysis of size trajectory data using an energetic-based growth model. *Ecology* 86, 1441-1451.
- Frkovic, A., Huber, D., Kusak, J., 2001. Brown bear litter sizes in Croatia. *Ursus* 12, 103-106.

- Garshelis, D.L., Gibeau, M.L., Herrero, S., 2005 Grizzly Bear Demographics in and around Banff National Park and Kananaskis Country, Alberta. *Journal of Wildlife Management* 69,1, 277-297.
- Gunther, K.A., Wyman, T. (2008) Human Habituated Bears: The Next Challenge in Bear Management in Yellowstone National Park. *Yellowstone Science* 16(2), 35-41
- Hebblewhite, M., Percy, M., Serrouya, R. (2003) Black bear (*Ursus americanus*) survival and demography in the Bow Valley of Banff National Park, Alberta. *Biological Conservation* 112(3), 415-425
- Hokkaido prefectural government (2010) Brown bear management plan for the Oshima Peninsula.
http://www.pref.hokkaido.lg.jp/ks/skn/grp/03/oshima_peninshura_bear_plan.pdf,
accessed 8 Feb 2012 [In Japanese]
- Jerina, K., Debeljak, M., Dzeroski, S., Kobler, A., Adamic, M (2003) Modeling the brown bear population in Slovenia A tool in the conservation management of a threatened species. *Ecological Modelling* 170, 453-469
- Kanamori, H., Tanaka, H., Tado, H., Fujii, T., Sawada, S., Kurosaki, T., Oi, T. (2008) The present status and issues of the Specified Wildlife Conservation and Management Plans for the Asiatic black bear in the western Chugoku Mountains, Japan. *Mammalian Science* 48(1) 57-64 [In Japanese]
- Mano, T. (2007) Hokkaido's challenge for brown bear management: issues for the legal

management plan. *Mammalian Science* 47, 145-146 [In Japanese]

Mano, T., 2009. Causes and prevention of brown bear related conflict in the human habitat in Hokkaido. Pages 23-27 in Oi, T., N. Ohnishi, T. Koizumi, and I. Okochi eds. *FFPRI Scientific Meeting Report 4 "Biology of Bear Intrusions"*. Forestry and Forest Products Research Institute, Ibaraki, Japan, 82.

Mano, T., Tsubota, T. (2002) Reproductive characteristics of brown bears on the Oshima Peninsula, Hokkaido, Japan. *Journal of Mammalogy* 83(4), 1026-1034

Mattson, D.J., Blanchard, B.M., Knight, R.R. (1992) Yellowstone Grizzly Bear Mortality, Human Habituation, and Whitebark Pine Seed Crops. *Journal of Wildlife Management* 56, 432-442.

Matsuhashi, T., Matsuda, R., Mano, T., Yoshida, M.C. (1999) Microevolution of the Mitochondrial DNA Control Region in the Japanese Brown Bear (*Ursus arctos*) Population. *Molecular Biology and Evolution* 16, 676-684

Matsuda, H., Kaji, K., Uno, H., Hirakawa, H., Saitoh, T. (1999) A management policy for sika deer based on sex-specific hunting. *Res. Popul. Ecol.* 41, 139-149

Matsuda, H., Uno, H., Tamada, K., Kaji, K., Saitoh, T., Hirasawa, H., Kurumada, T., Fujimoto, T. (2002) Harvest-based estimation of population size for Sika deer on Hokkaido Island, Japan. *Wildlife Society Bulletin* 30(4), 1160-1171

Mazur, R.L. (2010) Does aversive conditioning reduce human-bear conflict? *Journal of*

Wildlife Management 74(1), 48-54

Mazur, R., Seher, V. (2008) Socially learned foraging behavior in wild black bears, *Ursusameriacnus*. *Animal Behaviour* 75, 1503-1508

Nakanishi, M., Kohira, M., Yamanaka, M., Okada, H. (2007) Effects of aversive conditioning on the brown bear in the Shiretoko National Park. In: Japan Bear Network, JBN symposium and workshop report, 62-66 [In Japanese]

Oka, T., Miura, S., Masaki, T., Suzuki, W., Osumi, K., Saitoh, S. (2004) Relationship between Changes in Beechnut Production and Asiatic Black Bears in Northern Japan. *Journal of Wildlife Management* 68(4), 979-986

Posillico, M., Meriggi, A., Pagnin, E., Lovari, S., Russo, L. (2004) A habitat model for brown bear conservation and land use planning in the central Apennines. *Biological Conservation* 118(2), 141-150

Rogers, L.L. (1976) Effects of mast and berry crop failures on survival, growth, and reproductive success of black bears in northeastern Minnesota. *Trans. North Amer. Wildl. and Natural Resour. Conf.* 41, 431-438

Sato, Y., Endo, M. (2006) Relationship between crop use by brown bears and *Quercuscrispula* acorn production in Furano, central Hokkaido, Japan. *Mammal Study* 3,193-104

Sato, Y., Mano, T., Takatsuki, S. (2005) Stomach contents of brown bears *Ursusarctos* in

Hokkaido, Japan. *Wildl. Biol.* 11, 133-144

Sellers, R.A., Miller, S.D. (1999) Population dynamics of brown bears after the Exxon Valdez oil spill. *Ursus* 11, 73-78

Wielgus, R.B., Bunnell, F.L. (1994) Dynamics of a small, hunted brown bear *Ursus arctos* population in Southwestern Alberta, Canada. *Biological Conservation* 67(2), 161-166

Yamazaki, K. (2003) Effects of pruning and brush clearing on debarking within damaged conifer stands by Japanese black bears. *Ursus* 14(1), 94-98

Yokoyama, M., Sakata, H., Morimitsu, Y., Fujiki, D., Muroyama, Y. (2008) Current status of and perspectives on The Specified Wildlife Conservation and Management Plans and monitoring for Japanese black bear in Hyogo Prefecture, Japan. *Mammalian Science* 48, 65-71 [In Japanese]

Ziegltrum, G.J. (1994) Supplemental bear feeding program in western Washington. *Proceedings of the Sixteenth Vertebrate Pest Conference (1994)*. Paper 70

第 5 章

ヒグマにおける被害未然防止管理策の検討

5.1 はじめに

近年、野生動物と人の軋轢（農林業被害など）は以前より複雑化しており、野生動物の管理が求められている。日本では野生動物の生息域と人間の活動域が重なっており、狩猟者の激減なども相俟って軋轢が増加し、野生動物による農業被害額は年間約 200 億円にも上っている（農林水産省 2013）。

本研究の対象種である北海道のヒグマ（*Ursus arctos*）においても軋轢が生じている。対象地域である渡島半島地域を含め、北海道全域で農業被害などの軋轢に伴うヒグマの捕獲数が増加傾向にある（図 5.1）。Mano（2009）は渡島半島地域における季節別の捕獲個体の傾向を調査した。その結果、農業被害の多い時期（8-9 月）に捕獲数が顕著に増加しており、問題グマ数の増加が軋轢の増加につながっていることが示唆された。このような軋轢を減らすため、渡島半島地域では、平成 12 年から渡島半島地域ヒグマ保護管理計画を策定し、実施している（北海道 2010）。平成 22 年からは、第 2 期に突入し、4 つの柱（防除対策の推進、出没個体の有害性に応じた排除、総捕獲数の管理、人材の育成）に取り組んでいる。とくに防除対策では、防除対策の重要性の普及啓発や電気柵などによる防除手法の普及推進が明記されている。しかし、捕獲数は増加傾向を保っていることから、現状の管理では問題グマの増加、つまり問題グマ化を効果的には防げていないと考えられる。

問題グマ化は農作物や農業廃棄物などの生ゴミの放置によって生じる。ヒグマが農地に接近し、これらの誘因物を餌として認識する（学習する）と問題グマとなる。この農業誘因物に関する問題グマ化を防ぐためには、電気柵を張っていない未防除農地を電気柵で囲う必要がある。渡島半島地域では、すでに実験的に電気柵の効果検証を行っている。その結果、ヒグマが農地付近に出没したと思われる場所でも作物への被害は全くなかったか、軽微なものであり、ヒグマに対して電気柵が有効であることが確認された（北海道環境科学研究センター 2004）。これはヒグマが農業誘因物を餌として認識し、問題グマ化することを防ぐことができたことを示唆している。以上のことから、農業誘因物に関する問題グマ化を防ぐためには、未防除農地に速やかに電気柵を設置する必要があるが、渡島半島地域における電気柵設置済み市町村割合は 3 割程度と低い（北海道ヒグマ保護管理検討会 2013）。

また、電気柵を積極的に設置する施策を実施したとしても、費用対効果を考え、戦略的に設置する必要があるだろう。たとえば、ある農家が電気柵を張ったとしても、近隣の農家が電気柵を設置していなければ、その付近に生息するヒグマの問題グマ化を防ぐことは難しいため、電気柵設置における空間的な戦略が必要である。また、ヒグマの好む農作物を優先して電気柵を設置することが、問題グマ化を予防する可能性もあり、被害の傾向から

戦略を立てるのも有効かもしれない。このように電気柵の設置は、最も費用対効果が高い戦略に沿って実施しなければならないが、実際は、希望した農家の農地に電気柵を設置し、費用対効果については検証されていない。

そこで本研究では、農業誘因物に起因する問題グマ化に対する防除管理に着目し、どのように電気柵を設置すれば、費用対効果が高いのかを検討する。

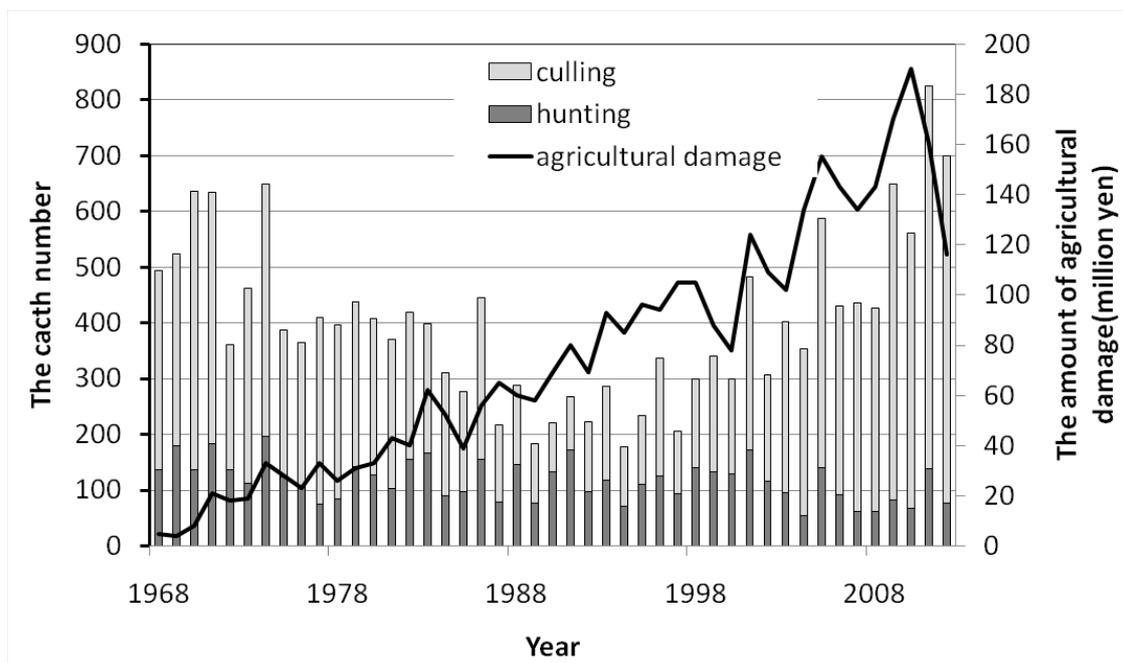


図 5.1 北海道の農業被害額と捕獲数の推移。

5.2 方法

本研究では、農業誘因物に起因する問題グマ化を防ぐために、どのような防除管理が有効であるかをクマの個体群動態の将来予測によって検討する。個体群動態の将来予測を行うことで、各管理シナリオの費用対効果だけでなくリスク評価を行うことができる。対象は渡島半島地域の雌成獣のクマとした。まず、雌成獣の個体数管理モデルを構築し、パラメータ推定を行った（図 5.2）。パラメータ推定では、パラメータだけでなく過去の個体数（1993-2009 年の 17 年間）も推定した（5.5Appendix 参照）。パラメータ推定の結果を用いて、各防除管理シナリオに沿って個体群動態の将来予測を行った。将来予測の期間は 2010-2019 年の 10 年間とした。

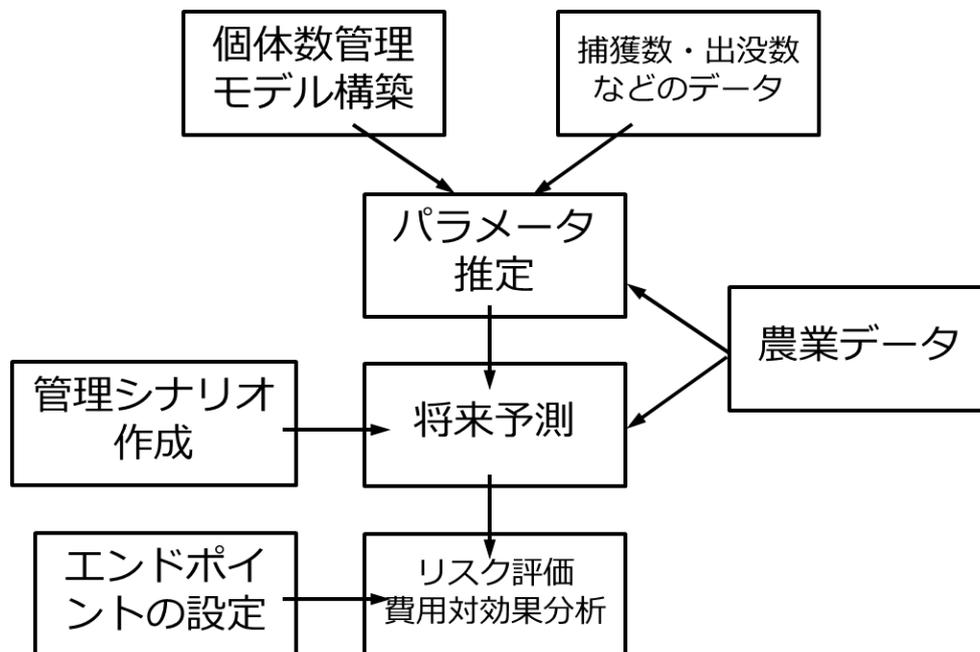


図 5.2 本研究のフローチャート。

5.2.1 個体数管理モデル

管理者は管理費用とその管理による農業被害額減少割合のバランスを考えながら、管理計画を立てるだろう。バランスを考えるときに最も単純な方法として個体群動態モデルの適用が挙げられる。私たちは Ohta et al.(2012)を参考に、ヒグマの雌成獣における個体群動態モデルを構築した。その際、クマの行動の違いから問題グマと非問題グマに分け、モデリングした(4章参照)。渡島半島地域ヒグマ保護管理計画ではヒグマを4段階に分けて管理を行っている(北海道 2010)。本研究では、モデルをシンプルにするために、農業被害や人身被害を起こすクマを問題グマ、それ以外のクマを非問題グマと仮定した。

管理による個体群への影響を考慮した個体群動態モデルは以下ようになる。

$$\begin{aligned} N_0(t+1) &= SN_0(t) + r(t)N_0(t) - M(t)N_0(t) - C_0(t) \\ N_1(t+1) &= SN_1(t) + r(t)N_1(t) + M(t)N_0(t) - C_1(t) \end{aligned} \quad (5.1)$$

ここで、 N_0 と N_1 は t 年の非問題グマと問題グマを表し、総個体数は $N(t)=N_0(t)+N_1(t)$ である。 S は1年あたりの生存率を表す。成獣生存率は繁殖率や亜成獣生存率よりも環境変動に比較的頑健であることから(Eberhardt 2002)、年変動は考慮しない(表5.1)。 $r(t)$ は加入率であり、問題グマを母親に持つ子は問題グマに育てられ、問題グマとして成獣になると考えられるため、問題グマにも加入の項 $r(t)$ を設定した。問題グマ化を表す $M(t)$ は非問題グマから問題グマへの変心率であり、未防除農地数に比例する。最後の項は t 年の非問題グマと問題グマの捕獲数 $C_0(t)$ と $C_1(t)$ である。

ここで、ヒグマの行動や個体群動態に影響を与える環境要因として、堅果の豊凶を考えたい。一般にクマ類の行動は堅果の豊凶に影響されると指摘されている。たとえば、凶作年にはクマの捕殺数が増加することが分かっている(Oka et al.2004)。また秋の餌資源である堅果はクマの行動だけではなく、繁殖にも影響する。栄養状態が悪いときは体重が減少し、繁殖を失敗することがある(Rogers 1976)。以上のことから、堅果の豊凶がヒグマの加入数と捕獲数に影響すると仮定し、堅果の影響の強さ A をモデルに組み込んだ。その際、堅果の中でも雌の捕獲数に影響の強い(今・間野 2011)、ミズナラ(*Quercus spp.*)のデータを用いた。

$$A(t+2) = \frac{\rho A(t) + (1-\rho)\varepsilon(t)}{1+2\rho} \quad (5.2)$$

A は平均0で $-1 \leq A \leq 1$ を描く。 ρ は自己相関係数であり、Imada et al.(1990)の調査による北海道のミズナラのデータ(1966-1985年)から推定した。その結果、2年ラグの強い正の相関がみられた($\rho=0.407$)。 $\varepsilon(t)$ は $|\varepsilon(t)| \leq (1+\rho)/(1-\rho)$ の範囲で一様分布に従う。

ここで、式(5.1)の生存率以外の項に再度注目する。加入率 $r(t)$ はリッカー型の密度依存

性を仮定し、

$$r(t) = R \exp[A(t-6) - \omega N(t-5)], \quad (5.3)$$

とした。 R は平均加入率で、繁殖率と成獣までの生存率の積である。6歳以上の繁殖率はほとんど変わらないが、6歳以下になると繁殖成功率が落ちることから (Mano and Tsubota 2002)、6歳を成獣とした。 $t+1$ 年に亜成獣から加入する個体は、生まれる前年の $t-6$ 年のミズナラの生りに影響を受け、また、生まれた年である $t-5$ 年時点の密度の影響を受ける。密度効果の強さ ω ($=\log[R/(1-S)]/K$)は、環境収容力 K で表わされる。

非問題グマと問題グマの捕獲数 C_0 と C_1 は、様々な不確実性に影響を受けるが、本研究では環境変動と実行誤差を考慮した。実行誤差については捕獲数が二項乱数で決まり、環境変動についてはミズナラの豊凶が各クマの捕獲率に影響することでモデルに考慮した。各クマのミズナラの影響を考慮した捕獲率 p_l は

$$p_l(t) = \begin{cases} \gamma(t)F \exp[-A(t)] & (l=0) \\ \gamma(t) \exp[-A(t)] & (l=1) \end{cases} \quad (5.4)$$

とした。 $l=0$ は非問題グマ、 $l=1$ は問題グマを表す。問題グマの平均捕獲率 $\gamma(t)$ は、管理者がコントロールできるパラメータである。問題グマを捕獲すれば軋轢はなくなるが、管理者が非問題グマを問題グマと間違えて捕獲してしまうことがある。この非問題グマを間違えて捕獲してしまう確率を冤罪捕獲率 F として表す。総捕獲数 $C(t)$ と各クマの捕獲数 $C_0(t)$ と $C_1(t)$ の関係は、 $C(t) = C_0(t) + C_1(t)$ であり、このとき問題グマの捕獲率 $\gamma(t)$ は総捕獲率 δ ($=C(t)/N(t)$)に比例する。

$$\gamma(t) = \delta(N_0(t) + N_1(t)) / (FN_0(t) + N_1(t)). \quad (5.5)$$

変心率 $M(t)$ は非問題グマから問題グマへ変わってしまう確率である。Sato and Endo (2006)は季節によっては他の餌資源の利用可能量に関係なく、農地付近に生息しているクマは農作物を利用する可能性を示唆している。ヒグマの雌は雄と比較して行動圏が狭く、定着する傾向にある (小平ら 2013、釣賀・石田 2011)。これは、農地 (特に電気柵を張っていない未防除農地) 付近に生息する雌クマは、農作物を学習する機会が多く、問題グマとなりやすいことを示唆している。一方で、農地付近に生息していても、農作物を利用しない雌個体の存在も指摘されている (釣賀・石田 2011)。そこで、本研究では非問題グマから問題グマへ変わってしまう確率を $M(t)$ とし、

$$M(t) = 1 - \exp(-\mu h(t)), \quad (5.6)$$

$$h(t) = 1 - \frac{\sum_{\tau} f_{1,\tau}}{\alpha}.$$

μ は非問題グマが未防除農地に遭遇したときに、問題グマに変心してしまう遭遇変心率で

ある。 $h(t)$ は t 年の総農地数 a に占める未防除農地の割合で、 $f_{1,\eta}$ は t 年に防除した農地数を示している。

表 5.1 Definitions of variables

Definition	Symbol	Values or ranges
平均加入率	R	0.17
生存率	S	0.95
堅果の自己相関係数	ρ	0.407
環境収容力	K	994-2494
密度効果の強さ	ω	0.0004-0.0017
冤罪捕獲率	F	0.04 or 0.3
問題グマの捕獲率	γ	0.13-0.52 or 0-1
遭遇変心率	μ	0.011-0.018
総農地数	α	3089
総捕獲率	δ	0.022-0.034
1987-1992 年の初期個体数指標	ξ	0.146-0.922
1987-1992 年の非問題グマ割合	N_0/N	0.96
事故 1 件当たりの死亡損失額	DD	226000000
事故 1 件当たりの重傷損失額	ID	83600000
問題グマ一頭当たりが引き起こす死亡者数	DP	
問題グマ一頭当たりが引き起こす重傷者数	IP	

5.2.2 パラメータ推定

前節で構築したモデルのパラメータは、文献からの引用したものが多いが、不明なものについてはパラメータ推定を行った（表 5.1）。vital rate は ohta et al.(2012)を参考とし、平均加入率、生存率を決定した。その他の個体群動態に関係する 6 つのパラメータ（環境収容力 K の対数値 k 、総捕獲率 δ に関するパラメータ β 、初期個体数指数 ξ に関するパラメータ θ 、冤罪捕獲率 F 、初期（1987-1992 年）の非問題グマの割合 N_0/N 、遭遇変心率 μ に関するパラメータ m ）を推定するために State-Space Model (SSM) を用いてベイズ推定と最尤推定を行った。SSM は過程誤差に加え、観測誤差を推定することができる。SSM のフレームワークの中で観測誤差として推定が必要となったと誤差分散 ζ_p 、 ζ_a も同時に推定した（5.5Appendix 参照）。

推定に用いるヒグマ雌成獣のデータとして、既存の研究で推定されている 1987-2009 年の推定個体数 $\hat{N}(t)$ 、2001-2004 年の推定問題グマ数 $\hat{N}_1(t)$ に加え、生データである 1987-2009 年の捕獲数 C_{data} 、2001-2005 年の問題グマと非問題グマの出没比 I_{data} （非問題グマ出没数/問題グマ出没数）を用いた（北海道 2010、図 5.7）。

パラメータ推定のシミュレーション期間は 1993-2009 年の 17 年間とした。本研究では、パラメータの多さなどから、パラメータの点推定は困難であったため（5.5Appendix 参照）、尤度の高いパラメータセットを将来予測のシミュレーション回数分（1000 回）サンプリングした。

パラメータ推定の結果（表 5.5）から環境収容力 K 、総捕獲率 δ 、問題グマの捕獲率 γ （式 5.5）、初期個体数指数 ξ 、遭遇変心率 μ の値を算出した（表 5.1）。

5.2.3 農業データと対象農作物

本研究ではヒグマの農業被害を受けた販売農家の作物を対象とした。その代表的なものとしてトウキビ類や根菜類、果菜類などが挙げられる。その中で、農業データの得られた水稲、小麦、ビート、ニンジン、カボチャ、スイートコーン、デントコーン、メロンの 8 種類を対象とした (表 5.2)。ヒグマによる被害金額は平成 16 年から平成 20 年までの 5 年間は概ね 500-1000 万円の範囲で推移しているが (北海道 2010)、本研究では表 5.2 のほとんどのデータが 2010 年時点であるため、例年よりもやや少ない 2010 年の被害金額を用いた。なお、将来予測では、2010 年の農業データを 2009 年時のものとして扱う。

電気柵の長さはある農家 (or 農地) に必要な電気柵の長さを意味する。現実には農地ごとに農地の形が異なるため、必要な電気柵の長さは農家によってさまざまである。本研究では、より単純化するため、全ての農地が正方形であると仮定した。ただし、作物によって必要な電気柵の長さは異なる。以上の仮定のもとで、作付面積と販売農家数から 1 農家に必要な電気柵の長さを算出した。

表 5.2 渡島半島地域における農業データ

	水稻	小麦	ビート	ニンジン	カボチャ	スイートコーン	デントコーン*3	メロン	合計
作付面積(km ²) *2*5	71.06	7.56	2.44	4.89	6.71	2.39	18.88	0.15	
収穫量(t) *2*5	37719	2397	14894	14936	7483	2088	97694	299	
販売農家数(戸) *1	1603	115	83	397	410	358	54	69	3089
発生件数*3	33	10	21	15	4	48	47	1	179
単価(円/kg) *4	242	50	17	140	141	205	27	552	
被害金額(1000 円)*3	210	1	218	94	14	1020	2333	1	3891
電気柵の延長 (km/農家)	0.842	1.026	0.686	0.444	0.511	0.327	2.364	0.187	

[引用文献]

*1 総務省統計局 (2012b)、*2 総務省統計局 (2012a)、*3 北海道 (未発表)、*4 檜山北部農業振興協議会、吉田 (2012)、叶 (2004)、農畜産業振興機構、渡島総合振興局 (2004)、*5 総務省統計局 (2007)

5.2.4 管理シナリオ

本研究では電気柵と捕獲による対策に着目し、管理シナリオを作成した。電気柵については、①毎年設置する電気柵の規模及び②電気柵を設置する農地の優先順位という 2 つの категорияでシナリオを作成した。一方、捕獲は③捕獲数に制限を設けるかどうか及び④捕獲率を変えるかどうかにおいて管理シナリオを作成した。

①電気柵の年間延長距離

電気柵を設置する際、行政が設置費用を補助することを想定する。このとき、予算を確定するために、電気柵の年間延長距離を決めなければならない。年間延長距離は、短いほど設置費用は少なくすむが、被害をくい止めることを考えると大規模なシナリオも考えなければならない。本研究では 3 つの電気柵延長距離（6km/年、30km/年、434km/年）を想定した。最も短い延長距離（6km）については、2000-2004 年の 5 年間に渡島半島を対象として、ヒグマ用電気柵設置モデル事業の設置規模を参考にした（北海道檜山振興局 2004）。このモデル事業では 5 年間の総延長距離が 30km であったことから 6km/年とした。電気柵設置事業は、市町村単位でも行われている。渡島半島地域のいくつかの市町村では鳥獣被害防止計画を策定し、鳥獣被害防止事業として、電気柵の整備を挙げている。本研究ではせたな町の鳥獣被害防止計画を参考とした。せたな町では年間 5km の電気柵の整備を予定している（せたな町 2012）。せたな町と渡島半島地域全体の作付面積比から年間延長距離 30km/年を算出した。電気柵のシナリオとして、大規模に電気柵を設置することも考えられる。本研究では、将来予測期間の最初の 5 年（2010-2014 年）で全農地に電気柵を完備するというシナリオ（延長距離 434km/年）を想定した。

②農地の優先順位

本研究では、電気柵を設置する農地の優先順位をつけたとき、農業被害などへの影響を検証するため、4 つのシナリオ（作物の価値、被害額、被害件数、無作為）を想定した。まず、作物の価値シナリオは、被害作物の価値（単価）の高い農地から電気柵を張っていく。優先順位は、メロン、水稻、スイートコーン、カボチャ、ニンジン、小麦、デントコーン、ビートの順で張っていく（表 5.2）。現在は、希望者の農地に電気柵を張っている状況から、作物の価値の高い農家の希望が多いと考えられる。被害額シナリオは、1 農家当たりの被害額の高い農地から電気柵を張る。優先度が高い順から、デントコーン、スイートコーン、ビート、ニンジン、水稻、カボチャ、メロン、小麦である。被害額をベースとしているため、被害額への効果が期待できるシナリオである。被害件数シナリオは被害件数の多い作物を優先する。被害件数の多い順に、スイートコーン、デントコーン、水稻、ビート、ニンジン、小麦、カボチャ、メロンである。最後は無作為シナリオである。無作為シナリオ

はランダムに選ばれた農家から電気柵を張っていく。

③捕獲数の制限

捕獲については個体群動態に確実に影響することから、慎重に考えなければならない。とくに捕獲制限は個体群の状態に応じて、増加率と比較しながら決める必要がある。しかし、クマ類では大量出没などがあるため、捕獲制限を設けても必ずしも収まらない。そこで、捕獲制限の有無が管理の結果にどのように影響を及ぼすのかを検討した。渡島半島地域ヒグマ保護管理計画では、雌グマの捕獲を毎年 40 頭に制限している（北海道 2010）。40 頭制限を設ける場合と設けない場合において検討を行い、現在の個体群に 40 頭制限が必要かどうかを考察する。

④捕獲率

本研究では現状の捕獲率でクマを捕獲し続ける場合（捕獲率一定）、問題グマ数を基準に捕獲率を変える場合（捕獲率可変）と毎年捕獲制限数を捕獲する場合（捕獲数一定）を想定した。捕獲率一定シナリオでは将来予測の 10 年間、捕獲率を変えない。なお、捕獲率一定で捕獲制限有りのシナリオが最も現在の管理体制に近いシナリオである。一方、捕獲率可変シナリオでは、順応的管理（Ohta et al. 2012）の考え方にに基づき、問題グマの捕獲率 γ を推定問題グマ数に応じて変化させる。問題グマ数の推定を毎年行うことは、現在の管理体制では難しいと考え、2009 年から隔年で問題グマの個体数推定を行うとした。

奇数年 ($t=2009,2011,2013,2015,2017$) のとき

$$\gamma(t+1) = \begin{cases} \gamma(t) + 0.1 & N_1^{EST}(t) \geq W_{index} \\ \gamma(t) - 0.1 & N_1^{EST}(t) < W_{index} \end{cases}, \quad (5.7a)$$

偶数年 ($t=2010,2012,2014,2016,2018$) のとき

$$\gamma(t+1) = \gamma(t), \quad (5.7b)$$

ここで $N_1^{EST}(t) (=e(t)N_1(t))$ は推定誤差を考慮した推定問題グマ数であり、推定誤差 $e(t)$ は一様分布に従う ($0.5 \leq e(t) \leq 1.5$)。 W_{index} は捕獲率を決める基準値であり、2000 年代の問題グマ数の期待値の半数とした ($W_{index} = E[N_1(2000-2009)]/2$)。捕獲数一定シナリオでは、毎年 40 頭捕獲し続ける。その際、各クマの捕獲数は捕獲率と個体数の積 ($p_i N_i$) の比から決めた。また、捕獲数のノルマを達成するために捕獲率を増加させると冤罪捕獲が生じると考えられる（Ohta et al. 2012）。本研究では冤罪捕獲率 F を決定論的に扱うが、推定値が過小評価だった場合や管理を行う上で冤罪捕獲が増加してしまった場合に管理目標の達成にどのような影響があるかを検証する必要があるだろう。そこで捕獲数一定シナリオにおいて、冤罪捕獲率が現状の場合 ($F=0.04$) と冤罪捕獲が少し増加した場合 ($F=0.3$) を想定した。

表 5.3 シナリオのカテゴリー

電気柵		捕獲		
電気柵の延長 (km/農家)	優先農地	捕獲制限	捕獲率	冤罪捕獲率
6	作物の被害	有り	捕獲数一定	0.04
30	被害額		捕獲率一定	
434	被害件数 無作為	無し	捕獲率可変	0.3

5.2.5 リスク評価と費用対効果分析

5.2.5.1 リスクエンドポイントと農業被害目標

本研究では各管理シナリオを評価するために、3 つリスクについてエンドポイントを設定した。まず、管理シナリオは軋轢を引き起こす問題グマの抑制に対する有効性が評価されなければならない。そこで、軋轢リスクのエンドポイントとして、「問題グマの 10 年平均が 2000 年代の平均問題グマ数以上になる」ことを設定した。つまり、問題グマが現状よりも増えないことを目標としている。加えて、本研究で着目してきた農作物被害に対する有効性においても評価されなければならない。そこで、北海道ヒグマ保護管理計画を参考に各管理シナリオが「現在の農業被害額を半減できる可能性」を検討した（北海道 2013）。

軋轢だけに着目すれば、捕獲圧を強めればよいだろう。しかし、捕獲圧が強ければ強いほど、個体数が減少し、絶滅が危ぶまれる。つまり、個体数と軋轢にはトレードオフの関係がある。そこで個体数を過剰に減少させないかを評価するために、生態リスクを設定した。生態リスクのエンドポイントは、渡島半島地域ヒグマ保護管理計画で用いられている「個体数が 2008 年の個体数の 1/4 になる」こととした（北海道 2010）。

5.2.5.2 費用対効果分析

本研究では管理シナリオにおける費用対効果を分析した。本研究では、管理手法として捕獲と電気柵による防除に着目していることから、有害捕獲費用と電気柵設置費用を考慮した。一方、ヒグマによる被害は家畜被害、農作物被害、人身被害などさまざまであるが、本研究では、人身被害と農作物被害を考慮した。これらの管理費用と被害額の 2010-2019 年の総コスト TE は

$$TE = \sum_t (D_a(t) + D_h(t) + E_F(t) + E_C(t))(1 + \theta)^{-t}, \quad (5.8)$$

$$D_a(t) = \sum_i f_{0,i}(t) D_{a,N_1,i} N_1(t),$$

$$D_h(t) = (DD \times DP + ID \times IP) N_1(t),$$

として評価する。 $D_a(t)$ と $D_h(t)$ は t 年の農業被害額と人身被害額を表し、 $E_F(t)$ と $E_C(t)$ はそれぞれ t 年の電気柵設置費用と有害捕獲費用である。 θ は経済的割引率であり、本研究では年間 3%とした。

$D_a(t)$ は問題グマ数によって変化する。 $f_{0,i}(t)$ は t 年の作物 i における未防除農地数で $D_{a,N_1,i}$ は問題グマ一頭当たりが作物 i の一農家当たり引き起こす被害金額である。 $D_h(t)$ も問題グマ数によって決まり、 t 年の人身被害損失額を表す。 DP と IP はそれぞれ問題グマ一頭当たり引き起こす年間死者数と重傷者数である。渡島半島地域では、平成元年から平成 21 年

までの 21 年間で 5 名が亡くなり、5 名が負傷している（北海道 2010）。負傷者については負傷の程度が不明なため、負傷者の半分の 2.5 名を重傷者数とした。以上のことから、

$$DP=5/21/E[N_1(2000-2009)],$$

$$IP=2.5/21/E[N_1(2000-2009)],$$

とした。問題グマ数は 2000 年代の問題グマ数の平均を用いた。 DD と ID はそれぞれ 1 名当たりの死亡損失額と重傷損失額である。これらの損失額は化学物質による健康リスクや交通事故リスクなどの分野で用いられる確率的生命の価値（VSL）を参考とした。VSL とは、死亡リスクの削減に対する支払意志額（WTP）を死亡リスク削減量で割ったものであり、死亡リスクの削減 1 つつまり死亡 1 ケースに対する WTP の合計値である（板岡 2007）。本研究では、内閣府（2007）の調査から算出された VSL を用い、1 名当たり死亡損失額（ DD ）は 2 億 2600 万円、重傷損失額（ ID ）は 8360 万円とした。

管理費用については、せたな町（2012）を参考とした。電気柵設置費用 $E_f(t)$ は 1km あたり 32 万円とした。なお、将来予測は 10 年間と短いため、メンテナンス費用は考慮しない。 $E_c(t)$ は有害捕獲時に支払われる報奨金であり、1 頭当たり 2 万円とした。ただし、出動賃金や見回り費用などは考慮していない。

5.2.6 シミュレーション

以上の管理シナリオに沿って、2010-2019 年の 10 年間の将来予測を行った。観測誤差（パラメータ推定や偶然による捕獲数の差）や過程誤差（堅果の豊凶の影響）といった不確実性を考慮するため、モンテカルロシミュレーションを 1000 回行うことで、リスク評価及び費用対効果分析を行った。

5.3 結果

本研究では、農業誘因物に起因する問題グマ化を防ぐために、どのような防除管理が有効であるかを検討することを目的とし、クマの個体群動態の将来予測を行った。

まず電気柵の設置が問題グマ化（変心率 M ）にどのような影響を与えるかの検討を行った（図 5.3）。その結果、1年あたり 6km を設置する場合には、シミュレーションの初期は作物の価値シナリオが変心率を顕著に減少させたが、後半になると被害件数シナリオが最も変心率を減少させた。延長距離 30km/年における減少率は、2017 年までの被害件数シナリオが顕著な減少傾向を見せたが、2019 年では、被害額シナリオに追い抜かれた。最も電気柵設置規模の大きい 434km/年では、シミュレーション初期に被害額シナリオで、やや減少率が高かった。以上のことから、早い段階で変心率を低減したければ、被害額シナリオが効果的であることが示唆された。

電気柵による防除管理だけでなく、捕獲による管理の効果は農業被害額によって見ることができる（図 5.4.1-3）。捕獲制限の有無の影響を調べた結果、捕獲制限無しシナリオでは、やや農業被害額が減少するが大きな差は見られなかった（図 5.4.1-2）。捕獲率の違いによるシナリオ間の比較を行うと、捕獲率一定シナリオでは、捕獲制限の有無にかかわらず、電気柵を張らなければ、農業被害額が増加してしまう（図 5.4.1）。電気柵を張ったとしても年間 6km の延長距離では、農業被害を減らすことはできない。延長距離が 30km になると被害額シナリオと被害件数シナリオでは、農業被害の目標を達成できる。一方、捕獲率可変シナリオでは、電気柵を張らなくても捕獲の効果により、農業被害額はやや減少するが、農業被害の目標は達成しない（図 5.4.2）。捕獲数一定シナリオでは、冤罪捕獲率が現状を保つことができれば、全ての電気柵に関するシナリオで目標を達成することができる。しかし、少しでも冤罪捕獲率が増加すると、農業被害額が増加してしまう（図 5.4.3）。捕獲手法に関係なく農業被害を抑えることができたのは、全農地に電気柵を完備する 434km/年のシナリオのみであった。

人身被害の傾向は農業被害額の傾向とほとんど似ていた（図 5.5.1-3）。ただし、捕獲率一定シナリオでは、全農地に電気柵を完備しなければ、人身被害は減少せず、また、電気柵を全く張らなければ、人身被害件数が増加する（図 5.5.1）。この結果から、現在の捕獲圧では、電気柵を大規模に設置しなければ、人身被害件数は増加することが示唆された。

費用対効果分析では、総コストの低い順に、捕獲数一定（冤罪捕獲率 0.04）シナリオ、捕獲率可変・捕獲制限無しシナリオ、捕獲率可変・捕獲制限有シナリオ、捕獲率一定・捕獲制限無しシナリオ、捕獲率一定・捕獲制限有シナリオとなった（図 5.6.1-3）。特に捕獲数一定シナリオの総コストは他のシナリオ（捕獲率一定、可変）と大きな差がみられた。ただし、

冤罪捕獲率 0.3 の場合は、最も総コストが高くなる。また、費用対効果分析では、捕獲制限の有無において、大きな差がみられた。

優先農地のシナリオによっては、電気柵を張らないときよりも総コストが低くなる場合があった。特に捕獲率一定・延長距離 30km では、電気柵無しと比べ被害件数シナリオの平均総コストが 200-800 万円低い結果となった (図 5.6.1)。しかし、電気柵を張らないときよりも総コストが低くなるこのようなシナリオ (例えば、捕獲率一定・延長距離 30km・被害件数シナリオや捕獲率可変・延長距離 6km・被害件数シナリオ) では、人身被害と農業被害の両方を顕著に低減することができなかった。年間延長距離が 434km では、電気柵なしのシナリオと比較して 1.7-4 億円の差がみられた。この差は、捕獲の効果が高いシナリオほど大きな差となった。

最後にリスク評価を行った (表 5.4)。その結果、生態リスクは全てのシナリオで 0%を示した。これは現在の増加率であれば、捕獲圧が強まったとしても個体群に大きな影響は見られないこと、つまり、捕獲制限の必要がないことを示唆している。全農地に電気柵を完備する 434km では、冤罪捕獲率が高くなければ、リスクを抑えることができた。また、全農地に電気柵を完備しなくても年間 30km 程度を設置していけば、捕獲数一定で冤罪捕獲率が低いシナリオで、リスクを低減できる。その際、農業リスクは優先農地の戦略を間違えば (作物の価値や無作為シナリオ) 低減できない可能性もある。また、捕獲数一定で冤罪捕獲率が低いシナリオであっても、延長距離 6km では、輾轉リスクと生態リスクを抑えることはできても、農業リスクを減少させることができないことが示された。

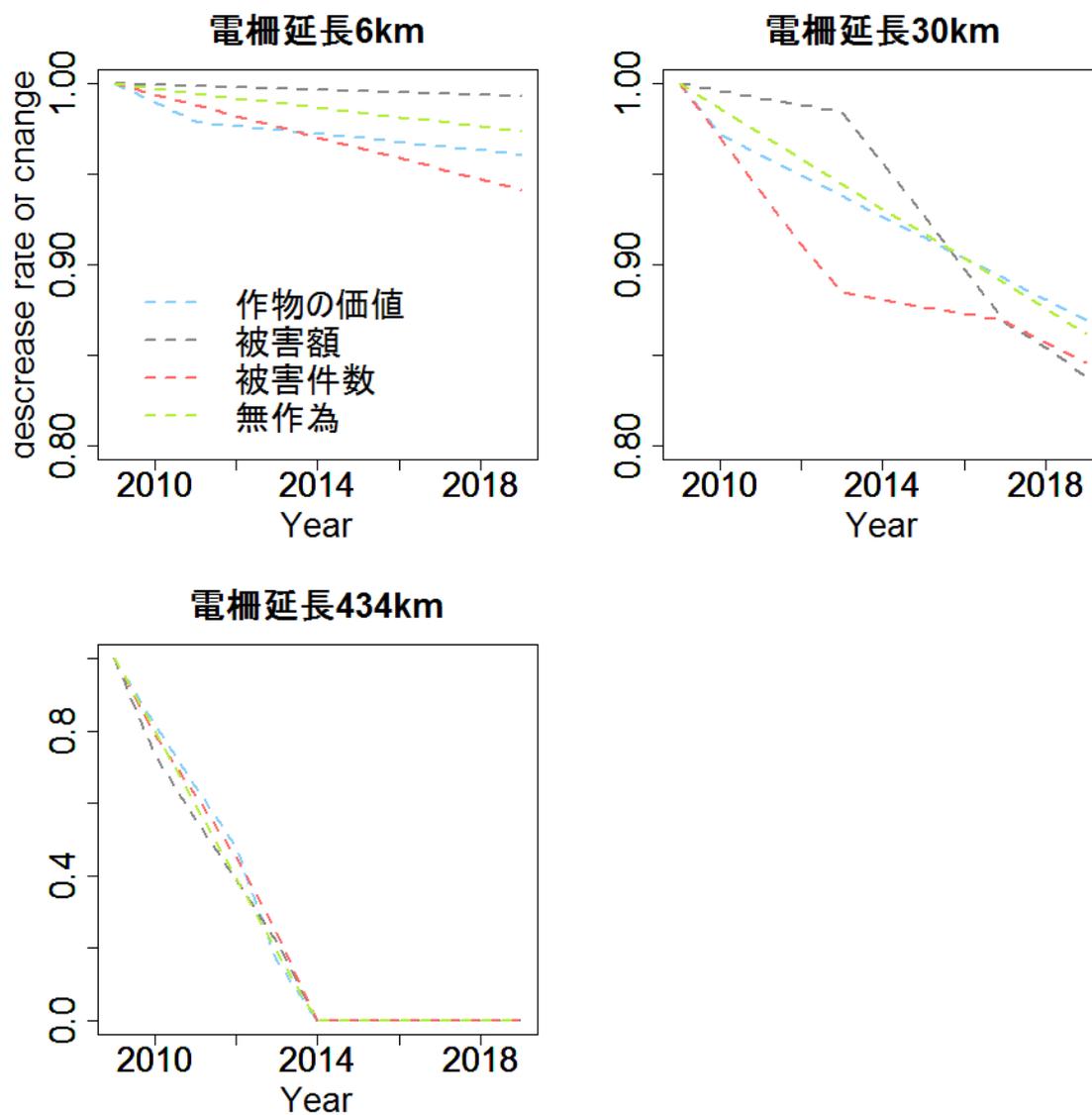


図 5.3 変心率の減少率。

2009 年を 1 としたときの変心率の減少割合を表す。左上図が電気柵の農家当たりの延長距離 6km、右上図が 30km、左下図が 434km を表す。各点線は電気柵を張る農地の優先順位におけるシナリオを表す。

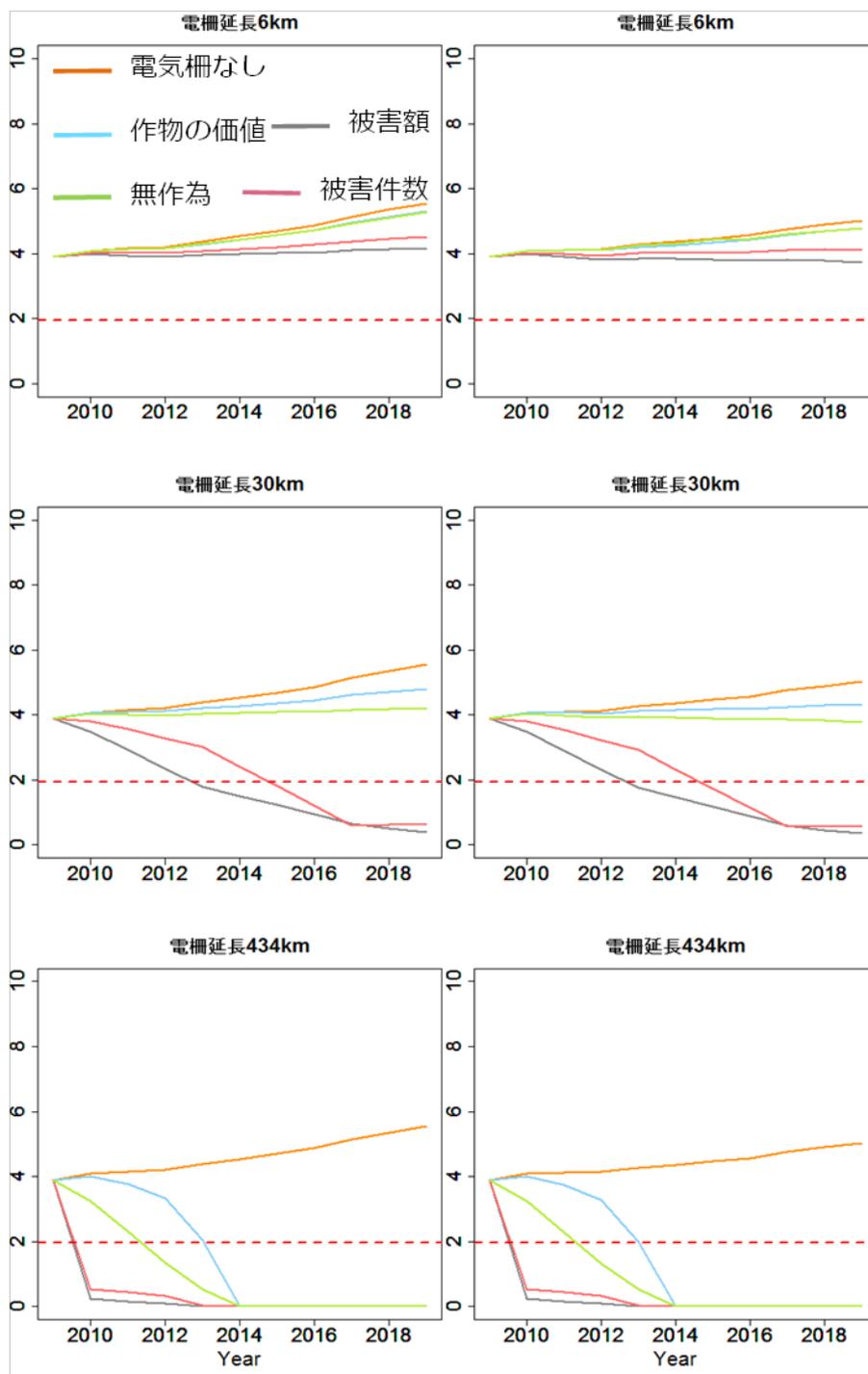


図 5.4.1 捕獲率一定シナリオにおける農業被害額（百万円）の経年変化。

左図 3 つが捕獲制限を付けた場合、右図 3 つが捕獲制限無しの場合。赤点線は農業被害目標値。

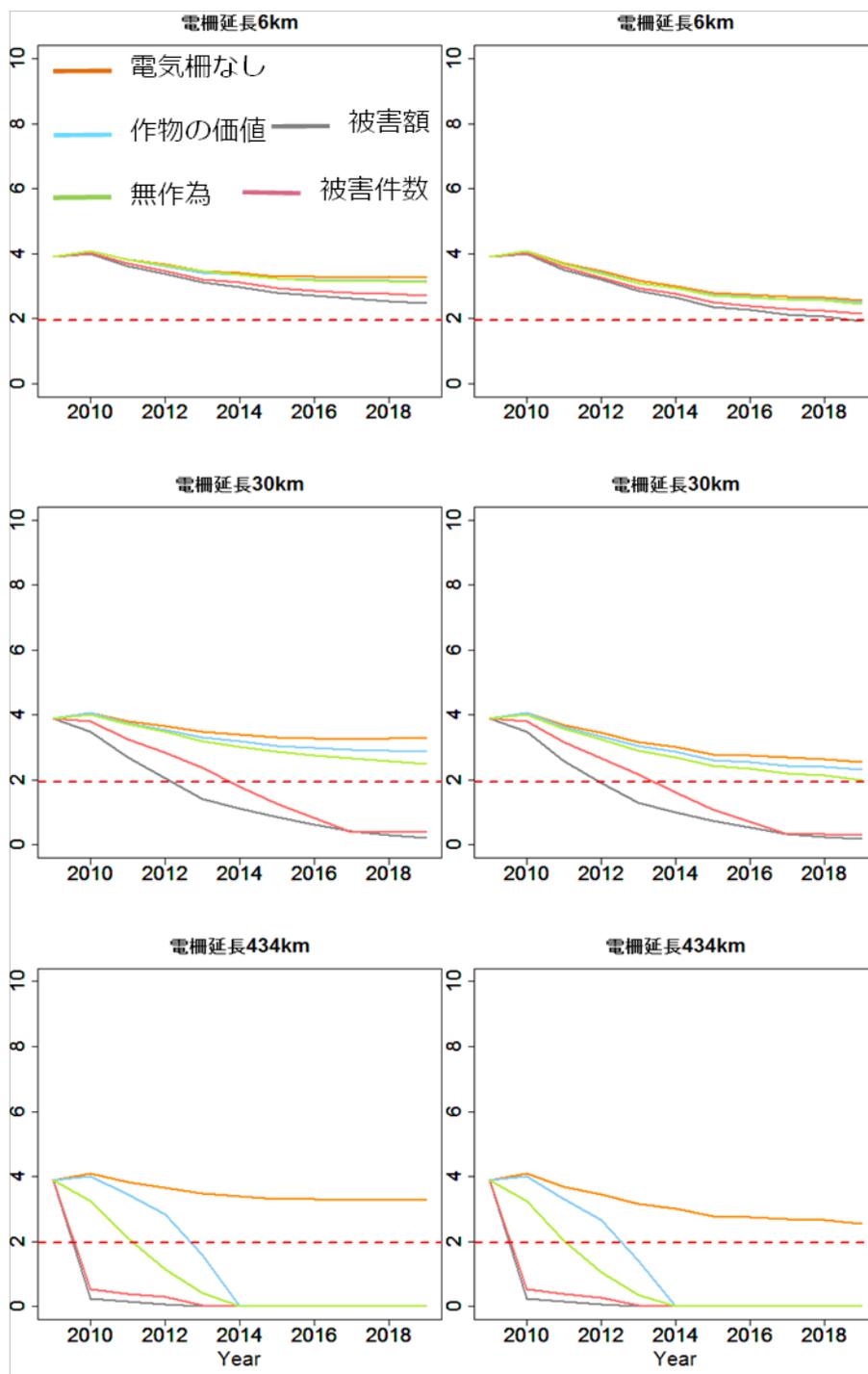


図 5.4.2 捕獲率可変シナリオにおける農業被害額（百万円）の経年変化。

左図 3 つが捕獲制限を付けた場合、右図 3 つが捕獲制限無しの場合。赤点線は農業被害目標値。

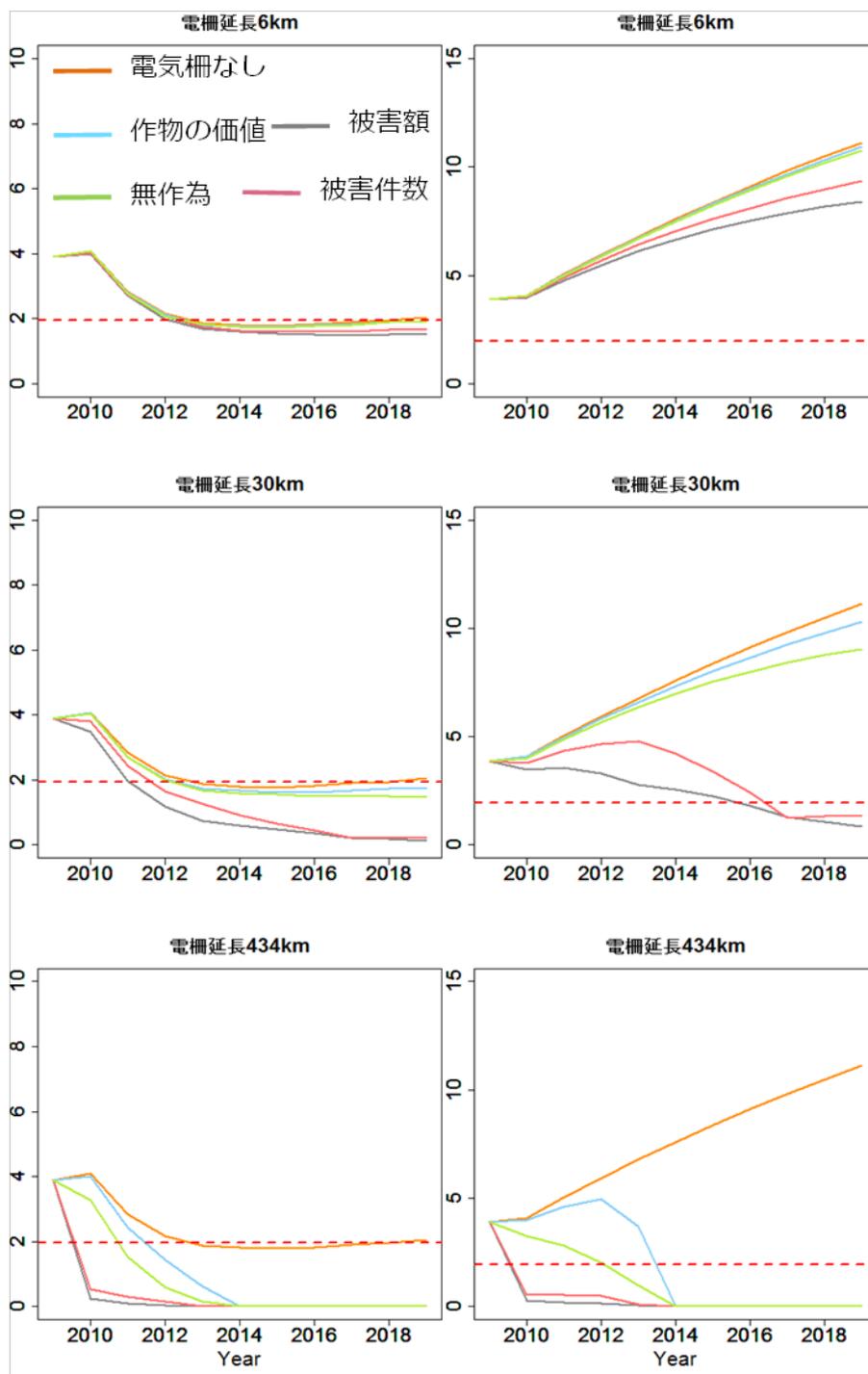


図 5.4.3 捕獲数一定シナリオにおける農業被害額（百万円）の経年変化。

左図 3 つが現状の冤罪捕獲率の場合、右図 3 つが冤罪捕獲が増えた場合。赤点線は農業被害目標値。

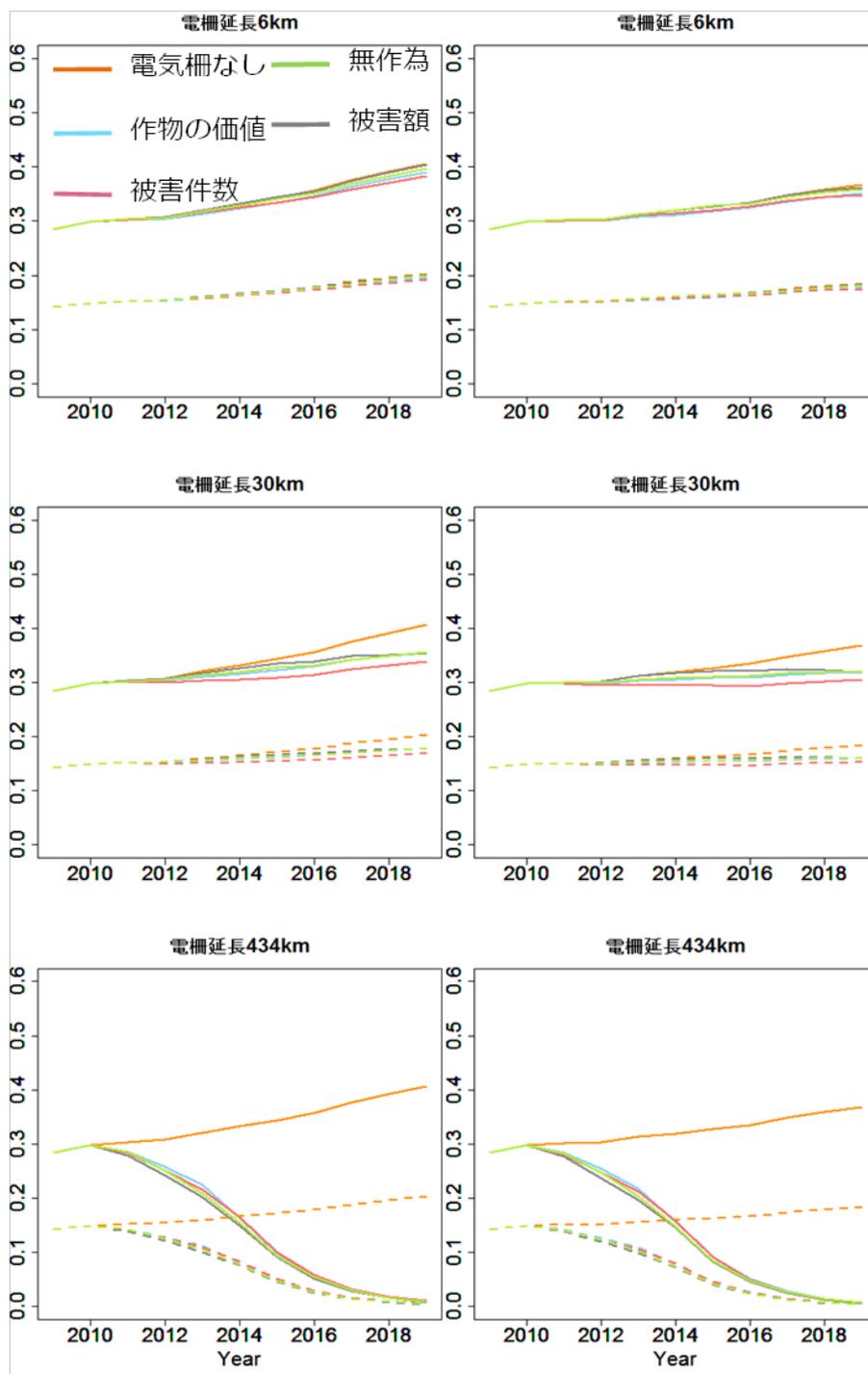


図 5.5.1 捕獲率一定シナリオにおける人身被害件数の経年変化。

左図 3 つが捕獲制限を付けた場合、右図 3 つが捕獲制限無しの場合。実線が死亡件数、点線が重傷件数。

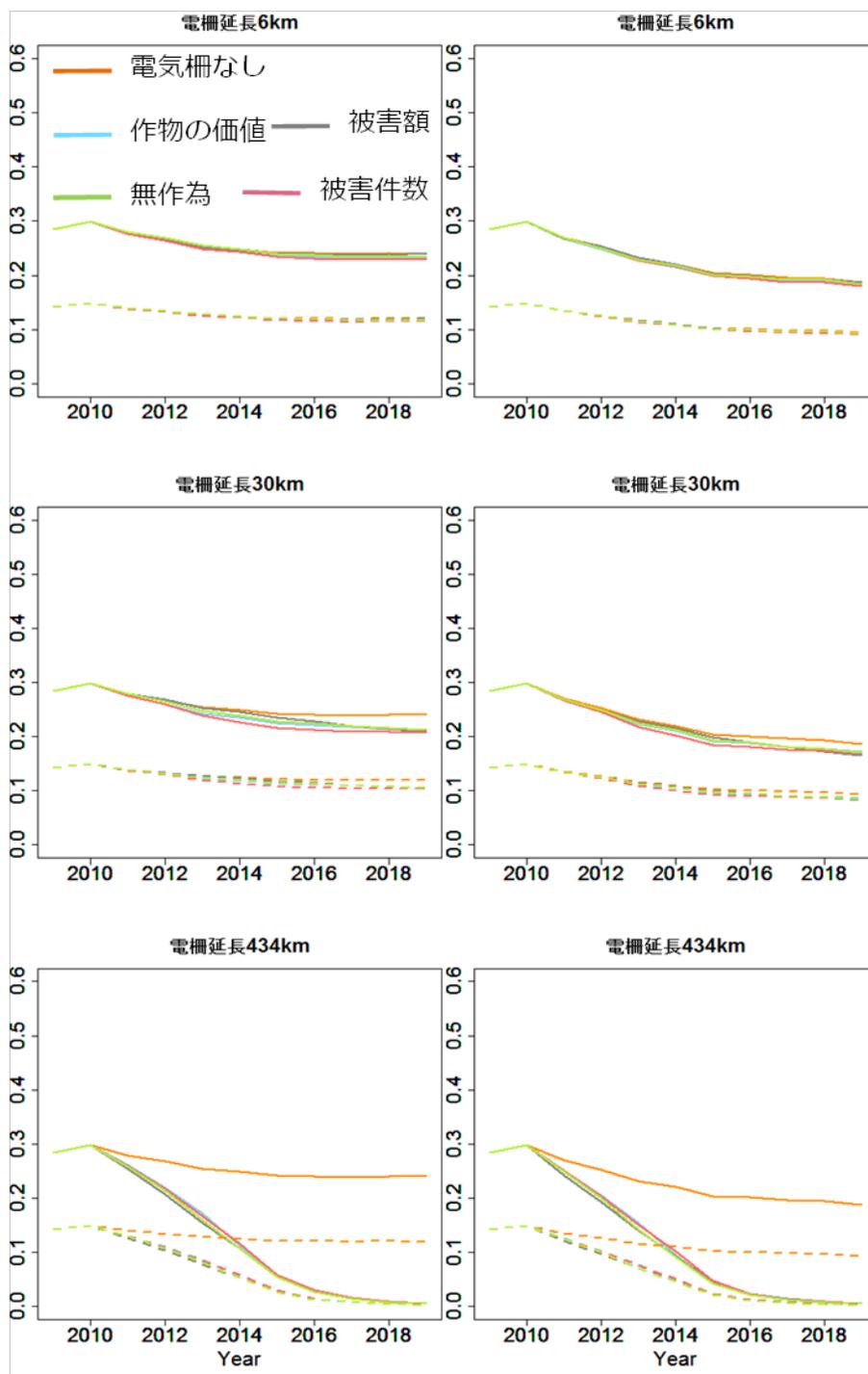


図 5.5.2 捕獲率可変シナリオにおける人身被害件数の経年変化。

左図 3 つが捕獲制限を付けた場合、右図 3 つが捕獲制限無しの場合。実線が死亡件数、点線が重傷件数。

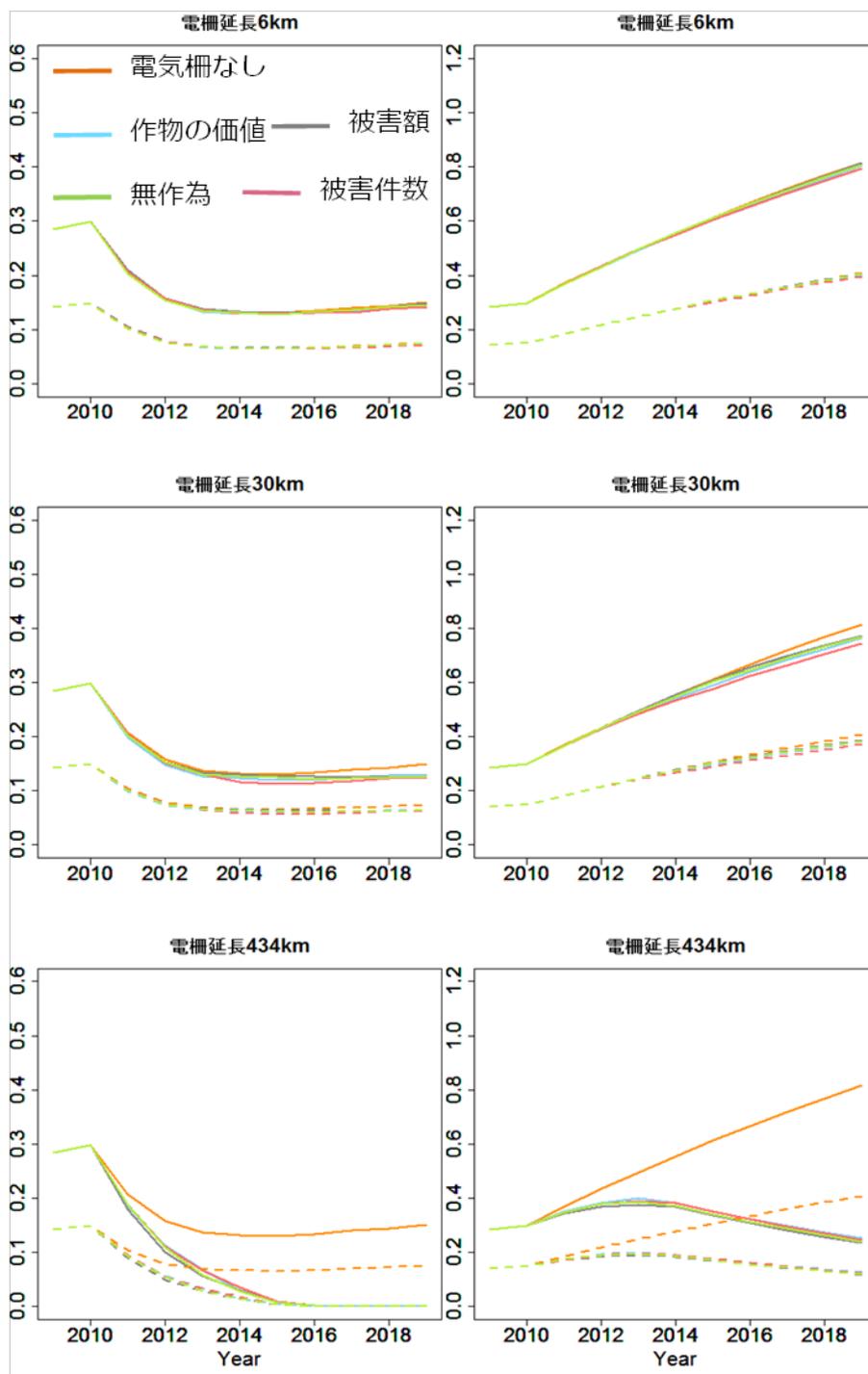


図 5.5.3 捕獲数一定シナリオにおける人身被害件数の経年変化。

左図 3 つが現状の冤罪捕獲率の場合、右図 3 つが冤罪捕獲が増えた場合。実線が死亡件数、点線が重傷件数。

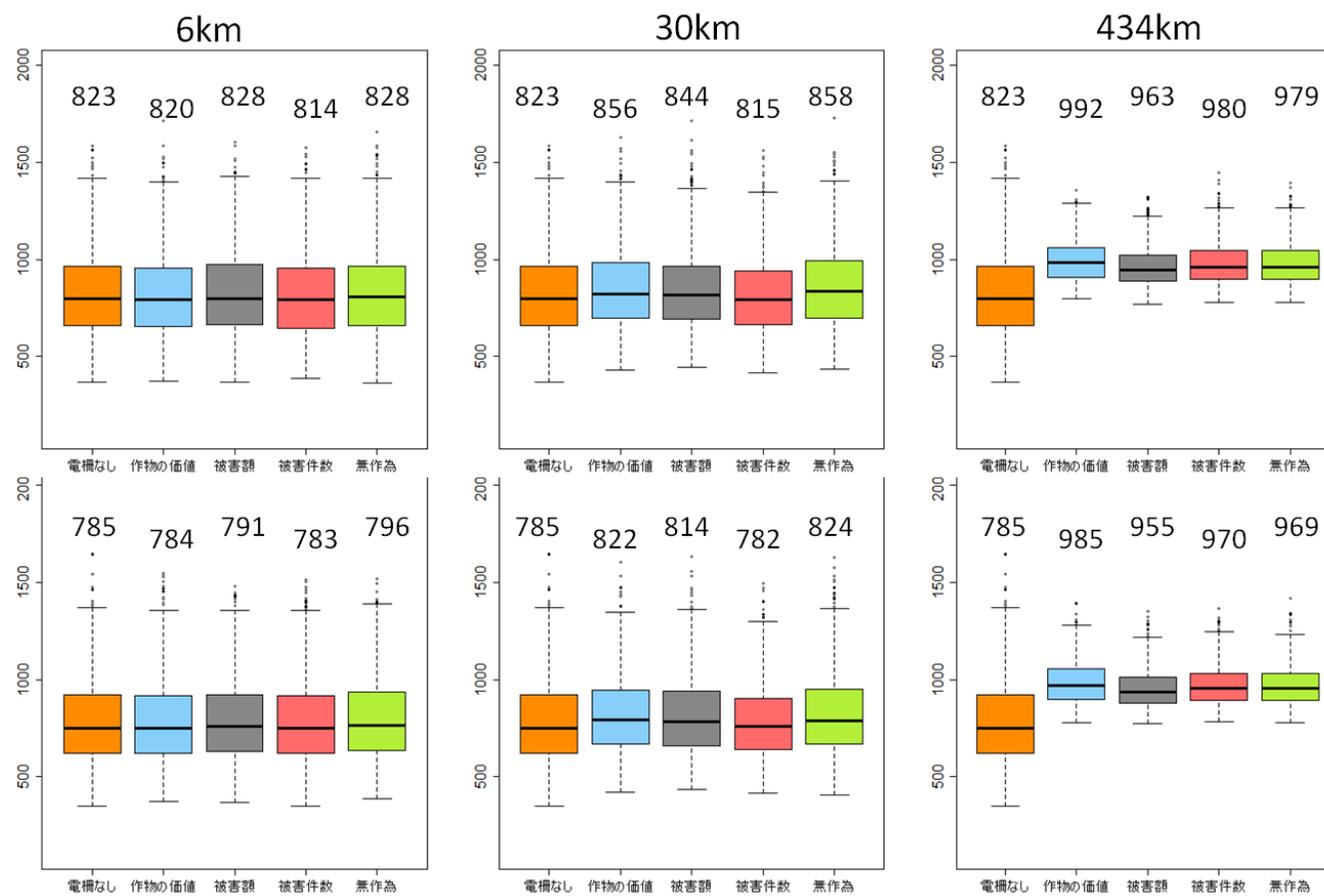


図 5.6.1 捕獲率一定シナリオにおける費用対効果分析結果。

上図 3 つが捕獲制限を付けた場合、下図 3 つが捕獲制限無しの場合。左図から延長距離 6km、30km、434km。縦軸は総コスト TE (百万円)、数字は平均値を表す。

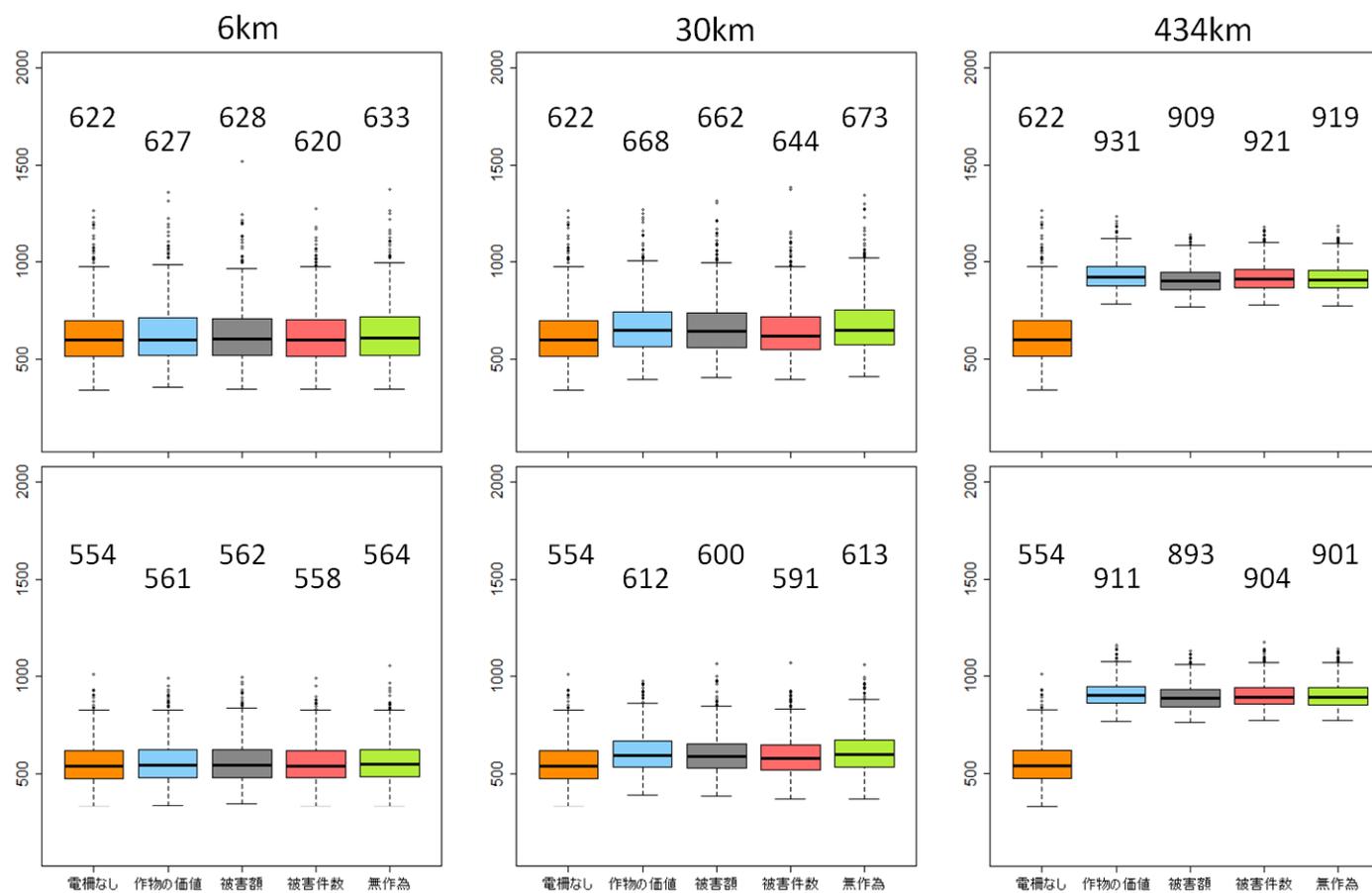


図 5.6.2 捕獲率可変シナリオにおける費用対効果分析結果。

上図 3 つが捕獲制限を付けた場合、下図 3 つが捕獲制限無しの場合。左図から延長距離 6km、30km、434km。縦軸は総コスト TE (百万円)、数字は平均値を表す。

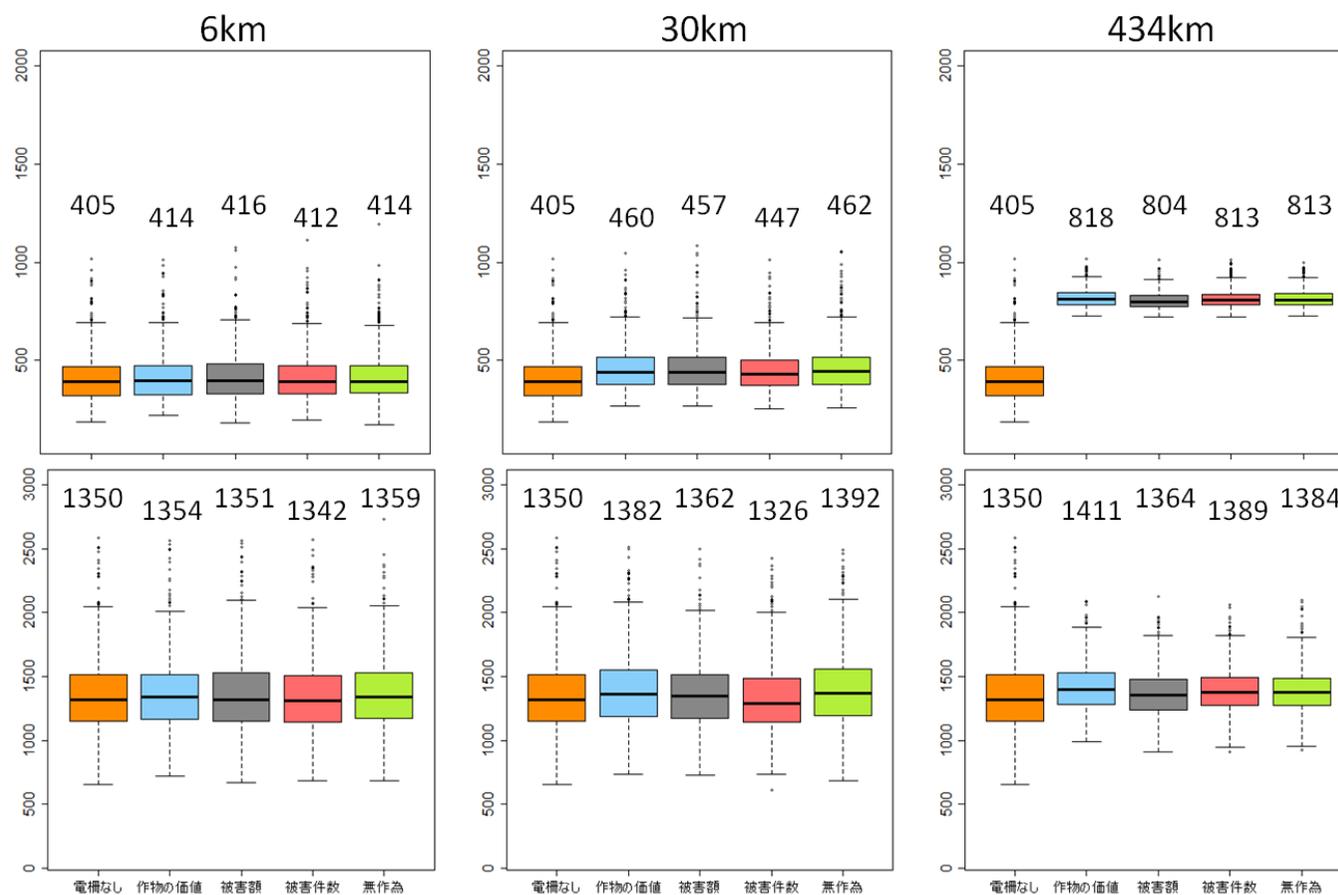


図 5.6.3 捕獲数一定シナリオにおける費用対効果分析結果。

上図 3 つが現状の冤罪捕獲率の場合、下図 3 つが冤罪捕獲が増えた場合。左図から延長距離 6km、30km、434km。縦軸は総コスト TE (百万円)、数字は平均値を表す。

表 5.4 各シナリオのリスク評価結果

捕獲 シナリオ	電気柵シナリオ 冤罪捕 獲率 F	6km			30km			434km			
		生態	軋轢	農業	生態	軋轢	農業	生態	軋轢	農業	
捕獲制限有 捕獲率一定	0.04	作物の価値	0	84.7	97.4	0	80.9	95.5	0	3.2	0
		被害額	0	86.3	93.1	0	82.9	0	0	3.2	0
		被害件数	0	82.9	94.3	0	78	0.1	0	4.1	0
		無作為	0	85.5	97.1	0	82.3	91.7	0	2.7	0
捕獲制限有 捕獲率可変	0.04	作物の価値	0	50.2	82.3	0	44.5	77.6	0	0.1	0
		被害額	0	53.6	65.2	0	48.3	0	0	0	0
		被害件数	0	50.7	72.6	0	42.3	0	0	0	0
		無作為	0	52.5	83.3	0	45.6	64.7	0	0	0

捕獲 シナリオ	冤罪捕 獲率 F	電気柵シナリオ									
		6km			30km			434km			
		生態	軋轢	農業	生態	軋轢	農業	生態	軋轢	農業	
捕獲制限無 捕獲率一定	0.04	作物の価値	0	79.6	94.9	0	75.9	90.3	0	3.4	0
		被害額	0	82.8	87	0	77.2	0	0	2.1	0
		被害件数	0	81.1	90.6	0	72.1	0	0	3	0
		無作為	0	81.2	94.9	0	76.3	84.7	0	2.4	0
捕獲制限無 捕獲率可変	0.04	作物の価値	0	30.8	65	0	25.5	59.8	0	0	0
		被害額	0	32.9	40.3	0	26.8	0	0	0	0
		被害件数	0	30.4	50.4	0	23.1	0	0	0	0
		無作為	0	32.5	65.1	0	26.7	44.6	0	0	0

捕獲 シナリオ	冤罪捕 獲率 F	電気柵シナリオ	6km			30km			434km		
		生態	軋轢	農業	生態	軋轢	農業	生態	軋轢	農業	
捕獲数一定	0.3	作物の価値	0	100	100	0	100	99.7	0	88.3	0
		被害額	0	100	99.9	0	100	0.2	0	84.2	0
		被害件数	0	100	99.9	0	99.9	9.6	0	88.3	0
		無作為	0	100	100	0	100	99.9	0	87.5	0
	0.04	作物の価値	0	6.8	38.7	0	5.5	33.1	0	0	0
		被害額	0	8.4	24.9	0	5.8	0	0	0	0
		被害件数	0	6.9	31.9	0	4.9	0	0	0	0
		無作為	0	7.6	38.9	0	5.8	23.9	0	0	0

5.4 考察

本研究では、ヒグマの管理効果を生態、軋轢、農業の 3 つエンドポイントから評価した (表 5.4)。これらの 3 つのリスクを考慮すると、電気柵を全農地に完備する管理シナリオ (年間延長距離 434km)、または、冤罪捕獲を抑えつつ捕獲数を一定とする管理シナリオが最もリスクを低減することが示唆された。後者の管理シナリオの場合、年間 30km 程度の電気柵を張り、被害額の高い農地または被害件数の高い農地を優先しなければ有効ではない。この結果は、電気柵を戦略的に設置する必要性を示している。管理シナリオの費用対効果を考慮すると (図 5.6.3)、前者 (年間延長距離 434km) は電気柵なしと電気柵を設置するシナリオで約 4 億円の大きな差がある。しかし、電気柵なしの場合、人が問題グマに遭遇し、死亡事故にあふ確率は非常に低いと 0 ではない。死亡事故が起こった場合、死亡者一人 (または家族) が負担する金額は死亡損失額 2 億円である。確率が低いために死亡事故の期待費用は電気柵設置費用よりはるかに低いが、負担できる額ならば、経済評価にかかわらずヒグマによる確率的死亡のリスクを避けるという政策を社会が選択する可能性もあるだろう。他方、電気柵なしと電気柵ありで総コストの差が小さい後 (捕獲数一定・冤罪捕獲率 0.04・延長距離 30km) は、費用対効果は高いといえるが、後者は人身被害の減少が、2014 年以降止まってしまった。これは問題グマが 2014 年以降減少していないためである。捕獲数は各クマの捕獲率と個体数の比から算出される (5.2.4 節参照)。非問題グマが増えれば、問題グマの捕獲数は少なくなる。それと同時に、電気柵設置の効果で問題グマへの変心数が減少する。つまり、問題グマの捕獲数と問題グマの増加数 (加入+変心) が一時的に釣り合った結果、問題グマ数の減少が止まってしまった。この状態を打破するためには、捕獲数をさらに上げるか、年間の電気柵の設置規模を大きくし、変心を食い止め、人身被害を確実に減らすしかないだろう。

電気柵を設置するときに早い段階で管理の効果を上げることが、ステークホルダーの管理に対するモチベーションを保つためには不可欠かもしれない。本研究では、変心率の減少が重要な管理効果の一つであった。変心率の減少傾向を見てみると、被害額シナリオと被害件数シナリオが変心率を効率良く下げている (図 5.3)。これは、1 農家当たりに必要な電気柵が短く、販売農家数も比較的が多いスイートコーンを優先したためである。このことから 1 農家当たりに必要な電気柵の長さが短い作物を優先することが、早い段階で効果を上げるために重要である。

被害額シナリオと被害件数シナリオは他の優先農地に関するシナリオに比べ、相対的に管理効果をあげていた。農業被害額の経年変化をみると、被害額シナリオがやや早く目標を達成するため、被害額シナリオが評価されるかもしれない (図 5.4)。ただし、クマの嗜

好性が強いのであれば、被害件数シナリオの方が効果的かもしれない。本研究では作物に対するクマの嗜好性は考慮しなかったが、もし嗜好性があるのであれば、嗜好性の強い作物を優先して設置するのが良い。そうすることで、嗜好性の低い作物には電気柵を張る必要がなくなるかもしれない。また、本研究では、作物における優先農地戦略に着目したが、空間的戦略も有効である。このような空間的戦略に示唆を与える研究はすでに行われている。長坂ら（2011）は食害農地の立地の条件を GLM を用いて解析した。その結果、食害の有無に対して連続した森林からの距離（負の相関）、生息密度（負の相関）、農地の周囲長（正の相関）、農地周縁 500m 以内のササ地・広葉樹林・カラマツ林・伐採跡地（正の相関）がベストモデルとして選ばれた。すなわち、農地の位置を考慮せずに電気柵を設置するのではなく、クマの生息域に近い農地を優先して電気柵を設置することができれば、クマの食害や変心を早期に防止できる。クマの生息域に隣接する周囲のある農地を優先して電気柵を張ればよいと、空間的戦略はコストの削減にも有効である。したがって、作物の優先農地戦略に、さらに空間的戦略に基づいて電気柵を設置すれば、費用対効果の高い結果が期待できるだろう。

本研究では捕獲制限の管理効果への影響も検討した。その結果、捕獲制限がない場合にリスクや総コストを減らすことができた（表 5.4、図 5.6）。これは捕獲の重要性と捕獲圧を増やしても、現在の個体群の状態では生態リスクを冒さないことを意味している。捕獲制限は個体数が危険な状態にある場合は有効であるが、個体数が過小評価であった場合は軋轢を招きかねない。たとえば、真の個体群の状態が危険ではないとき、捕獲制限をすると、変心率が少しでもあれば問題グマが増加し、軋轢に繋がる。そのため個体数の変動をできる限り頻繁に把握できる体制が必要である。個体群が危険な状態でない限り、捕獲制限を少しくらいオーバーしても問題はない。重要なのは、オーバーした後に個体数が減少傾向を示したかモニタリングすることである。一方、冤罪捕獲率と捕獲率がどちらも高い場合は、絶滅リスクが無視できなくなり、捕獲制限が必要である。本研究では掲載していないが、捕獲制限無し・捕獲可変シナリオについても冤罪捕獲が高い場合を想定したシミュレーションを行った。その結果、問題グマの存在により捕獲圧が高くなるため、非問題グマの捕獲数が高くなり、生態リスクが増加した。この結果から、捕獲制限は個体群の状態だけでなく、冤罪捕獲の状況から判断することが望ましいといえるだろう。

本研究では捕獲制限以外の結果からも捕獲の重要性が示唆された。捕獲数一定シナリオは捕獲率が現在の捕獲率（捕獲率一定シナリオ）よりも高い。なぜならば、現在の捕獲率では個体数が増加しない限り毎年 40 頭水準で捕獲できないからである。したがって、捕獲率の高い捕獲数一定シナリオでは電気柵を張らなくても人身被害、農業被害に対して有効

であった。ただし、マンパワーや技術などにより捕獲率を上げることができないのであれば、人身被害を顕著に減らすために、電気柵を張らなければならない。一方、捕獲率を上げるときに注意しなければならないのが冤罪捕獲である。現在の冤罪捕獲率を保つことができれば、大きな問題はないが、少しでも冤罪捕獲が増加すると、農業被害や人身被害が増加した（図 5.4.3, 5.5.3）。これは、捕獲数一定シナリオでは総捕獲数が決まっており、問題グマよりも非問題グマを捕獲してしまうことで、問題グマを減らすことができなかったからである。捕獲率とは異なり、冤罪捕獲率は人がコントロールできる管理パラメータとすることは難しく、また、冤罪捕獲率を把握することも難しい。したがって、捕獲に依存する施策ではなく、防除も同時に行う施策が重要なのである。冤罪捕獲率を把握することは難しいが、冤罪捕獲率の傾向を把握できれば管理方法の選択肢は広がるだろう。本研究では、捕獲従事者が問題グマと間違えて非問題グマを捕獲してしまうことを想定し、冤罪捕獲率を一個体あたりの問題グマと非問題グマの捕獲率の比として定義したが、これには、非問題グマと問題グマの出没の違いという意味も含まれる。すなわち、出没個体を無作為に捕獲しても、冤罪捕獲率は1ではない。どちらの要因（識別捕獲の失敗と出没率の違い）が冤罪捕獲に強く働くかは、クマを捕獲する位置と人間活動域の距離で決まると考えられる。たとえば、捕獲位置と畑などの距離が遠ければ、捕獲従事者の誤りが強く働いている可能性が高い。一方、捕獲位置が畑の近くであれば、冤罪捕獲は問題グマよりも非問題グマの「出没のしにくさ」が主な要因となってくるだろう。これは、各クマの個体数、捕獲位置と人間活動域の距離及び捕獲個体がどちらのタイプ（非問題グマ or 問題グマ）のクマだったのかをモニタリングすることができれば、冤罪捕獲の傾向がつかめる可能性を意味している。捕獲個体の胃内容物に農作物が含まれているかを調べれば、それが問題グマかどうかを判別できる。ただし、捕獲個体中の問題グマの割合を調べても、個体群全体の問題グマの割合がわからなければ、冤罪捕獲率はわからない。現在、各クマの個体数推定は北海道（2010）でも行われているが、捕獲位置と人間活動域の距離と捕獲個体のタイプについては十分にモニタリングできていない。管理を失敗させないために、管理の選択肢を広げるためにも、モニタリング体制を整える必要があるだろう。

本研究では農業誘因物に起因する問題グマ化について着目した。しかし、問題グマ化を引き起こす要因は他にもある。たとえば、知床では、人がクマに餌をあげることで、クマが人慣れをし、問題グマとなっている。このような、問題グマ化を引き起こす要因を一つ一つ取り除かなければ、人とヒグマの軋轢は減らない。今後は捕獲の手法よりも問題グマ化の未然防止に力を入れていくのが、軋轢減少の近道となるだろう。

5.5 Appendix—パラメータ推定—

個体群動態に関係する 6 つのパラメータ（環境収容力 K の対数値 k 、総捕獲率 δ に関するパラメータ β 、1987-1992 年の初期個体数指数 ξ に関するパラメータ θ 、冤罪捕獲率 F 、初期（1987-1992 年）の非問題グマの割合 N_0/N 、遭遇変心率 μ に関するパラメータ m ）を推定するために State-Space Model (SSM) を用いてベイズ推定と最尤推定を行った。SSM は過程誤差に加え、観測誤差を推定することができる。この過程で観測誤差として推定が必要となったと誤差分散 ζ_p 、 ζ_a も同時に推定した。

推定に用いるヒグマ雌成獣のデータとして、既存の研究で推定されている 1987-2009 年の推定個体数 $\hat{N}(t)$ 、2001-2004 年の推定問題グマ数 $\hat{N}_1(t)$ に加え、生データである 1987-2009 年の捕獲数 C_{data} 、2001-2005 年の問題グマと非問題グマの出没比 I_{data} （非問題グマ出没数/問題グマ出没数）を用いた（北海道 2010、図 5.7）。

本研究ではパラメータが多いため、パラメータ推定を 3 つの段階に分けた。第 1 段階は単純な個体群動態モデルから推定できる環境収容力 K の対数値 k 、総捕獲率 δ に関するパラメータ β 、1987-1992 年の初期個体数指数 ξ に関するパラメータ θ を推定した。次に、第 1 段階の結果を用いて、冤罪捕獲率 F 、初期（1987-1992 年）の非問題グマの割合 N_0/N を導出した。最後に、第 1-2 段階の結果を用いて、複雑なモデルから推定される遭遇変心率 μ に関するパラメータ m 、観測誤差の分散 ζ_p 、 ζ_a を推定した。どの段階においてもシミュレーション期間は 1993-2009 年の 17 年間とした。これは、 $t+1$ 年の加入が 6 年前の個体数の影響を受けるためである（式 5.1）。また、パラメータ推定では、堅果の豊凶の影響は考えない。

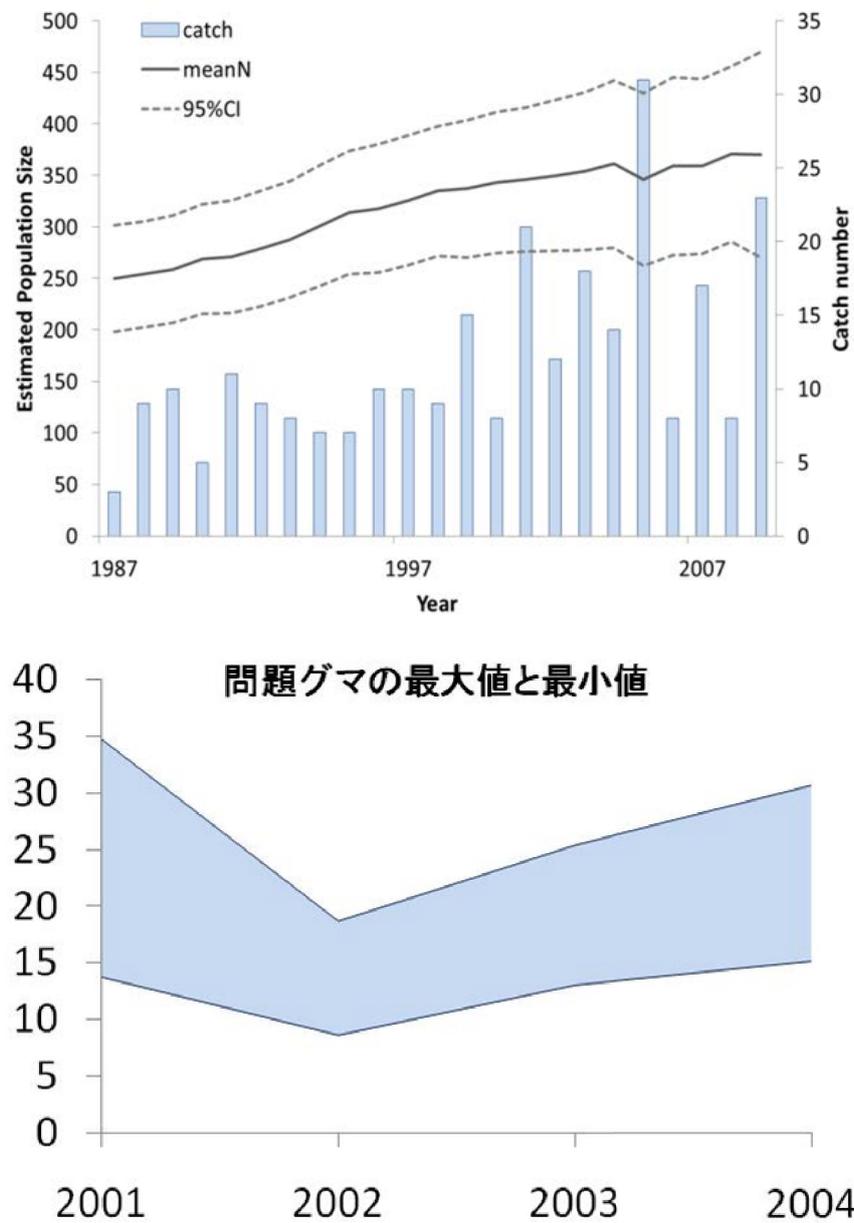


図 5.7 パラメータ推定で用いるデータ。上図：既存の研究における推定個体数および捕獲数、下図：既存の研究における問題グマ数の最大値と最小値

5.5.1 パラメータ推定(1)

第1段階として環境収容力 K の対数値 k 、総捕獲率 δ に関するパラメータ β 、1987-1992年の初期個体数指数 ξ に関するパラメータ θ をベイズ法を用いて推定した。プロセスモデルとして、(式 5.1) を総個体数 N を表す式に変換する。

$$N(t+1) = SN(t) + R * \exp[-\omega N(t-5)]N(t) - C(t), \quad (5.9)$$

ここで $C(t)(=C_{data}, t=1992, \dots, 2008)$ は総捕獲数を表す。環境収容力 K は $K = \exp(k)$ である。1987-1992年の初期個体数は初期個体数指数 ξ によって決まる。既存の個体数推定値 (図 5.7) の 95%信頼区間の下限値を $\hat{N}_l(t)$ 、上限値を $\hat{N}_u(t)$ とおくと、

$$N(t) = \hat{N}_l(t) + \xi(\hat{N}_u(t) - \hat{N}_l(t)) \quad (5.10)$$

このとき $\xi = 1/(1 + \exp[\varphi])$ であり、 $t=1987, \dots, 1992$ である。

観測モデルは捕獲数のデータ $C_{data}(t)(t=1992, \dots, 2008)$ を使い、総捕獲率を $\delta = 1/(1 + \exp[\beta])$ とおくと、

$$C_{data}(t) \sim B[N(t), \delta]$$

事前分布は全てのパラメータで正規分布に従うとした。

$$k \sim N((\log(500) + \log(2800))/2, 0.44)$$

$$\beta \sim N((\log(1/0.01-1) + \log(1/0.12-1))/2, 0.66)$$

$$\theta \sim N(\log(1/0.5-1), 1.12)$$

環境収容力の対数値 k の事前分布の範囲として、環境収容力 K の下限値が既存研究の 95%信頼区間 $\hat{N}_u(t)$ の最大値 (500) となるように設定した。また上限値についてはヒグマの生息密度が高い知床の密度 (密度 0.4 頭/km²、環境省 2003) を参考とした (2800)。総捕獲率のパラメータ β の事前分布の範囲は、総捕獲率 δ が既存の研究の 95%信頼区間と捕獲数データの比の最大値 $C_{data}(t)/\hat{N}_l(t)$ と最小値 $C_{data}(t)/\hat{N}_u(t)$ となるよう設定した。初期個体数指数 ξ に関するパラメータ θ は情報がないため、初期個体数指数 ξ が平均 0.5 をとるような広い分布とした。

以上の SSM からベイズ推定により環境収容力の対数値 k 、総捕獲率のパラメータ β 、初期個体数指数のパラメータ θ の推定を行った。サンプリングはマルコフ連鎖モンテカルロ法 (メトロポリス法) を用いて、100 万回のサンプリングを行い、そのうち 95 万回を burn-in とした。

5.5.2 パラメータ推定(2)

次に初期（1987-1992年）の非問題グマの割合 N_0/N と冤罪捕獲率 F の2パラメータを算出した。この2パラメータの算出には2001-2004年の問題グマ数 $\hat{N}_1(t)$ （図5.7）と第1段階の推定（5.5.1節）でパラメータと同時に推定された2001-2004年の総個体数の平均値を用いた。

2000年代は1990年代よりも問題個体が多いと考えられることから（Mano 2009）、初期の非問題グマの割合 N_0/N の推定には2001-2004年の推定問題グマ数の最小値 $\hat{N}_{1,\min}(t)$ を用いた（ $t=2001, \dots, 2004$ ）。

$$N_0/N = E \left[\frac{N(t) - \hat{N}_{1,\min}(t)}{N(t)} \right] = 0.96.$$

冤罪捕獲率についての情報はほとんどないが、北海道環境科学研究センター（未発表）が渡島半島地域で最も被害の多い八雲町において2003-2006年に捕獲されたクマの胃内容物を調査している。その結果、捕獲個体中の非問題グマと問題グマの割合は $C_0:C_1=1:1$ であることが示唆された。この情報を用いて冤罪捕獲率 F を推定する。ここで（式5.4）を用いて捕獲数の期待値を考えると、 $F = N_1/N_0 (C_0:C_1 = \gamma FN_0: \gamma N_1)$ となる。したがって、2001-2004年の問題グマ数 $\hat{N}_1(t)$ と2001-2004年の総個体数の平均値を用いると F は、

$$F = E \left[\frac{\hat{N}_1(t)}{N(t) - \hat{N}_1(t)} \right] = 0.04.$$

5.5.3 パラメータ推定(3)

最後に遭遇変心率 μ に関するパラメータ m と観測誤差の誤差分散 ζ_p, ζ_a を最尤推定した。推定に用いたデータは、捕獲数 C_{data} 、2001-2004年の推定問題グマ数 $\hat{N}_1(t)$ 、2001-2005年の問題グマと非問題グマの出没比 I_{data} を用いた（北海道 2010）。5.5.1節で推定したパラメータについて、環境収容力の対数値 k 、総捕獲率 δ に関するパラメータ β 、初期個体数指数 ξ に関するパラメータ θ は事後分布を用いた。

SSMのプロセスモデルは（式5.1、5.3-5.6）を用いた。ただし（式5.3、5.4）については、豊凶の影響を考えない $A(t)=0$ 。変心率はすでに実施した電気柵事業により、パラメータ推定の期間中に $h(t)$ が変化する。

$$M(t) = 1 - \exp(-\mu h(t)), \quad (5.6)$$

$$\mu = 1/(1 + \exp[m]),$$

$$h(t) = 1 - \frac{\sum_{\tau} f_{1,\tau}}{\alpha},$$

ここで t 年の未防除農地の割合 $h(t)$ における総農地数 α は、2010 年の渡島半島地域の販売農家数を用いた (表 5.2)。渡島半島地域では 2000-2004 年の 5 年間にヒグマ用電気柵設置モデル事業を実施し、約 30km の電気柵を設置した。年間 6km の電気柵を設置したとし、表 5.2 を用いて、1 年当たりの防除農家数を算出すると 1 年当たり 8 農家に電気柵を設置したことになる。このことから t 年に防除した農地数は

$$f_{1,t} = \begin{cases} 8 & t = 2000, \dots, 2004 \\ 0 & t \neq 2000, \dots, 2004 \end{cases}$$

とする。

観測モデルは 2001-2004 年の推定問題グマ数 $\hat{N}_1(t)$ 、2001-2005 年の問題グマと非問題グマの出没比 I_{data} (非問題グマ出没数/問題グマ出没数) を用いた。

$$\begin{aligned} \log(\hat{N}_{1,mean}(t)) &\sim N(\log N_1(t) - 0.5\sigma_p^2, \sigma_p^2), \\ \log(I_{data}(t)) &\sim N(\log(FN_0(t)/N_1(t)) - 0.5\sigma_a^2, \sigma_a^2) \end{aligned} \quad (5.11)$$

観測モデル (式 5.11) には、対数変換過程で生じるずれを補正するために $-0.5\zeta_p^2$ 、 $-0.5\zeta_a^2$ を期待値に加えた。推定問題グマ数は最大値 $\hat{N}_{1,max}(t)$ と最小値 $\hat{N}_{1,min}(t)$ のデータであるため、平均値 $\hat{N}_{1,mean}(t) = [\hat{N}_{1,max}(t) + \hat{N}_{1,min}(t)]/2$ を用いた。出没比についてはヒグマの捕獲形態から仮定した。一般にヒグマの有害捕獲では出没個体を捕獲する。渡島半島のヒグマの捕獲数は狩猟よりも有害捕獲による捕獲の方が多く、7 割以上が有害捕獲である (北海道 2010)。このことから問題グマと非問題グマの出没数はそれぞれの捕獲数と比例すると考えられる。つまり、 $I_{data} \approx C_0/C_I = FN_0/N_I$ となる。

以上の SSM を用いて最尤推定を行った。その際、5.5.1 節で推定した環境収容力の対数値 k 、総捕獲率 δ に関するパラメータ β 、初期個体数指数 ξ に関するパラメータ θ については事後分布からパラメータ値のサンプリングを行った。初期 (1987-1992 年) の非問題グマの割合 N_0/N と冤罪捕獲率 F についてはそのまま用いた。パラメータが多いため、パラメータ値の組み合わせによって尤度が低くなる一方で、尤度の高いパラメータの組み合わせが複数存在する。そこで、尤度の高いパラメータセットをサンプリングした。ただし、以下の 4 つの条件を満たしていないパラメータセットは除外した。

- 1) 総個体数 $N \geq$ 総捕獲数 C_{data}
- 2) 非問題グマ個体数 $N_0 \geq$ 問題グマ個体数 N_I

3) $45 \geq$ 問題グマ個体数 N_t

4) 問題グマ個体数 $N_t(2001-2004) \geq$ 推定問題グマ数の最小値 $\hat{N}_{1,\min}(2001-2004)$

問題グマ数の制限（条件 3）について、北海道（2010）による問題グマ数推定の期間外（2000 年以前と 2004 年以降）の情報は特にないが、問題グマ数の上限値として生息適地から推定した値であれば適用できると考えた。雌の行動圏の広さは約 11km^2 であり（北海道環境科学研究センター2004）、 $3\text{km} \times 3\text{km}$ メッシュに相当する。あるメッシュ内に森林と農地が一定面積以上存在するメッシュは問題個体にとって生息適地であるという仮定をおくと、渡島半島地域全体から抽出した生息適地メッシュ数が問題個体の最大値と考えられる。この生息適地メッシュを ArcGIS を用いて抽出し、雌成獣換算した値（45 頭）を最大値とした。

5.5.4 パラメータ推定結果

個体群動態に関係する 6 つのパラメータ（環境収容力の対数値 k 、総捕獲率 δ に関するパラメータ β 、初期個体数指数 ξ に関するパラメータ θ 、冤罪捕獲率 F 、初期の非問題グマの割合 N_0/N 、遭遇変心率 μ に関するパラメータ m ）と観測誤差の分散 ζ_p^2 、 ζ_a^2 の計 8 パラメータを 3 つの段階に分けて推定した（表 5.5）。このパラメータを用いて 1992-2009 年の総個体数 $N(t)$ と既存の研究の推定個体数 $\hat{N}(t)$ を比較すると、本研究の個体数の方が増加した（図 5.8）。データと推定値を比較すると、捕獲数はデータの増加というトレンドを再現できた（図 5.9）。問題グマ数については、95%信頼区間が制限範囲内（条件 3 - 4）に収まっていた。総個体数と問題グマ数の捕獲を含んだ増加率は、それぞれ 1.05 と 1.06 となり、問題グマ数の増加率の方が高い。捕獲数の増加率は 1.05 となり、総個体数の増加率と変わらなかった。Mano(2009)は近年、問題グマの割合が増加していると指摘しており、本研究でも同様の結果となった。

表 5.5 パラメータ推定の結果

パラメータ	mean	SD
k	7.344	0.233
β	3.569	0.113
θ	-0.325	1.023
F	0.04	
N_0/N	0.96	
m	4.268	0.132
ζ_p^2	1.091	0.005
ζ_a^2	1.0209	0.008

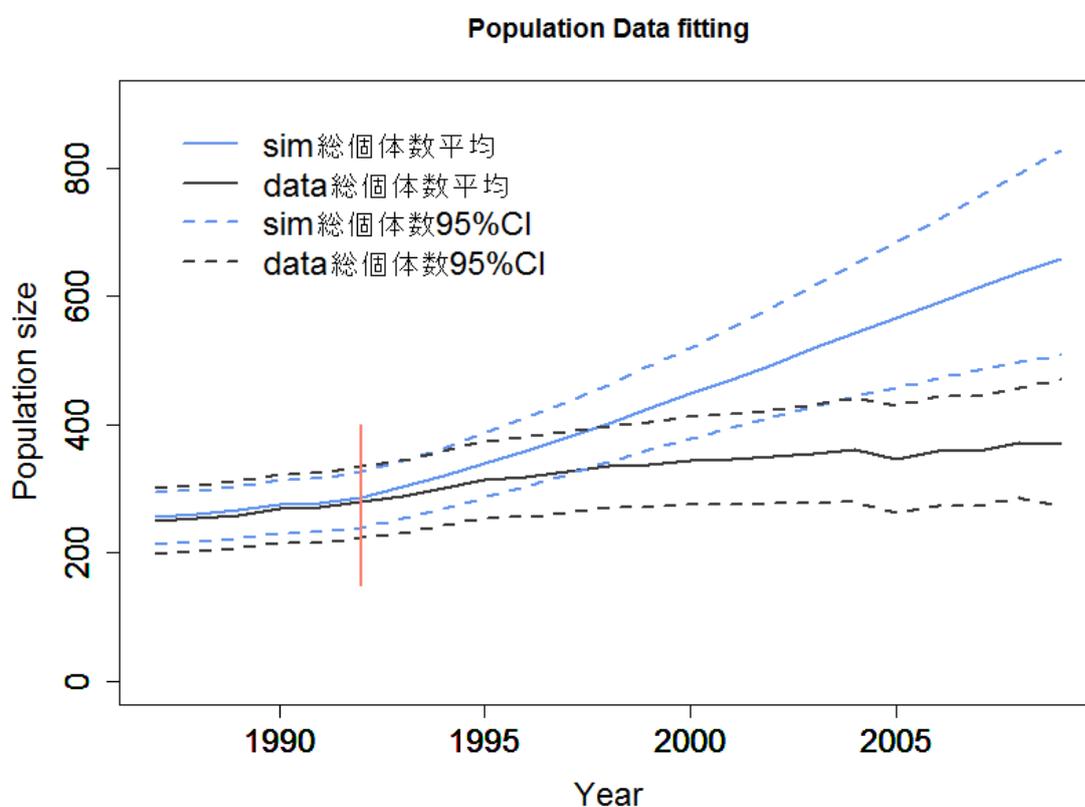


図 5.8 個体数推定結果。

sim は本研究による推定結果、data は推定で用いた既存研究の推定値。赤の垂直線は推定開始年の 1993 年を表す。

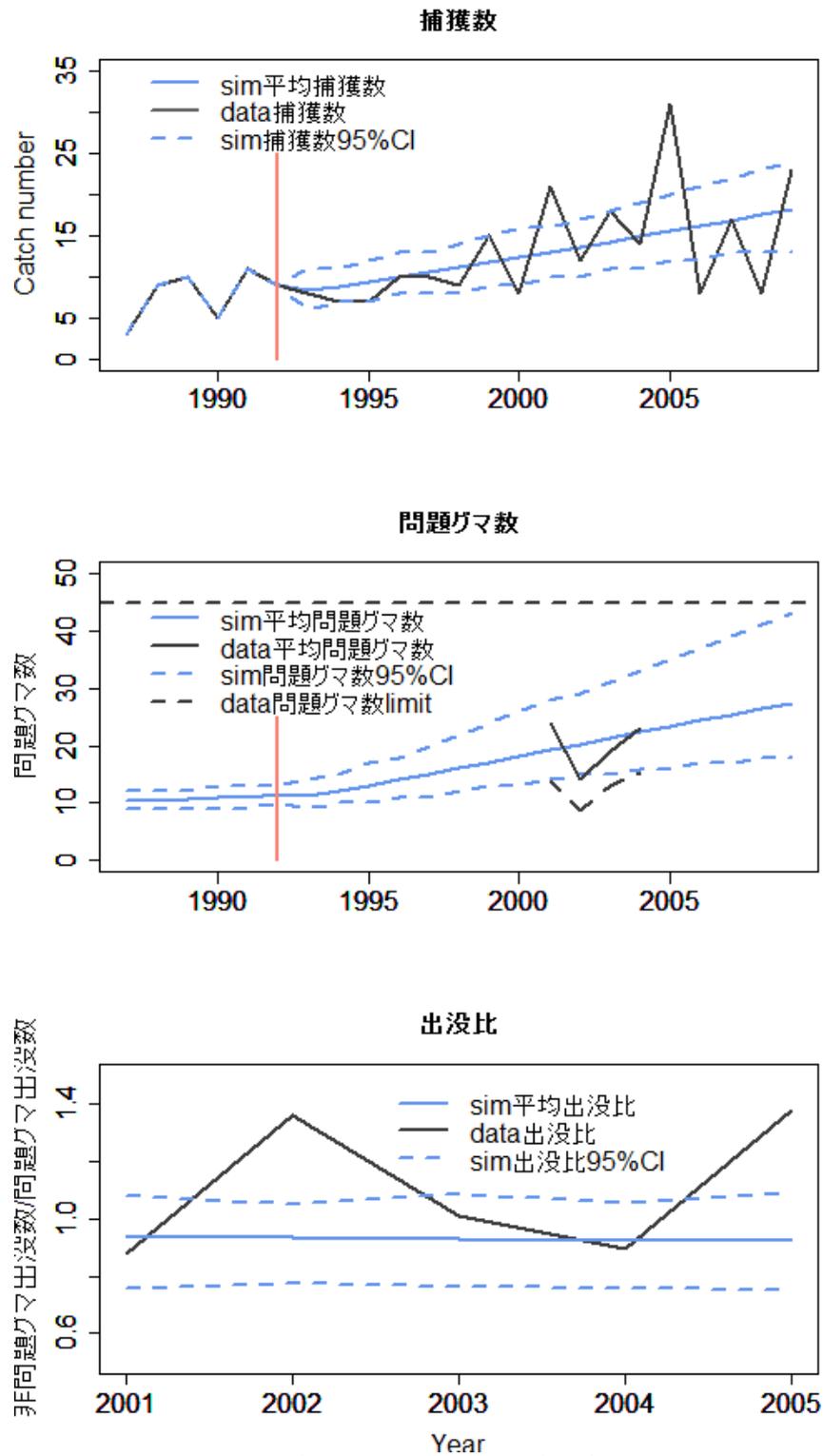


図 5.9 データフィッティングの結果。

sim は本研究による推定結果、data は推定で用いた捕獲数、出没比及び既存研究の推定問題グマ数である。赤の垂直線は推定開始年の 1993 年を表す。

5.6 引用文献

- Eberhardt, L.L. (2002) A paradigm for population analysis of long-lived vertebrates. *Ecology* 83(10), 2841-2854
- 檜山北部農業振興協議会. 2010. スイートコーン.
<http://www.hiyama.pref.hokkaido.lg.jp/ss/nkc/gijyutu/koyomiH22/sweet01.pdf>.
 (2013年8月28日アクセス).
- 檜山北部農業振興協議会. 2010. ニンジン.
<http://www.hiyama.pref.hokkaido.lg.jp/ss/nkc/gijyutu/koyomiH22/ninjin01.pdf>
 (2013年8月28日アクセス).
- 北海道ヒグマ保護管理検討会. 2013. ヒグマ保護管理に係る市町村アンケート調査結果報告書.
- 北海道. 2010. 渡島半島地域ヒグマ保護管理計画 (第2期).
- 北海道. 2013. 北海道ヒグマ保護管理計画 (素案).
- 北海道檜山振興局. 2004. 渡島半島ヒグマ対策推進事業(渡島・檜山支庁)
<http://www.hiyama.pref.hokkaido.lg.jp/ts/tss/grp/05/outline1606.pdf> (2014/1/1
 アクセス)
- 北海道環境科学研究センター. 2004. 渡島半島地域ヒグマ対策推進事業調査研究報告書
 (1999~2003年度).
- Imada, M., T. Nakai, T. Nakamura, T. Mabuchi, Y. Takahashi. 1990. Acorn dispersal in natural stands of mizunara (*Quercus mongolica* var. *grosseserrata*) for twenty years. *Journal of the Japanese Forestry Society*. 72(5): 426-430.
- 板岡健之. 2007. VSL推定における背景の影響: 日本での実証的研究を基にした分析. 日本リスク研究会. 17(2): 39-45.
- 環境省自然環境局東北海道地区自然保護事務所. 2003. 国設知床鳥獣保護区マスタープラン.
- 叶芳和. 2004. 北海道ビート農業新時代—砂糖類情報.
http://sugar.alic.go.jp/japan/view/jv_0404b.htm. (2013年8月28日アクセス)
- 小平真佐夫, 葛西真輔, 増田泰, 山中正実, 中西将尚, 岡田秀明. 2013. 知床キムンカムイプロジェクト: GPSテレメトリー調査最終報告.
- 今博計, 間野勉. 2011. 渡島半島地域のブナ科種子の豊凶がヒグマの行動に与える影響. 平成20-22年度重点研究報告書ヒグマとの軋轢回避のための研究—ヒグマ出没ハザードマップ作成に関する研究—. 北海道立総合研究機構.

- Mano., T. and T. Tsubota. 2002. Reproductive characteristics of brown bears on the oshima peninsula, hokkaido, Japan. *Journal of Mammalogy*. 83(4):1026-1034.
- Mano, T. 2009. Causes and prevention of brown bear related conflict in the human habitat in Hokkaido. Oi, T., N. Ohnishi, T. Koizumi, I. Okochi (Eds.), *FFPRI Scientific Meeting Report 4 "Biology of Bear Intrusions"*, vol. 82 *Forestry and Forest Products Research Institute, Ibaraki, Japan*. pp.23-27.
- 長坂晶子, 釣賀一二三, 間野勉, 古家真由美, 鈴木透, 今博計, 寺田文子. 2011. 森町におけるヒグマ食害農地の立地条件とヒグマ出没ハザードマップの試作. 平成 20-22 年度重点研究報告書ヒグマとの軋轢回避のための研究—ヒグマ出没ハザードマップ作成に関する研究—. 北海道立総合研究機構.
- 内閣府. 2007. 交通事故の被害・損失の経済的分析に関する調査研究報告書.
- 農林水産省. 2013. 野生鳥獣による農作物被害の推移.
<http://www.maff.go.jp/j/press/seisan/saigai/pdf/130201-02.pdf>. (2014 /1/7 アクセス)
- 農畜産業振興機構. カボチャの需給動向.
<http://vegetable.alic.go.jp/yasaijoho/yasai/1307/yasai1.html>. (2013 年 8 月 28 日 アクセス).
- 農畜産業振興機構. メロンの需給動向.
<http://vegetable.alic.go.jp/yasaijoho/yasai/1208/yasai1.html> (2013 年 8 月 28 日 アクセス).
- Oka, T., S. Miura, T. Masaki, W. Suzuki, K. Osumi, S. Saitoh. 2004. Relationship between changes in beechnut production and asiatic black bears in northern Japan. *Journal of Wildlife Management*. 68(4):979-986.
- Ohta, U., M. Jusup, T. Mano, H. Tsuruga, H. Matsuda. 2012. Adaptive management of the brown bear population in Hokkaido, Japan. *Ecological Modelling*. 242:20-27
- 渡島総合振興局. 2004. 道南における水稻栽培の現状.
- Rogers, L. 1976. Effects of mast and berry crop failures on survival, growth, and reproductive success of black bears. *Transactions, Forty-First North American Wildlife and Natural Resources Conference*. 431-438.
- Sato., Yoshikazu and M. Endo. 2006. Relationship between crop use by brown bears and *Quercus crispula* acorn production in Furano, central Hokkaido, Japan. *Mammal Study*. 31 (2): 93-104.
- せたな町. 2012. せたな町鳥獣被害防止計画.

総務省統計局. 2007. 飼料作物累年統計.

<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?lid=000001075188>. (2013年11月8日アクセス)

総務省統計局. 2012a. 平成24年産市町村別データ.

<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?lid=000001106691>. (2013年8月23日アクセス)

総務省統計局. 2012b. 第1巻都道府県別統計書.

<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001036089&cycode=0>. (2013年8月16日アクセス)

釣賀一二三, 石田千昌. 2011. GPS装置を用いた農地周辺を利用するヒグマの行動追跡. 平成20-22年度重点研究報告書ヒグマとの軋轢回避のための研究—ヒグマ出没ハザードマップ作成に関する研究—. 北海道立総合研究機構.

吉田行郷. 2012. 国内産小麦の需要拡大に向けた今後の対応方向.

<http://www.maff.go.jp/primaff/meeting/kaisai/pdf/1106seika1sec.pdf>. (2013年8月28日アクセス)

第 6 章

総括

本論文では野生動物管理への数理モデルの活用の可能性を検証することを目的とし、管理を行う上で最初に行わなければならない指標の推定を行い（2・3 章）、次に具体的な管理施策の検討を行った（4・5 章）。本章では数理モデルの役割について考察しつつ、管理への応用に向けて議論する。

6.1 数理モデルアプローチの留意点

管理における数理モデルの役割の一つとして、推定対象の傾向の把握が挙げられる。推定の対象が個体数であれば、今年の個体数は減ったのか、増えたのか、あるいは変わらないのかということが明らかになれば、それに合わせて臨機応変に対応することで管理を行うことができる。しかし、データ解析を行う研究者の中には、状態の時間変化ではなく、信頼できる絶対値を推定することに力を注いでいる人は少なくない。しかし、自然についての不正確な知識から生じる不確実性は大きく分けて 5 つあり（測定、過程、モデル、推定、実行誤差、FAO 1995）、このようにさまざまな不確実性がある中で、正確な個体数の絶対値を推定することは大変難しい。一方で、モデルや推定方法を改良し、推定精度を上げることは重要である。不必要な不確実性を考慮したり、逆に考慮すべき不確実性を考慮していなければ、傾向の推定結果の信頼性が落ちる。モデル、パラメータ、データには、このような不確実性がそれぞれにあるため、管理に数理モデルを用いる際は、留意する必要がある。その例をいくつか以下に挙げる。

まずモデル構築においては、できるだけシンプルで頑健なモデルを用いるのが妥当である。一般に、生態系における現象は多くの要因が相互に関係しているため、複雑なモデルを構築しがちである。そのようなモデルは数学的な解析が難しく、モデルの一般的な挙動を把握することが困難であるだけでなく、結論自体が様々な条件を伴っており、利用価値のある情報を引き出すことが難しい（入江 2009）。本論文においても、特に 2、3 章では、より単純で一般的なモデルを用いて、推定を行った。

推定の際は、モデルの単純化だけでなく、モデルや仮定が妥当かどうかでも議論しなければならない。モデルや仮定の妥当性は、その後のモニタリング結果と比較して検証するか方法はない。たとえば、4章で提案した管理方法が有効かどうかは、その管理方法を実施し、それと同時に農業被害に関するデータ（被害額や被害件数）などを得ることで判断できる。継続的なモニタリングは、データ収集としての重要性だけでなく、実施している管理が管理目標に対して正しい方向に進んでいるかの確認ができ、次のアクションの指標となる。また、推定が合っていたかどうか、合っていなければ、どの仮定やモデルが間違っていたのかといった推定方法にフィードバックをするための役割を担っている。したがって、本論文で行った推定及び予測についても、今後の継続的なモニタリングによって、管理方法だけでなく推定方法も改善させていくことが重要である。現実には、継続的なモニタリングデータがなく、モデルや仮定の妥当性の検証ができないことの方が多い。その場合は、モデルや仮定における様々なシナリオを試験し、最も妥当な結果を判断するしかないだろう。数理モデルを用いる際の留意点は、上記以外にもあるだろう。だからこそ数理モデルを用いる場合は、解析者はモデルや仮定が間違っているという可能性を常に意識しなければならない。

6.2 実際の管理への応用に向けて

数理モデルの管理への活用については、モニタリングデータが欠如している場合、現実的な結果を得ることが難しいという課題がある。本論文では、全ての章においてパラメータ推定と同時に現在の個体数を推定してきた。2章を除き、それらは全て継続的なモニタリングデータに基づいている。ただし、モニタリングには費用がかからないわけではない。このようなモニタリングの費用も現実的な管理を考えるに当たっては考慮すべきかもしれない。本研究においては、新たな調査や追加の調査を行うのではなく、現行の制度（出猟カレンダーなど）や定期的に実施されている調査のデータを用いた。現行の調査から得ら

れる情報を十分に抽出することができれば、モニタリングに関する費用が、現在よりも大幅に高くなるということはないだろう。

本論文では、個体数推定以外の管理への数理モデルの活用法を 3-4 章で紹介した。現在、農業被害などの軋轢を引き起こす野生動物管理では、管理計画実施前にその管理を行ったときの将来予測を行っている事例は少ない。しかし、実施前の管理シナリオの目標達成率を予測することは、有限である管理予算を有効に用いる際には不可欠なことだと考える。たとえば、どのくらい事業が進んだ段階で事業の成果が明確に出るのかということ予測することができれば、明確な成果が出ないことを理由に成果が出始める前に有効な事業を止めてしまうことを防ぐことができるだろう。また、管理をしていく上での注意事項や課題も明確になる。さらに、管理目標には、軋轢を減らすための目標や他種への影響を軽減するための目標などが考えられ、ステークホルダーによってそれぞれの目標の重要性が異なる。数理モデルを活用すれば、それぞれの目標を達成するために最も効果的な予算の配分の仕方なども予測でき、ステークホルダーに様々な選択肢を提供することができる。

以上のように、数理モデルは完璧なものではないが、合意形成をするための有用なツールである。だからこそ、野生動物管理のフレームワークの中で、数理モデルを積極的に活用されることを期待したい。

6.3 引用文献

FAO. 1995. Reference points for fisheries management. FAO fisheries technical paper 347.

入江貴博. 2009. 最適生活史モデル：実証研究との協調によって可能となる理論的アプローチ. 数理解析研究所講究録. 1663: 90-95.