

階層ベイズ法によるクマ類生息個体数推定についての検討

山 上 俊 彦

要 約

階層ベイズ法は、複雑かつ不確実な体系をモデル化できることから近年、野生動物の生息個体数推定に用いられているところである。本論は階層ベイズ法を用いたクマ類生息個体数推定についての既存研究の内容について検討を行ったものである。その結果、捕獲数を生息密度の代理変数とした場合、循環変動と構造変動の識別や異常値の処理が困難であり、個体数が発散傾向を辿る可能性があること、捕獲数が個体数を決定するという因果関係の想定が過大推定につながる可能性が判明した。推定が精度の高いものとなるためには、モデルが依拠する理論の前提条件を満たすとともに、変数間の相互依存関係や因果関係を検証することが必要である。モデルの構築に際しては、環境変動や生息密度の上限等の外的要因や制約条件に対する野生動物の行動変化についての洞察が求められる。適切な個体数指標を開発した上で、動的な構造モデルを用いた変数間の整合性の検証やフィールド調査結果の活用等、他の調査との相互補完的活用が必要である。

キーワード：標識再捕獲法、捕獲率、自然増加率、因果関係、構造変動、構造モデル、安定状態

1. 序文

野生動物の生息個体数を正確にカウントすることは非常に困難であり、一定の仮定の下で推定せざるを得ない。生態学における個体数推定 (population estimation) は高度な統計学的手法をもってしても困難を伴う作業である。

久野 (1986, pp.1-2) は、個体数推定とはある生息場所にすむ特定の生物個体群の総個体数 (population size) 又は単位面接当たりの密度 (population density) を測定することであるとし、その際に全数調査 (complete census) は不可能であり、サンプル調査 (sample census) が必要であるが、推定値には誤差を伴うこと、この標本誤差についての情報を得ることで精度 (precision) が示され客観的推論が可能となるとしている。

個体数推定については、従前、古典的統計学（ネイマン（Neyman）・ピアソン（Pearson）理論）に基づいて行うことが主流であった。古典的統計学では客観的データを用いた推論、帰無仮説を用いた検定を行う。その厳密な姿勢は頻度主義とも呼ばれ、これまで統計学の主流であった。

しかしながら、古典的統計学を用いて野生動物の個体数という複雑かつ不確実な対象を客観的かつ厳密に推定することには限界があることも事実である。近年、大型哺乳類の生息個体数推定等の分野においても、事前確率（prior probability）を用いるベイズ統計学（Bayesian Statistics）が導入されている。特に、1階の事前確率におけるパラメータのさらに事前確率を用いる階層ベイズ法（Hierarchical Bayesian Method）による推定が行われる傾向がある。

階層ベイズ法では、モデルが裁量の幅を持って自由に設定できること、主観的確率を用いることができることという利点があるため、複雑かつ未知の状況に対応が可能であるとされている。

Clark（2005, p.2）は、生態学における階層ベイズ法の使用について、多様な源泉からの情報の活用、知られざる影響の取り込み、複雑な関係を描写する大量の潜在的な変数やパラメータについての推論を引き出すことが可能なモデル構造を提示できることを指摘する。Clark（2005, p.3-4）は、階層ベイズ法によるモデル構造は乱雑なデータから得られる複雑な問題に対応できること、直観的接近法が潜在的要素を取り扱うことの過程と重要性をより深く理解することにより有益であることを指摘し、生態学者が階層ベイズ法の使用になったとしている。

野生動物の個体数推定は政策的観点からも求められる。日本においては、鳥獣保護法の改正に伴い1999年に導入された特定鳥獣保護管理計画にとって個体数の把握は必須である¹。そのため、各都道府県において野生鳥獣の保護管理計画策定のために生息個体数の推定が試みられている²。

野生鳥獣保護管理の観点からは、生息個体数の経年変動の方向と程度を把握するためのトレンドも重要である³。階層ベイズ法による個体数推定は、経年変動を捉えることができるという利点があるために、野生鳥獣の保護管理計画策定の基礎資料を提供するに至っている。

政府関係機関が行った階層ベイズ法を用いた大型哺乳類の生息個体数推定としては、環境省自然環境局生物多様性センター（以下「生物多様性センター」）（2011）において、MCMC（Markov Chain-Monte Carlo：マルコフ連鎖モンテカルロ）法による階層ベイズ法を用いたツキノワグマ、ヒグマ等、大型哺乳類の全国個体数推定がなされている。地方レベルでは、「第3期 兵庫県ツキノワグマ保護管理計画」（2012年度～2017年度）において、MCMC法による階層ベイズ法を用いたツキノワグマの推定生息個体数が記載されている。

これらの階層ベイズ法による大型哺乳類の生息個体数推定、特にクマ類については、捕獲数の増加を反映して生息個体数が増加傾向にあるという結果となっている。生態学の専門家の見解は、生息個体数が増えることが捕獲数の増加につながると想定することが一般的なように見受けられる。

しかしながら、このような因果関係の捉え方については疑念が残る。クマ類は生息密度が低く、増加率が低いことが知られている⁴。10,000頭強と言われるツキノワグマを年間数千頭、あるいは2,000～3,000頭とされるヒグマを年間数百頭も捕獲すれば、生息個体数は減少、さらに

は絶滅への道を辿ることを危惧する国民が多数存在することは当然である⁵。クマ類は生態系の頂点に位置する哺乳類であり、クマ類の絶滅は生態系の崩壊のみならず森林の崩壊、国土の崩壊に結びつくものであることから、捕獲に憂慮の念が提出されている⁶。

2006年のツキノワグマの異常出没については、ブナ科堅果類の凶作でツキノワグマが冬眠前の餌を得るために移動する、森林伐採等や開発による広葉樹林の減少という山林の荒廃、農地の放棄や高齢化で人口が減少して人里がツキノワグマの領地となり、クマと人の距離が接近することが原因とされている⁷。また、地域住民の反応の変化、罾による捕獲技術の向上が大量の有害捕獲に影響しているとされる⁸。つまり、野生動物と人間の行動変化が両者の摩擦・軋轢を拡大させることで捕獲数が増えていると考えられる。

ベイズ統計学的要素を組み込んだ野生鳥獣の個体数推定が保護管理政策と結びつく可能性がある場合、学問的慎重さが要求されることは言うまでもない。個体数指標の不確実性が拡大すると、野生鳥獣保護管理の失敗の危険性も増大する⁹。

野生鳥獣の保護管理計画の是非や法改正の問題点についての議論は別途、行うものとして*、本論では、MCMC法による階層ベイズ法を用いた野生動物生息個体数、特にクマ類の生息個体数の推定結果について検討を加えるものとする。検討対象は、生物多様性センター（2011）と、「第3期 兵庫県ツキノワグマ保護管理計画」に記載された生息個体数推定値の基礎資料となる兵庫県森林動物研究センターの研究員である坂田、岸本、関（2011）（2012）の一連の研究である¹⁰。これら諸研究は中央、地方政府の支援を受けたものであり、今後の環境政策決定に大きな影響を与えられとされる。2でベイズ統計学の簡単な説明、3で個体数推定と代表的モデルの基本的考えと構造の説明、4で環境省によるモデルの概要と検討、5で兵庫県によるモデルの概要と検討、6で兵庫県におけるツキノワグマ生息個体数の再検証、7で今後の課題についてまとめる¹¹。

2. ベイズ統計学の基本的考え

ここではベイズ統計学についての簡単な解説を行う¹²。ベイズ統計学は18世紀に英国のベイズ（Bayes）が主観的推測に客観的データを加えて修正された推測を求める試みを起源とする。これは結果から原因を求める試みであり、過程を逆に辿って確率を求める逆確率の推定である¹³。

その後、古典的統計学の発展につれて、ベイズ統計学は、主観的確率（subjective probability）を用いることへの頻度主義者からの批判、逆確率の計算過程が複雑であること等の理由から20世紀中盤までは忘れられた存在であった¹⁴。

ところが、ベイズ統計学は形のあいまいな分析対象や複雑な関係を取り扱うことができるため、20世紀後半以降、再評価されるに至っている。特に統計物理学の分野では様々な手法が開発されてきたところであり、経済学の分野においても1960年代以降、ベイズ統計学を取り込む計量経済学の手法が開発されており、その後の計算技術の進歩がこれらの流れを加速化している¹⁵。

このような動きは生態学の分野でも顕著に見られるものである。

ベイズ統計学では、事前確率（事前情報）に客観的データを用いて修正を加えることで、事後確率（posterior probability）を求めるベイズの定理（Bayes' Theorem）を用いる。

ベイズの定理は条件付き確率（conditional probability）の定義式を操作することで得られる¹⁶。条件付確率とは B のとき A が起きる確率であり次式で示される。

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \dots\dots (2-1)$$

標本空間 Ω の可測事象を $E (= \cup_{i=1}^{\infty} E_i)$ 、任意の事象を F と置き、(2-1) の A, B に代入して計算を繰り返すとベイズの定理が導かれる。

$$P(E_i|F) = \frac{P(E_i) \cdot P(F|E_i)}{\sum_{j=1}^{\infty} P(E_j) \cdot P(F|E_j)} \dots\dots (2-2)$$

θ ：パラメータ（原因）、y：データ（結果）とすると、ベイズの定理（2-2）は次式のように書き換えることができる。

$$P(\theta_i|y) = \frac{\pi(\theta_i)f(y|\theta_i)}{\sum \pi(\theta_j)f(y|\theta_j)} \dots\dots (2-3)$$

θ が連続的に動く場合、 Θ を $\pi(\theta)f(y|\theta)$ 全体の集合とすると次式のように表現できる。

$$P(\theta|y) = \frac{\pi(\theta)f(y|\theta)}{\int_{\Theta} \pi(\theta)f(y|\theta)d\theta} \dots\dots (2-4)$$

ここで $P(\theta|y)$ ：事象 y が起きた後の事象 θ の生じる確率（事後確率）、 $f(y|\theta)$ ：尤度、 $\pi(\theta)$ ：事前確率である。(2-3)、(2-4) の分母にはパラメータ θ が含まれないため、定数となることから次式のように書き換えることができる。

$$P(\theta|y) \propto f(y|\theta)\pi(\theta) \dots\dots (2-5)$$

ここで、 \propto は比例関係にあることを意味している。

(2-5) から、ベイズ統計学では、事象 θ を原因、データ y を得られた結果と考え、結果に対する原因の確率 $P(\theta|y)$ を求めていることになる。つまり、事前確率として主観的確率を持ちこんだとしても、客観的データから得られた尤度からの情報で事前確率は修正されてより精度の高い事後確率が導出されることになる。

未知母数に事前分布を設定して議論を進めるのがベイズ統計学、事前分布を設定しないのが古典的統計学である。従って、ベイズ統計学ではデータは所与、パラメータは確率変数、古典的統計学ではデータを確率変数とみなし、パラメータは真の値があると想定する。

ベイズの定理は数学的には正しく、事前確率が既知の場合には問題は発生しないが、殆どの統計的推定に際しては、事前確率は未知である¹⁷。事前確率の設定が適切であれば、パラメータ推定の精度は向上することとなる。

ベイズ統計学を精緻化した手法として、階層ベイズ法がある。階層ベイズ法とは、事前確率にバラつきが大きい場合、事前確率の分散 σ^2 の事前分布である超事前分布を想定するものであり、

事前分布 - 超事前分布という階層構造でパラメータの間の関係が記述される。

階層ベイズ法においては、 σ の事前分布を $h(\sigma)$ とすると (2-5) は次のように書き換えられる¹⁸。

$$P(\theta, \sigma | y) \propto f(y | \theta) \pi(\theta, \sigma) h(\sigma) \cdots \cdots (2-6)$$

階層ベイズ法では、共役事前分布 (conjugate prior distribution)¹⁹ が存在しない場合、周辺事後分布を求めるためには、複雑な多重積分の計算が必要とされており、特にモデルが複雑になると、パラメータの個数が増加して多重積分の次元が高くなる²⁰。

しかし、シミュレーションにより解の近似値を求める MCMC 法が開発され、PC で利用可能となったため、階層ベイズ法を用いた推定は近年急速に普及することとなった²¹。MCMC 法は必要な分布から必要な標本を抽出して期待値に近似するために標本平均を求めるモンテカルロ積分を行う際に、標本抽出をマルコフ連鎖に従って行うものである²²。計算過程においては、パラメータに任意の初期値を与えて、他のパラメータを固定した場合の条件付き事後分布からパラメータの値を順にサンプリング²³し、これを収束するまで繰り返す²⁴。

MCMC 法の収束判定としては、Geweke 検定²⁵がある。これはギブス・サンプラーを用いる場合に、標本系列を前半と後半に分割して、関心のあるパラメータの関数の期待値が同一か否かを検定することで事後分布への収束判定を行うものである²⁶。この検定は、事後分布の形状そのものを推定するために、収束の判断においては小域的極大値を最適解と捉えることが少ない²⁷。

MCMC 法を用いた階層ベイズ法の生態学への適用は避けることができないが、推定には十分な注意が必要である。ベイズ統計学の研究者は²⁸、MCMC は数値計算手法であり、注意深くモデリングする必要性があるとともに、結果の安定に代わりうるものではないこと、他の手法が利用可能ならば比較的高価な方法となること、使用する場合は研究者が最終的な責任を持つこと、当てはめをよくする技術を統計科学に優先させてモデルを理解せずに安易に適当にモデルを当てはめることで問題の多い特定の偏りを持った事後分布に陥ることがあることに注意すること、という極めて重要な指摘をしている²⁹。これらの指摘は、MCMC の収束判定が正しくなされても、それ自体はモデルの有効性や正当性を保証するものではないことを意味する。

3. 個体数推定の基礎となる考えについて

ここでは、階層ベイズ法による個体数推定を検討するために必要な理論的基礎である「標識再捕獲法 (marking and recapture method)」³⁰の概要を述べるとともに、近年開発され、その後の野生動物の個体数推定に大きな影響を与えたと考えられる「捕獲に基づく推定」(Harvest-Based Estimation) の概略を紹介する。

3.1. 基本的考え方

野生動物の個体数推定の基本的な考え方は、カウントされた生息数を係数で割り戻して総個体数の推定値を求めることである。C：観察あるいは捕獲数、N：総個体数、 α ：全地域に占める

小地域の比率、 β ：観察あるいは捕獲率とすると次式が成立する³¹。

$$\hat{N} = \frac{C}{\alpha\beta} \dots\dots (3-1)$$

ここで α や β の値は一般的に知られておらず、サンプル調査結果を拡大・外挿することは容易ではない。個体数推定とは、 α と β をいかに推定するかの問題に帰着する。

Lancia et al. (1994, p.221) は、 β を捕獲率とした場合、捕獲可能性 (capture probability) が経年的に一定であれば、捕獲数 C は一時的変動も含んだ推論のための個体数指標であること、一定でない場合、 β の一時的変動は個体数と捕獲率の変動を反映しており、捕獲数 C は個体数指標として用いることはできないことを指摘している。つまり、 β が一定でない場合、個体数推定値には、捕獲可能性の経年変動を反映してバイアスが発生している³²。

Lancia et al. (1994, p.222) は、潜在的指数 β を推定するためには、補助的情報を収集しなければ困難であると指摘した上で、個体数指数と個体数が線形で切片が0の直線になるように β を推定する手法、天候等の外生的 (exogenous) 要因で β の値を補正する手法を紹介している。また、母集団に関連する間接的情報を得ることで β を推定する手法としては、サブサンプルにおける個体数指数と個体数の関係を求めて捕獲数を全体の個体数に拡大する2重サンプリング (double sampling) がある³³。さらに、Lancia et al. (1994, p.223) は、これまでの調査から狩猟等における捕獲率は時間と空間において一定ではないという実証結果が得られていること、狩猟等による捕獲数は一般的には個体数指標としては適切ではないとしている。

補助的情報が不足している場合、 β の推定値が定まらず、個体数推定値にバイアスが発生する。 β が過少 (過大) 推定されると個体数は過大 (過少) 推定される。解を特定するには、自然増加率³⁴や小地域での捕獲率等の情報をモデルの外部から投入する必要がある。

3.2. 標識再捕獲法について

本節においては、「標識再捕獲法」の概要について久野 (1986, pp.27-39), Lancia et al. (1994, pp.239-240, pp.244-246) 等に従って述べる³⁵。

標識再捕獲法の基本となる手法は、リンカーン・ペテルセン (Lincoln-Petersen) 法と呼ばれている非常に短期のモデルであり、再捕獲の回数は1回とする。前提条件として、

- ① 各個体は独立に標識の有無に関係なく等確率で捕獲されること、
- ② 調査期間中に個体群への新規加入 (出生・移入)、個体群からの消失 (死亡・移出) がないこと (閉鎖系かつ構成比率一定)、
- ③ 標識が失われないこと、

が挙げられる。①から、標識個体が全個体の中でランダムに散らばり、標識個体と非標識個体の間に行動の差異がないこと、個々の捕獲率に差が無いこと、つまり捕獲がランダムに実施されていることが要求される。②は加入あるいは消失いずれかがあれば調整すれば良い。調査は次の手順で行う。

- ① 調査地域から M 匹捕獲し、それらに標識をつけて調査地域に戻す。
- ② 再度の捕獲を行い、標識の有無を確認する。

ここで、 M ：標識個体数、 N ：総個体数、 n ：再捕獲において捕獲された個体数、 m ：再捕獲において捕獲された個体のうち標識個体数と置くと、標識個体数を再捕獲における標識個体比率で割り戻すことで総個体数が推定できる。

$$\hat{N} = \frac{Mn}{m} \dots\dots (3-2)$$

m が超幾何分布するとすれば、分散の推定値は次式で示される。

$$v(\hat{N}) = \frac{Mn(M-m)(n-m)}{m^3} \dots\dots (3-3)$$

標識再捕獲法は捕獲回数が3回以上の複数回になると修正を必要とする。代表的手法であるジョリー・セバー（Jolly-Seber）法は次のとおりであり、現存個体の情報に加えて加入・消失情報を得ることができる。

全部で T 回再捕獲調査を行い、調査時点を $i(=1,2,\dots,T)$ とする。時点 i における標識個体数を M_i とし、式 (3-2) での N , n , m を時点 i の値に置き換える。さらに、時点 i の生存個体が時点 $i+1$ において個体群に残存する確率である生存率を ϕ_i 、時点 i から時点 $i+1$ にかけて個体群に加入する個体数を B_i とする。加入率や消失率は一定とは限らない。また出戻りはないと仮定する。 n_i のうち放逐した個体数を S_i とすると次式が導かれる。

$$\hat{N}_i = \frac{\hat{M}_i n_i}{m_i} (i=2,\dots,T-1) \dots\dots (3-4)$$

$$\hat{\phi}_i = \frac{\hat{M}_{i+1}}{M_i - m_i + S_i} (i=1,2,\dots,T-1) \dots\dots (3-5)$$

$$B_i = \hat{N}_{i+1} - \hat{\phi}_i (\hat{N}_i - n_i + S_i) (i=2,\dots,T-2) \dots\dots (3-6)$$

ここで (3-6) の $\hat{\phi}_i (\hat{N}_i - n_i + S_i)$ は、時点 i において生存した個体の時点 $i+1$ における期待個体数である。時点 i において生存した標識個体のうち時点 i で捕獲されず時点 $i+1$ 以降に捕獲された個体数を z_i 、時点 i において放逐された個体 s_i のうち時点 $i+1$ 以降に捕獲された個体数を w_i とすると \hat{M}_i について次式が成立する。

$$\hat{M}_i = \frac{z_i S_i}{w_i} + m_i \dots\dots (3-7)$$

(3-4) から複数回再捕獲の場合、(3-2) の1回での標識個体数を、推定時の標識個体数に置き換えれば生息個体数を計算できることになる。(3-6) は個体群の外部との加入・消失を示しており、時点 $i+1$ において生存する個体数から時点 i から時点 $i+1$ にかけて生息した個体数を控除したものである。(3-7) は時点 i での標識個体が以降に捕獲される可能性と新規標識個体が以降に捕獲される可能性が等しいことに着目したものである。

捕獲率の推定値 $\hat{\beta}$ については、次式が成立している。

$$\hat{\beta}_i = \frac{m_i}{M_i} = \frac{n_i}{N_i} \dots\dots (3-8)$$

過去に捕獲されていると、罠にかかりやすい罠選好 (trap happy) 個体とかかりにくい罠臆病 (trap shy) 個体に反応が分かれる場合、捕獲可能性に差異がある異質性 (heterogeneity) が発生し、個体数推定値にバイアスが発生する³⁶。

次にリンカーン・ペテルセン法の統計学的解釈を赤嶺 (2001, pp.13-14) に従って述べる。

古典的統計学では、(3-2) で点推定は求められる。区間推定を行う場合には確率モデルを用いる。M と N が十分大きい場合には標識率 $p = \frac{M}{N}$ は一定なので、m は 2 項分布に従う。

$$B_i(m, n, p) = \binom{n}{m} p^m (1-p)^{n-m} \dots\dots (3-9)$$

ここで $\binom{n}{m} = \frac{n!}{m!(n-m)!}$ である。p の特定の値 (p_0 : 帰無仮説) が信頼区間に含まれる確率変数 m の区間を推定する。これに対してベイズ統計学では、p の確率区間を直接計算して求める。p の確率の総和は、 $\int_0^1 B_i(m, n, p) dp = \frac{1}{n+1}$ と求められる。p の事前分布として一様分布 $\text{PriorP}(p) = 1$ を想定すると、p の事後分布は次式で与えられる。

$$\text{PostP}(p) = (n+1) B_i(m, n, p) \dots\dots (3-10)$$

ここから p についての区間が直接求められる³⁷。

赤嶺 (2001, p.15) は、ベイズ統計学は有効であるが伝統的統計学の手法よりも優れているとは言えないこと、伝統的統計学を適用しにくい複雑な事例では、ベイズ統計学の方が有効となる可能性もあること、最近流行のベイズ統計学の手法は「屋上屋を架す」印象を受けるので、伝統的統計学との比較や数値実験を十分に行った上で用いるべきであることを指摘している。

3.3. 「捕獲に基づく推定」の概要

「捕獲に基づく推定」は、Matsuda et al. (2002) により北海道東部地区のシカ生息個体数を推定するために開発され、Yamamura et al. (2008) により密度指標の観測誤差を修正するために階層ベイズ法を組み込んだ北海道東部及び西武地区のシカ生息個体数を推定するためのモデルへと発展されたものである。いずれも北海道における「エゾシカ保護管理計画」の策定に資することを念頭においた研究である。

「捕獲に基づくモデル」の概要は Matsuda et al. (2002, pp1162-1166) に従うと次のようになる。

個体数の増減動向を把握するために、基準年 (1993 年) に対する相対的個体数規模指数を、照射灯観測 (spotlight census) 等を基に算出する³⁸。個体数の絶対値を把握するために、基準年を起点とする個体数変化の動態を描写する段階構造モデル (stage structured model for population dynamics with past and future harvest) を構築する。段階構造モデルではシカを 2 世代に分割し、それぞれをさらに雌雄に分割し、自然増加率³⁹と生存率に従って個体数が増減する一方で、狩猟と有害駆除で個体数が減少する個体数の増減過程を示している。自然増加率や生存率等は過去の調査や経験から得られた値を外部から与える。段階構造モデルでは狩猟・有害

駆除数の増減に対する個体数指数の反応を検証して個体数が求められる。基準年の個体数推定値の信頼性は、段階構造モデルで求めた個体数指数の理論値と観察値の差が有意であるか否か χ^2 検定を行うことで検証される。さらにパラメータの値と基準年個体数が無作為に選択されるシミュレーションを行い、変数間の整合性の図れる信頼性の高い個体数を推定する。

Matsuda et al. (2002, p.1168) は、「捕獲に基づく推定」は、相対的個体数規模指数の傾向、自然増加率、捕獲された個体数の情報を必要とすること、個体数の動態は、自然増加率、絶対的個体数規模、捕獲された雌の数に依存すること、絶対的個体数推定の誤差は、個体数管理の失敗につながることで、個体数指数は捕獲数と直接関連していないので段階構造モデルを用いて両者を統合していることを指摘している。また、Matsuda et al. (2002, p.1169) は、個体数の不確実性の規模は自然増加率と実際の増加率の不確実性に依存することを指摘している。

Yamamura et al. (2008, pp.133-140) による「捕獲に基づくモデル」の概要は次のとおりである。

相対的個体数規模指標については、一般化線形混合モデル (generalized linear mixed model: GLMM)³⁹ で再推定することで、天候要因による観測値の誤差を除去する。次に、指標の推定値と段階構造モデルから導かれた (真の) 指標との乖離を修正するために、モデルを状態・空間モデル (state-space model)⁴⁰ として再構成する。状態・空間モデルは、段階構造モデルを指す状態方程式 (state equation) と、推定された指標と真の指標の関係を描写する観察方程式 (observation equation) から成立する。ここで個体数指標の推定値は最尤推定法を用いた場合、真の個体数の条件付き確率として表わされる。推定式が複雑で通常の推定法を用いることが不可能であることから、基準年の生息数と標準偏差、さらにその後の生息数を、MCMC を用いた階層ベイズ法により推定する⁴¹。

Matsuda et al. (2002, p.1167), Yamamura et al. (2008, p.139) では、1993 年のシカ生息個体数推定値とその後の動向が示されている。両者は、個体数指標から直接、個体数を推定するのではなく、段階構造モデルと併用することで数値の整合性の検証を行う慎重な推定となっている。その結果、個体数推定値は説得力の高いものとなっている。

第 3 節の議論のまとめとして、モデルによる生息個体数推定の留意点を掲げておく。第 1 は、モデルが依拠する理論の前提を確認することである。前提条件が満たされていない場合、推定生息個体数は偏りを持つことになる。

Seber (1982, p.1) は、個体数は制御できないものであり、統計モデルは根底にある仮定に依存しているため注意深く扱う必要があること、仮定は検証することが困難であり、仮定から離れると統計モデルは大きな影響を受けることを指摘している。また、Seber (1986, p.267) は、シミュレーション等の統計技術と関連したコンピュータの利用可能性が拡大することで、様々な統計手法の頑健性の検証が可能となったこと、標準的推定手法が、その根底にある前提からの逸脱に対して非常に影響を受けやすいことが判明するに至ったことを指摘している。

第 2 は個体数の推移の安定性である。変数間の相互依存関係を明確に捉えていないことが推定

値の不確実性を増幅して、発散的傾向を示すことに至る。年齢別個体数が一定で推移する状況は定常的齢構成 (stationary age distribution) であり、年齢別出生率と死亡率が一定の状況で推移する状況は安定的齢構成 (stable age distribution) である⁴²。解の発散を防ぐためには、安定的状態 (stable state) に至るような装置をモデルに組み込むことが重要である⁴³。

なお、「捕獲に基づくモデル」は変数間の整合性と推定値の不確実性を検証しており、狩猟と有害駆除をもって安定的状態へと到達する過程を描写するモデルとなっている。共著者の1人である松田裕之 (1998) は、シカの個体数には非定常性と不確実性があり、狩猟と有害駆除によるフィードバック管理が必要であると捉えている。筆者は、野生鳥獣の生態の不確実性には同意するが、野生動物には内生的かつ自律的な安定性があり、人為的要因なしに変数間に整合性のとれた安定的状態に到達するモデルの構築は可能であると考えている。

4. 「環境省モデル」の検討

4.1. 「環境省モデル」の概要

生物多様性センター (2011) における MCMC 法による階層ベイズ法モデル (以下「環境省モデル」) は、3.3 で紹介した「捕獲に基づく推定」における密度指標と個体数の関連を基にして当該調査独自に開発されたモデルである⁴⁴。

生物多様性センター (2011, pp.46) は、「環境省モデル」の仕組みについて、密度指標と個体数は比例関係にあると想定し、密度指標増加率と自然増加率は捕獲数が少ない場合は次年度において一致し、捕獲数が多いと密度指標は次年度において低下することを念頭に置いており、密度指標は捕獲率 (捕獲数・個体数比) と自然増加率で決定されることとなるため、密度指標から個体数を逆算するものとしている。

「環境省モデル」によるクマ類の個体数推定の概要を生物多様性センター (2011, pp.45-54, pp.173-184) に従って説明する。

「環境省モデル」は、次項目から成立している。

① データに関するモデル (データ・モデル)

$$\text{密度指標の期待値 (t 年度)} = \text{個体数 (t 年度)} \times \text{密度指標の比例係数} \cdots \cdots (4-1)$$

② 背後にある明らかにしたい現象に関するモデル (プロセス・モデル)

$$\text{個体数 (初年度)} = \text{捕獲数 (初年度)} / \text{捕獲数・個体数比 (初年度)} / \text{自然増加率} \cdots \cdots (4-2)$$

$$\text{個体数 (t+1 年度)} = \text{個体数 (t 年度)} \times \text{自然増加率} - \text{捕獲数 (t 年度)} \cdots \cdots (4-3)$$

③ パラメータに関する事前情報 (事前分布)

推定するパラメータは、密度指標の比例係数、初年度捕獲数個体数比、自然増加率である。但し、密度指標の比例係数は一定、捕獲個体数を密度指標の代理変数としているために、密度指標の比例係数は捕獲率 (= 捕獲数・個体数比) となる。パラメータの事前分布については、自然増加率には専門家の合意を基に産子数等から事前分布を設定、密度指標の比例係数と初年度捕獲

図1 生息個体数推定値の推移（ツキノワグマ）

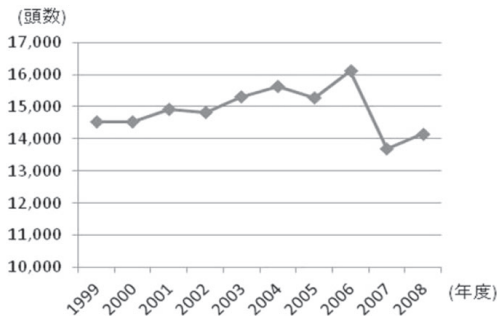
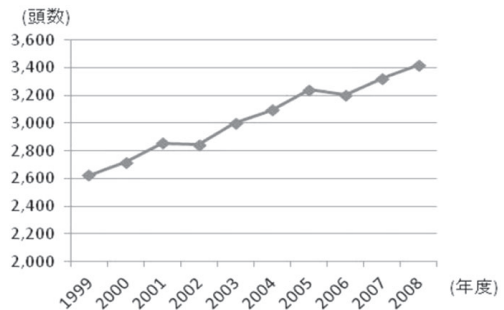


図2 生息個体数推定値の推移（ヒグマ）



資料：環境省自然環境局生物多様性センター（2011）

資料：環境省自然環境局生物多様性センター（2011）

数・個体数比は幅広い分布を設定されている⁴⁵。

推定に用いられたデータは、1999年～2008年度の全国におけるツキノワグマ捕獲数（狩猟＋許可捕獲数）と、北海道におけるヒグマ捕獲数（狩猟＋許可捕獲数）である。モデルの収束判定には、posterior autocorrelation, Gewekeの収束判定基準、有効サンプルサイズ等が用いられている。

推定においては、(4-1)から、捕獲数は平均値が生息個体数推定値×捕獲数・個体数比となる正規分布に従うと想定した確率式が想定され、分散の事前情報が与えられている。ベイズの定理である(2-6)を考えた場合、事前分布 $\pi(\theta, \sigma)h(\sigma)$ として自然増加率、初年度捕獲数・個体数比、捕獲率とその分散が与えられると、捕獲数は条件付き確率 $f(y|\theta)$ での y に相当するため、捕獲数の確率分布が計算できることになる⁴⁶。その結果、事後分布として捕獲数の条件付き確率である自然増加率、初年度捕獲数・個体数比、捕獲率が推定される⁴⁷。

初年度個体数は(4-2)から初年度の捕獲数の実績値に初年度捕獲数・個体数比から個体数を逆算して求められ、その後の個体数は(4-3)から自然増加率と捕獲数を用いて順次計算される。

推定結果は、ツキノワグマに関しては、生物多様性センター（2011, pp.49-51, pp.173-178）に、ヒグマに関しては、生物多様性センター（2011, pp.52-54, pp.179-184）に示されている。ツキノワグマについては、中央値⁴⁸で捕獲率12.2%、年間の自然増加率14.5%であり、個体数推定値の中央値をグラフ化したものは図1のとおりである。ヒグマについては、中央値で捕獲率11.4%、年間の自然増加率16.5%であり、個体数推定値の中央値をグラフ化したものは図2のとおりである。

生物多様性センター（2011, pp.47）は、「環境省モデル」による推定について、全国を1つの個体群として扱っており、都道府県別のデータをプールすることで個別の変動を緩和し、全体の傾向に関する推定値を安定させるという利点を指摘している。

つまり「環境省モデル」では、他の都府県と跨って生息するツキノワグマを重複計算するという恐れはなく、個体群の外部との加入・消失を考慮する必要がないと言える。ヒグマは北海道に生息地が限定されているので2重計算や加入・消失問題は発生しない。

生物多様性センター（2011, pp.7-8）では、各自治体のクマ類生息数結果を集計しており、北海道で2,700、全国で16,000頭程度となっている。個体数を捕獲率から導くことは解の不安定性につながるが、「環境省モデル」の初年度個体数推定値については、これら数値とほぼ同水準であることから、妥当な水準であると言える。

第2年度以降の生息個体数推定値は、自然増加率が捕獲による減少を上回ることによって増加したという結果となっている。図1は、近年、ツキノワグマの生息個体数が急増した結果、2006年の捕獲数の増加につながり、その後、個体数が大幅に減少したが回復基調にあるというシナリオを、図2は、近年、ヒグマの生息個体数が増加して捕獲数の増加につながっているシナリオを提供している。

しかしながら、「環境省モデル」の推定結果では、ツキノワグマとヒグマの自然増加率の推定値は、繁殖率が特に高いとされるシカと殆ど変わらない水準となっている⁴⁹。しかもヒグマの自然増加率はツキノワグマよりも2%ポイント程度高い数値となっている⁵⁰。このことは、推定値にバイアスが発生して変数相互間の整合性が図れていない可能性を示唆する。明治時代、江戸時代へと時間を辿ると殆どクマは日本に生息しなかったという結果となり、事実と整合的ではない。

4.2. クマ生息数の推定結果の解釈

「環境省モデル」では基本的に（3-1）式から個体数を求めている形となっている。捕獲数を生息密度の代理変数として用いて生息個体数を推定しており、生息密度と個体数の比例関係が一定であることを前提条件としている⁵¹。この前提条件の下では、生息地における生息密度は一様に等しいこと、つまり生息地域に個体はランダムに散らばっており、この状態が継続することが要求される。また、前提条件から、捕獲はランダムに実施されていること、捕獲率は一定であると想定されている。

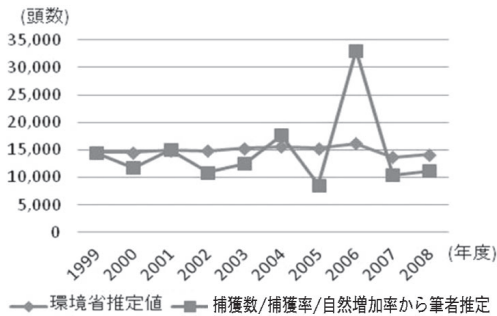
このような前提条件や想定が満たされているか否かを検証するためには、「環境省モデル」における変数間の整合性について確認する必要がある。

「環境省モデル」における生息個体数の推定値は（4-3）から求めるため、各年度の（捕獲数 / 捕獲率 / 自然増加率）から求めた推定値とは一致しない。両者を比較したものが図3と図4である。捕獲数は実績値、捕獲率と自然増加率は推定値の中央値を用いている。ここから、ツキノワグマ、ヒグマともに「環境省モデル」の推定値は、各年度の（捕獲数 / 捕獲率 / 自然増加率）から求めた値の起点を共有する傾向（トレンド）線となっていると言える。

（捕獲数 / 捕獲率 / 自然増加率）から求めた個体数推定値は、捕獲率を一定と想定しているので捕獲数の動きを反映している。この推定値は、クマ出没には循環変動があることを示している。但し、ツキノワグマについては2006年度に、ヒグマについては2001年度と2005年度に、通常の循環変動では説明ができない異常値を示している。

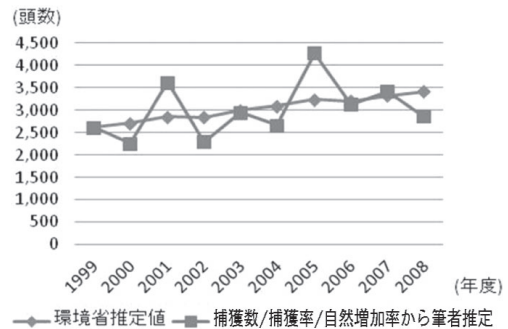
「環境省モデル」の個体数推定値は、捕獲数の循環変動や異常値による直接的影響を緩和したものとなっていると言える。但し、「環境省モデル」は、異常値の影響を受けて、自然増加率が

図3 推定結果の推移の比較（ツキノワグマ）



資料：環境省自然環境局生物多様性センター（2011）

図4 推定結果の推移の比較（ヒグマ）



資料：環境省自然環境局生物多様性センター（2011）

高めに推定されている可能性があることは否定できない。これは階層ベイズモデルでは循環変動とトレンドの変化としての構造変動の識別が困難であることに起因すると考えられる。

異常値が観察されることは、生息環境に構造的変動が発生してクマ類の行動が変化している可能性を示唆している⁵²。奥山の生息環境に異変が生じてクマ類の生息域が周辺部に移動する場合、密度指標は生息地において均等分布していないことになる。人里に出没したクマ類捕獲数の増加は、クマ類の行動変化を反映していることになり、必ずしも個体数の増加を意味しない⁵³。このことは、捕獲数の増加は野生動物と人間の摩擦の増加の結果であり、捕獲数を生息密度の代理変数として用いることには限界があることを意味する。

また、捕獲はランダムには行われているとは言えない。人間側に野生鳥獣「保護」思想よりも野生鳥獣「管理」思想が強まることで捕獲性向⁵⁴が高まることが想定できる。例えば、山林に無断で入ってクマ類と遭遇したことを持って有害駆除を行う、農林業保護の名の下に補殺を解決の唯一の手段とする等の傾向が強まると捕獲率は上昇することになる。人間の側が濫開発により従来のクマ類生息地域に侵入することでも、人間を基準とすると、人里への出没数や捕獲数が増加したことになる。捕獲技術の向上はこの傾向を加速化させる。捕獲数は無作為な変数ではなく外生的かつ人為的に操作できる制御可能な政策変数なのである。

このような状況においては、捕獲数と個体数の間の経年で一定の比例関係は保証されない。真の生息個体数に変動はない場合、あるいは減少している場合においても、捕獲率一定という前提を置くことで個体数の推定値は増加する結果となる可能性は排除できない。クマ類の捕獲はクマ生息地域の周辺部という縁辺地域で発生しているのであり、しかも捕獲がランダムに行われていない場合、(3-1)の α と β の値は不確定ということになる。捕獲率は後驗的（a posteriori）に一定であることが望ましいのであり、先驗的（a priori）に一定であると想定することはモデル推定を硬直化させる。

ここまでの議論を踏まえて「環境省モデル」の背後にある変数間の因果関係について検討する。ベイズ統計学は結果から原因を求めるものであり、原因と結果が比例する。「環境省モデル」は定義式から成立しており、定義式自体は因果関係を説明するものではないが、その背後に暗黙

の因果関係が描定されていると考えられる。

クマ類の生息個体数と捕獲数において想定される因果関係は次のとおりである。

- ① 個体数の増加→出沒数の増加→捕獲数の増加⇔人間の行動
- ② 個体群の周辺部への移動→出沒数の増加→捕獲数の増加⇔人間の行動

捕獲数を生息密度の代理変数とすること、捕獲数を条件とする条件付き確率を事後確率とすることは、因果関係①をモデルにおいて暗黙裡かつ先験的に想定していることになる。

モデルが依拠する理論の前提条件を満たしていない場合、因果関係②が成立している可能性がある。この状況において、捕獲率を一定、生息密度が一様分布と先験的に想定すると、捕獲数に比例して個体数の推定値が増加するという真実と乖離した結果が導きだされる可能性がある。

階層ベイズ法では経年的個体数推定が可能であるが、因果関係①を描定した場合、異常値とみなされる捕獲数が前後の推定個体数を押し上げるとともに自然増加率が高めに推定される可能性がある。この意味において個体数推定値と自然増加率は不確実性が高いと言える。その結果、個体数推定値は上方に発散する危険性を持つことになる⁵⁵。以上の議論は捕獲率以外の偏りの少ない生息密度指数を開発するとともに、構造モデルを併用した各変数間の相互依存関係、さらには因果関係の再検討が必要であることを示唆している。

5. 「兵庫県モデル」の検討

5.1. 「兵庫県モデル」の概要

兵庫県におけるツキノワグマ個体数については、兵庫県による1993年～1995年にかけての調査で水ノ山山系（鳥取県、岡山県と隣接）75～85頭、床ノ尾山系（京都府と隣接）3～7頭と推定されていた。「第2期 ツキノワグマ保護管理計画」（2007年度～2011年度）においては、標識個体数の累計値等から推定個体数は少なくとも171頭とされていた。しかしながら、「第3期 兵庫県ツキノワグマ保護管理計画」（2012年度～2017年度）においては、推定個体数は2011年時点で506頭と大幅に上方修正されている。

兵庫県においては、1994年から学術調査を含む捕獲と標識装着での放獣を行った実績があること、有害捕獲あるいは錯誤捕獲したツキノワグマを原則、放獣してきた実績があることから、捕獲、再捕獲に関するデータが整備されている。兵庫県が1996年にツキノワグマの禁猟、積極的な放獣等の野生動物保護と貴重なデータを長期に亘って揃えたことは評価すべきである⁵⁶。

「第3期 兵庫県ツキノワグマ保護管理計画」策定時において、当初は坂田他（2011）の推定値が採択予定であったが、推定結果に対する批判が関係者等からなされたため、坂田他（2012）の推定値が同保護管理計画に記載されたとされている⁵⁷。坂田他（2011）（2012）のモデルは「環境省モデル」を基本型として標識再捕獲法を考慮した構造となっており、MCMC法による階層ベイズ法によるものである（以下「兵庫県モデル」）。

ここでは「兵庫県モデル」の概要を、坂田他（2011, pp.27-31）（2012, pp.33-37）に従って説

明する。

- ① 「観測モデル」：データ・モデルとして，データと個体数の関係が示されている。

$$\text{出没情報件数 (t 年度)} = \frac{\text{出没情報件数} \cdot \text{個体数比}}{\text{個体数}} \cdots \cdots (5-1)$$

$$\text{捕獲数 (t 年度)} = \frac{\text{捕獲数} \cdot \text{個体数比}}{\text{個体数}} \cdots \cdots (5-2)$$

$$\text{再捕獲数} \cdot \text{初捕獲数比} = \frac{\text{標識個体数} \cdot (\text{個体数} - \text{標識個体数})}{\text{個体数}} \text{比}$$

又は

$$\text{再捕獲数} \sim \text{捕獲数と確率 (標識個体数} \cdot \text{個体数比) の 2 項分布} \cdots \cdots (5-3)$$

- ② 「個体群動態の過程モデル」：プロセス・モデルとして，経年の個体数変遷が示される。

$$\text{個体数 (t+1 年度)} = (\text{個体数 (t 年度)} - \text{人為的死亡数 (t 年度)}) \times \frac{\text{自然増加率}}{\text{生存率}} \cdots \cdots (5-4)$$

$$\begin{aligned} \text{標識個体数 (t+1 年度)} = & (\text{標識個体数 (t 年度)} + \text{新規標識放獣個体数 (t 年度)} - \\ & \text{人為的死亡標識個体数 (t 年度)}) \times \frac{\text{生存} \cdot \text{関与率}}{\text{生存率}} \cdots \cdots (5-5) \end{aligned}$$

推定するパラメータは，自然増加率，出没情報件数・個体数比，捕獲数・個体数比，生存・関与率（＝生存率）等である。これらパラメータに関する事前情報は，過去の関連調査結果等を基に設定しているが，情報が不足する場合には，分散を大きく設定している。坂田他（2011）では兵庫県が推定した 1994 年の生息個体数，坂田他（2012）では坂田他（2011）が推定した 2010 年の生息個体数数が事前情報として用いられている。

推定に用いられたデータは，坂田他（2011）では 1994～2010 年の 17 年間，坂田他（2012）では 2002～2011 年の 10 年間の兵庫県の捕獲関連数値である。モデルの収束判定には，Geweke の収束判定基準，有効サンプルサイズが用いられている。

「兵庫県モデル」は，捕獲率のみならず出没情報，標識再捕獲個体数も考慮する仕組みとなっている。(5-1) (5-2) は，標識再捕獲法の説明の (3-4) を操作することで求められる。また，捕獲率や自然増加率は基本的に一定と想定しているものの，ブナ科堅果類の豊凶による循環的要因を反映して毎年，変動するように調整されている。

「兵庫県モデル」では，データ・モデル (5-1) ～ (5-2) は確率式に変換されてパラメータの推定が行われていると考えられる。ベイズの定理である (2-6) を考えた場合，事前分布 $\pi(\theta, \alpha)$ $h(\alpha)$ として自然増加率，初出没情報件数・個体数比，捕獲数・個体数比，生存・関与率等とその分散が与えられると，捕獲数等は条件付き確率 $f(y|\theta)$ での y に相当するため，捕獲数等の確率分布が計算できることになる。その結果，基準年における生息個体数の推定値が捕獲数等から逆算され，(5-4) を用いて順次，次年以降の個体数の推定値が求められると考えられる。

坂田他（2012）では推定期間を短縮するとともに，過去に推定を遡るという通常とは逆の手順を用いている。また，自然増加率をスライドさせて推定する方法や移動平均の導入，豊凶指数の改良が試みられている。

使用したデータの一覧である坂田他（2011）p.28 の表 1 では，表中の個別数値を単純合計しても総数と一致しないことがある。この傾向は 1990 年代のデータで特に顕著である。これは，兵庫県では「ツキノワグマ保護管理計画」の策定以前の段階で，ツキノワグマの学術捕獲が実施

されてきたことで、学術捕獲を含むデータとそうでない捕獲データが存在すること、年に複数回捕獲されたクマ数を調整していることに起因している。

兵庫県のツキノワグマ捕獲関連公表データは、「第3期 兵庫県ツキノワグマ保護管理計画」p.16の表4に掲載されている⁵⁸。坂田他（2011）（2012）で使用されたデータとの突き合わせを行うと若干の相違は残る⁵⁹。特に2010年の再捕獲数は兵庫県資料では68頭、坂田他（2011）（2012）では35頭と乖離が大きい⁶⁰。これは重複捕獲と学術捕獲の取り扱いの相違に起因していると考えられる。

推定において用いられたデータにおいて、捕獲数は学術捕獲を含まない数値、再捕獲数と初捕獲数は学術捕獲を含む数値である。捕獲数については、学術捕獲は恣意性が高いため、除外していると考えられる。

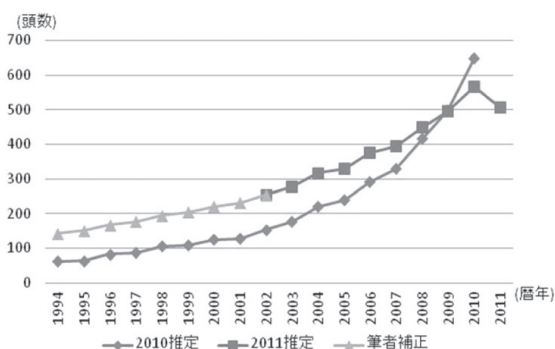
坂田他（2011）の表1における2003年以前と2004年以降のデータでは、捕獲関連の数値傾向に明確な断絶が見られる。2004年以降は、ツキノワグマの有害鳥獣としての捕獲が明確に増加している。これは、兵庫県において「ツキノワグマ保護管理計画」が2003年に開始されたことと密接に関連している可能性があると考えられる。なお、兵庫県においてはツキノワグマの大量出没があった2004、2006、2008、2010年に捕獲数が多かったことも影響していると考えられる。

このような事情により、坂田他（2011）と坂田他（2012）で使用されたデータの期間が異なることとなったと考えられる⁶¹。従って以下、坂田他（2011）での推定は「2010推定」、坂田他（2012）での推定は「2011推定」とする。

「2010推定」の結果は、坂田他（2011, pp.31-35）に記されており、推定個体数の中央値は、1994年は63頭、それが年間平均22.5%の自然増加率で増加し、2000年以降の個体数推定値の爆発的増加につながって2010年には649頭となっている。なお、捕獲率については、年平均10.7%、生存率は78.68%、出没情報比率（＝出没情報数／個体数）は1.567倍となっている。

「2011推定」の結果は、坂田他（2011, pp.38-42）に記されており、2002年は254頭、それが年間平均11.5%の自然増加率で増加し、2010年には567頭、2011年には506頭となっている。

図5 兵庫県におけるツキノワグマ生息数（推定値）の推移



資料：坂田他（2011）（2012）

なお、捕獲率については、年平均 10.4%、生存率は 90.04%、出没情報比率は 1.250 倍となっている。生存率が高くなっているのは再捕獲した個体からツキノワグマが従前に認識されていた以上に寿命が長かったことが確認されたことを反映しているとされる⁶²。

生息個体数の推定値の推移をグラフ化すると、図 5 のようになる。「2011 推定」の個体数推定値については、筆者が逆算により 1994 年にまで遡った外挿数値も参考として示している。これは、「第 3 期 兵庫県ツキノワグマ保護管理計画」における生息個体数推定値は坂田他（2012）の推定値を 1994 年にまで遡った形となっていることを考慮したためである。

「2010 推定」の推定値は、自然増加率が北海道のシカを上回るものであり、この数値を前提とすると、2011 年度以降、ツキノワグマ生息個体数は爆発的増加を遂げることになり、1993 年以前の兵庫県にはツキノワグマは殆ど生息しなかったか自然増加率を大きく上回る速度で狩猟が行われていたことになる。「2011 推定」は、「2010 推定」の自然増加率が下方修正されたものとなっていることが分かる。但し、「2011 推定」を 2001 年以前に遡ると「2010 推定」よりも個体数が多くなり、「2010 推定」との整合性が図れない。これらの結果は「兵庫県モデル」の推定過程に改善すべき課題があることを示唆している。

5.2. 兵庫県のクマ生息数の推定結果の解釈

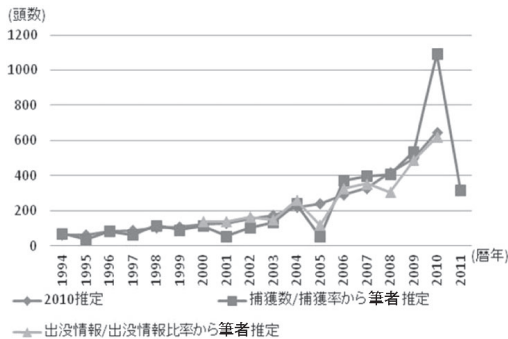
「兵庫県モデル」については、4.2 で述べた「環境省モデル」についての議論が殆ど当てはまる。「兵庫県モデル」においても、変数間の比例関係が一定という前提、つまり生息密度が一様分布、捕獲はランダムに行われることで捕獲率は一定という前提条件が満たされていることが要求されている。「兵庫県モデル」においても、捕獲率は循環変動するものの、捕獲数が増加することで生息個体数が増加するという因果関係①が先験的に指定されている。

さらに、「兵庫県モデル」による推定は、個体群の動向とは別に兵庫県という行政単位での推定を行ったものであり、個体群を形成する岡山県・鳥取県、京都府・滋賀県・福井県と跨って生息するクマを推定に加える重複計算が行われている可能性、その結果として推定値が過大かつ不安定となっている可能性は否定できない。

以下では、「兵庫県モデル」の推定された変数間の整合性について検討を進める。

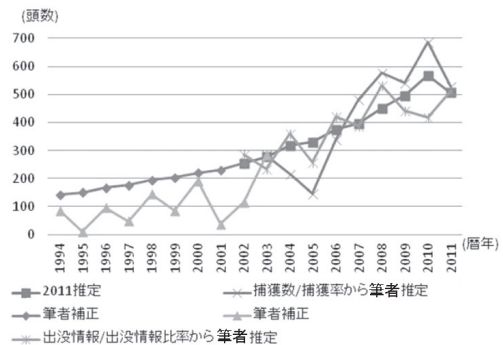
「2010 推定」と「2011 推定」の (5-4) を用いて求められた生息個体数の推定値と、(生息個体数 = 捕獲数 / 捕獲率) として求めた各年の推定値の比較結果は図 6 と図 7 に示される。捕獲数は実績値、捕獲率は各年の推定値の中央値を用いている (捕獲数 / 捕獲率) から求めた推定個体数の推移は、捕獲数の推移を反映している。図 6 の (捕獲数 / 捕獲率) から求めた推定個体数のうち 2011 年の値は、2011 年の捕獲数を「2010 推定」の平均捕獲率で割り戻して求めた値である。図 7 の (捕獲数 / 捕獲率) から求めた推定個体数のうち 2002 年以前の値については、捕獲数を「2011 推定」の平均捕獲率で割り戻して求めた外挿値である。なお、参考として (出没情報比率 = 出没情報数 / 個体数) から求めた推定個体数を加えている⁶³。出没情報数は実績値、出没情報比率は各年の推定値の中央値を用いている。

図6 兵庫県における推定結果の比較 (2010 推定)



資料：坂田他（2011）

図7 兵庫県における推定結果の比較 (2011 推定)



資料：坂田他（2012）

まず「2010 推定」について検討する。図6から、(捕獲数 / 捕獲率) から求めた推定個体数の推移は、2004 年を境に異なる傾向を示していることがわかる。2004 年以降については、兵庫県及び周辺府県の山間部で何らかの異変が発生してツキノワグマの行動が変化した可能性、あるいは捕獲性向が高まるといった人間側の行動の変化の可能性がある。

「2010 推定」の推定値は、(捕獲数 / 捕獲率) から求めた推定値の起点を共有する傾向線となっている。この場合、パラメータ推定値に構造変動要因が吸収されてバイアスが発生し、自然増加率が高く設定され、2004 年以降は過大推定となっている可能性がある。

2010 年については出没情報から求めた推定個体数から、出没情報と比較して捕獲数が相対的に多かったことが示されている。2010 年の捕獲数については、異常値として外生的要因を考慮した措置を講ずべきである。

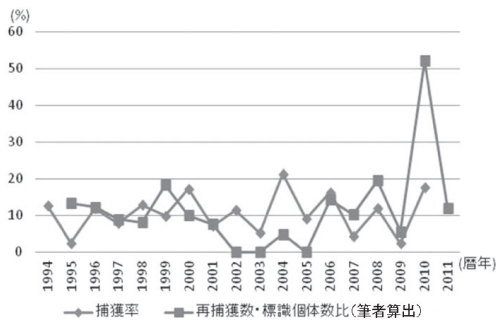
図7から、「2011 推定」の推定値は、(捕獲数 / 捕獲率) から求めた推定値の終点を共有する傾向線となっており、自然増加率は低めに修正されている。但し、事前情報として用いた 2010 年の個体数には「2010 推定」において使用したデータの動向が集約されて反映されている。このことは、モデル推定において、間接的に同一データを重複して用いたことを意味しており、「2011 推定」においても個体数推定値の水準は依然として高すぎると考えられる。

図7において示されるように、2001 年以前の個体数推定値の 2 つの外挿による推定値を比較すると、大きく乖離している。このことは外挿の危険性を示しており、2001 年以前と 2002 年以降の接続については構造変化を考慮しなければならないことが示唆される。

以上の議論を念頭において、「兵庫県モデル」における、捕獲率の推定値が妥当なものであるかを検討するために、再捕獲率との整合性を検討してみる。

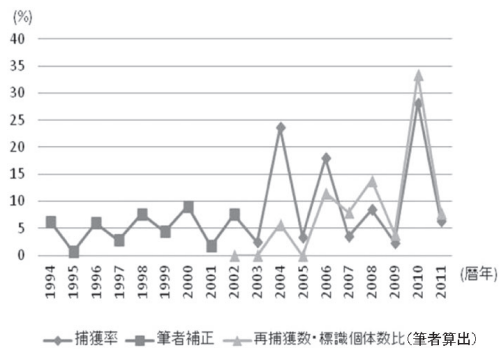
ジョリー・セーバー法で推定するパラメータで重要なものは、個体数推定に直結する捕獲率と標識個体の生存率である。理論的には、ツキノワグマが同質的 (homogeneous) であるならば、(3-8) から捕獲個体数・標識個体数比は捕獲率に等しくなる。本来、生息個体数の推定値は (捕獲数 / 再捕獲個体数・標識個体数比) で求めるべきものである。

図8 捕獲率と再捕獲数・標識個体数比の推定値 (2010 推定)



資料：坂田他（2011）

図9 捕獲率と再捕獲数・標識個体数比の推定値 (2011 推定)



資料：坂田他（2012）

そのため「兵庫県モデル」から推定された再捕獲個体数・標識個体数比と捕獲率を比較してみたのが、図8、図9である。捕獲率がパラメータ推定により求められたものであるのに対して、再捕獲個体数・標識個体数比については実際に標識を付けた数が判明しているため、推定の信頼性が比較的高いと考えられる。なお、図9には、2001年以前の個体数推定値から求めた捕獲率も示している。

図8から、「2010 推定」において、両者は基本的に歩調を合わせているが、2002～2005年の間は、再捕獲個体数・標識個体数比が低くなっている。これはこの時期の標識個体数が減少したので再捕獲が難しかった可能性、一旦、捕獲されたクマが用心深くなるといった畏臆病行動を反映している可能性がある。2010年の捕獲率は17.7%とブナ科堅果類の凶作の影響で若干高くなっているものの、再捕獲個体数・標識個体数比52.2%との乖離が特に大きい⁶⁴。

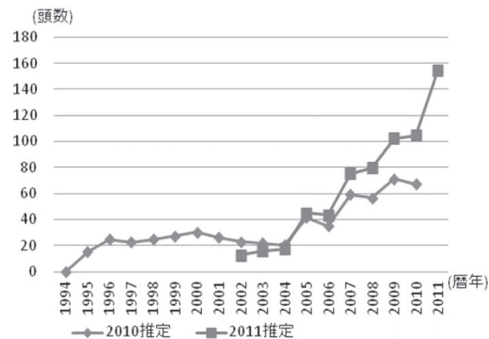
このような状況から、「2010 推定」では、2007年以降に低めの捕獲率を用いたことで生息個体数の推定値が大きな数値となったこと、2010年の捕獲数の異常値によってその傾向が増幅されたことが推測される。

図9から、「2011 推定」における捕獲率が30%程度に上昇し、再捕獲数・標識個体数比が30%台に低下することで両者の乖離が縮小した結果となっている。また、2001年以前の外挿による捕獲率は極端に低くなり用いることができないことがわかる。「兵庫県モデル」では、標識付き生息個体数の貴重なデータが生息個体数推定に十分、反映されていないのである。

このような事情を考慮し、「2010 推定」と「2011 推定」の標識個体数の推定値を比較したのが図10である。図10から、「2011 推定」では2007年以降の個体数は「2010 推定」を上回るが、2004年以前の個体数は「2010 推定」を下回っている。「2011 推定」における2010年の再捕獲数・標識個体数比が低下したのは、標識個体数の推定値が「2010 推定」よりも増加したためである。但し、図には示していないが、「2011 推定」における標識個体数を2001年以前にまで遡って推定すると、標識個体は殆ど存在しなかったことになってしまう。

データを1990年代まで含めた長期間とすると、構造変化あるいは外部的要因に影響されて捕

図10 標識個体数の推移



資料：坂田他（2011）（2012）

獲率一定という前提が崩れることから、2004年以降の生息個体数が過大推定され、自然増加率が高くなる。その一方で、2002年以降にデータを限定すると直近の生息個体数の推移は安定するものの、過去の情報が反映されず全体としての推定精度が低下するというトレード・オフが発生する。

なお、ブナ科堅果類の豊凶は基本的に外生的に決定され、それによってツキノワグマは行動を変える。従って豊凶指数のデータが欠落した年について、（モデル内で決定される）内生（endogenous）変数としてパラメータ推定の対象とすることは適切ではない、これは個体数が豊凶指数を決定することにつながるものであり、パラメータ推定値を不安定にさせるものである。それは豊凶指数の事前分布を設定しても免れない。

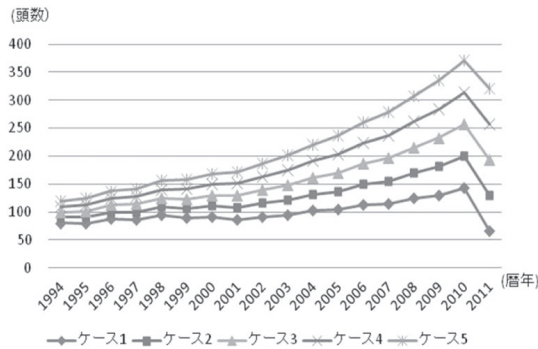
以上をまとめると、兵庫県のツキノワグマの個体数推定においては、以下の点について留意しなければならない。2004年以降において、奥山の荒廃という構造的要因でクマ生息域が周辺に移動し生息地域での生息密度が低下した可能性⁶⁵、さらにツキノワグマの他府県に跨る移動が拡大した結果として出没が増えた可能性、その結果として他府県のツキノワグマを重複計算している傾向が高まった可能性、捕獲性向の高まりといった人間側の行動に変化が生じた可能性、過去に捕獲されたツキノワグマの罠に対する反応が異質である可能性、大量出没の後に生息密度が低下した可能性である。偏りの少ない生息密度指数を開発、標識再捕獲データの有効活用、構造モデルとの併用による変数間の整合性の検証が必要である。

6. 兵庫におけるツキノワグマ生息個体数の再推定

ここでは、5.での検討内容を踏まえて「兵庫県モデル」の推定結果を利用しつつ、兵庫県におけるツキノワグマ生息個体数の再推定を試みることで今後の展望に資することとする。

まず、兵庫県を閉鎖系と想定した推定を行った。推定期間を1994年～2011年とし、自然増加率と人為的死亡数を考慮して1994年の当初個体数を伸ばしてみた。1994年の当初個体数について

図 11 各ケースにおける生息個体数の推定結果



資料：坂田・岸本・関（2011）（2012）に記載されたデータを基に筆者作成

では1993年～1995年の兵庫県の調査結果を尊重しつつケース1：80頭、ケース2：90頭、ケース3：100頭、ケース4：110頭、ケース5：120頭とする。自然増加率は、「2011推定」における年11.5%を採用する。推定結果は、図11に示すとおりである。

ここから分かることは、1994年の当初個体数が僅かに異なると、その他の条件が同一であっても2011年時点での生息個体数に相当な差が発生することである。もう1つは、年11.5%というクマ類としては相当に高いと思われる自然増加率を用いても、外部との流入を考慮しない場合、兵庫県のツキノワグマ生息数は2011年において、50～350頭の範囲内に収まるということである。このうち「第2期 ツキノワグマ保護管理計画」における少なくとも171頭を満たすのはケース3、4、5である。

生息個体数の自然増加率や人為的死亡数の設定変更に対する反応度を確認してみた。自然増加率を年12.5%と1%ポイント高く設定すると、2011年の推定個体数は、ケース1では1.66倍、ケース5では1.26倍に増加する。また、人為的死亡数を各年において実績値の1.1倍に設定すると、2011年の推定個体数は、ケース1では0.32倍、ケース5では0.83倍に減少する。

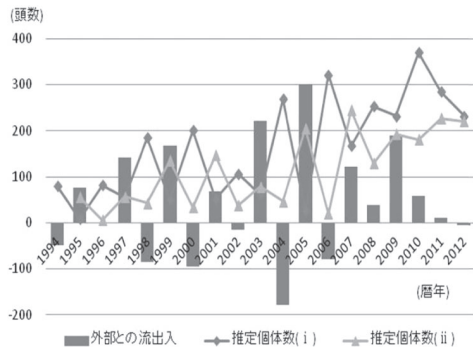
生息個体数は当初個体数、自然増加率、人為的死亡数の設定を少しでも変更すると大きく異なる。人的死亡数変更ケースの結果は、兵庫県においてツキノワグマの禁猟、放獣を実施しなかった場合、絶滅への道を辿っていた可能性を示している。

ジョリー・セーバー法では個体群への加入・消失が前提となっている。加入・消失はツキノワグマの行動変化を示す重要な指標である。以下では(3-4)～(3-7)式に基づいて、隣接府県との加入・消失を考慮した兵庫県におけるツキノワグマの生息個体数の推定を試みる。

ここでの個体数推定は、再捕獲数・標識個体数比を与件とした場合の数値である。但し、再捕獲数・標識個体数比は経年では一定ではないので、標識再捕獲法において要求される全ての前提条件が満たされている訳ではない。

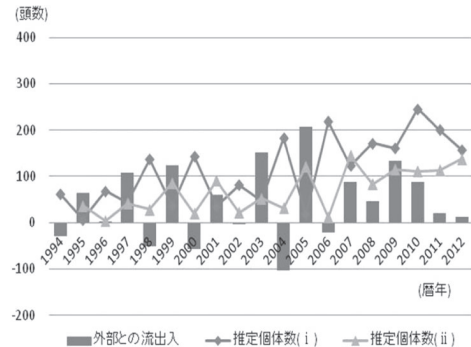
推定期間は1994年～2012年とする。標識個体数を(3-7)から求めること、(3-5)から生存率を求めることはデータの制約から困難である。従って、ここでは「2010推定」における生存

図12 標識再捕獲法による再推定結果（ケース A）



資料：坂田他（2011）（2012）と日本熊森協会のデータを基に筆者推定

図13 標識再捕獲法による再推定結果（ケース B）



資料：坂田他（2011）（2012）と日本熊森協会のデータを基に筆者推定

率 78.68%を用いることで標識個体数を推定する場合をケース A、慎重かつ保守的な推定を行うための数値として生存率 70%をケース B とする。

再捕獲数・標識個体数比については、捕獲数の実績値と標識個体数の推定値から求めるが、1994 年、2002 年、2003 年の不明又は 0 か 0 に近い年は 1995 年～2001 年の平均値、2004 年～2006 年、2012 年については 2006 年～2011 年の平均値で代用する。なお、2012 年の推定に用いる捕獲数については日本熊森協会の聞き取り調査結果を用いた。同協会の過去の調査結果は、兵庫県公表資料とほぼ一致することによる。

生息個体数の推定結果は図 12、図 13 に示されている。推定個体数（i）は（3-4）から求めた数値である。t 年から t+1 年にかけての外部との流出入については（3-6）に数値を当てはめて求めることが可能である。ここで値が+の場合は加入、-の場合は消失を示し、いずれも出生を考慮したものとなっている。推定個体数（ii）は加入・消失の推定値を（i）から除去した数値であり、兵庫県において t 年から t+1 年にかけて生息を継続した個体数の期待値である。

兵庫県におけるブナ科堅果類の豊凶については、「第 3 期 兵庫県ツキノワグマ保護管理計画」p.9 の図 -10 において 1997 年以降の状況が記載されている。この豊凶の推移と図 12 の加入・消失の動きはほぼ一致しており、凶作では加入が大きくなる。

図 12 から、加入・消失の動きは、2004 年以降、加入量が大きくなっており、奥山の環境の変化、ツキノワグマの行動の変化等の構造変動が発生した可能性を示唆している。2003 年、2005 年の加入量は特に多く、これが大量出沒につながったことがわかる。2010 年の大量出沒は 2003 年以降の累積した流入が影響を与えたものと考えられる。加入・消失の影響を受けて生息個体数（i）は循環変動している。2004 年以降、隣接府県との流出入が急激に増加して、推定個体数（ii）も変動が大きいものとなっている。

図 12 と図 13 と比較すると、生存率を低く設定した場合、推定生息個体数が安定的に推移することが分かる。ケース B からは 1990 年代は 100 頭以下であったツキノワグマ個体数が 2000 年代は 200 頭を超えた時もあること、出産での増加に加えてブナ科堅果類の豊凶による流出入で変

動が加速化されていること、但しベースラインとなる個体数は100頭程度であることが読み取れる。モデル推定においては推定値が発散することは危険である。ここでの推定結果は、理論の前提とする加入・消失を考慮すること、慎重かつ保守的)な推定が推定結果の発散を防ぐことを示している。

以上の試算結果については、兵庫県では2003年～2004年以降に環境に大きな変動があり、ツキノワグマの移動範囲が拡大したために隣接府県からの流入でベースラインの個体数が増加したという解釈が可能である。つまり、構造変動によりブナの豊凶に対するツキノワグマの反応が以前よりも大きくなった可能性があることを示唆している。さらに、2003年～2004年以降に、人間側の捕獲性向が高まって生息地域の周辺部における捕獲数が上昇し、生息個体数が見掛け上、増えている可能性も想定できる。その一方で、一方で、兵庫県による禁漁や放獣等の保護政策が功を奏してベースラインの個体数が増加したという解釈も可能である。

兵庫県における構造変動は隣接府県においても発生している可能性がある。そのため、府県を跨ったクマ類の生息個体数を推定する際にも、この点について検討に加えなければならない。

7. 今後の課題

ここで検討を加えた階層ベイズ法によるクマ類の生息個体数推定は、依拠する理論の前提条件が満たされていると仮定し、捕獲数と主観的事前確率から、「捕獲数が増加したから生息個体数が増加しているはずである」という先験的因果関係を基にデータを用いて推測を行う過程を確率計算に置き換えたものと言える。言い換えると捕獲が多い程、生息数が多いという推定結果が事前に予定されており、モデルの前提が自動的に解答を導く同義反復となっている。

生息個体数の推定結果が政策と密接に関連している場合には特に慎重な推定が求められる。ベイズ統計学を用いたから個体数推定法は科学的で正しいという保証はない。ベイズ統計学はあくまで推定の手段なのであり、重要なのはモデル構築における研究者の思想・哲学である。

個体数推定結果は、捕獲率一定の仮定の下での捕獲数から直接導いた個体数の推移と起点を共有する傾向線を示していると解釈できる。この手法は、捕獲数の循環変動と構造変動の影響を識別することが難しいこと、異常値の影響を受けやすいこと、捕獲率の解が無数に存在する可能性があるために個体数推定値の不確実性が大きいことという問題点がある。

このような問題が発生する直接的理由は、狩猟や有害駆除による捕獲数を個体数指標として用いることにある。パラメータ推定において、対象とする野生鳥獣の生態や調査手法が、モデルにおいて想定される前提条件を満たしていない場合、捕獲数が生息密度を示す代理変数としては適切でなく、推定結果にはバイアスが発生する可能性がある。特に捕獲率が一定、生息密度が一樣分布という前提を先験的に置くことは危険である。

また、階層ベイズ法によるモデルが定義式で構成される場合、それ自体は数学的に正しいが、このことは、想定した因果関係の正しさを示すものではない。前提条件が満たされていないにも

関わらず、個体数が捕獲数を決定するという一方的な因果関係のみを措定した場合、捕獲率が一定であると想定すると、過大推定や解の発散につながる危険性がある。

階層ベイズ法によるモデル推定においては、事前情報の設定である程度、結果をコントロールできるため、主観に頼り過ぎることは危険である。情報が不足している場合、事後分布の信頼性が低下する。特にクマ類の生態は不明確な面が多く、自然増加率については、生物学的な観点からの妥当性についての検討が必要であると言える。また、捕獲率はそもそも個体数が不明であるから事前の設定は困難な変数である。

パラメータの推定値にバイアスのある場合、収束判定する際の事後分布の形状そのものにも問題が発生している可能性がある。この場合、真の値と乖離した推定結果であっても表面上は収束したと判断される可能性がある。例えば、モデル推定で収束と判定されたとしても、判定自体はモデルの正当性を保証するものではない。

階層ベイズ法によるモデルは構造変動への対応が難しい。本来、時系列データを用いる場合には推定期間を拡大することで推定精度は向上するはずである。しかし捕獲率一定という仮定を置いた場合、構造変化により仮定が現実性を失う。一方で推定期間を短縮すると構造変化からは免れるが推定精度は低下する。このトレード・オフ関係を把握しておくことは重要である。

階層ベイズ法によるモデルにおいては、扱う変数がシステムの内側で決定されるのか、外側で人為的に決定されるのかの区分が明確でない場合が多い。このことは、個体数が環境要因を決定するのか環境要因が個体数を決定するのが不明確になることにつながり、個体数の推定値の不確実性を高める。また知能の高い哺乳動物は環境変動に応じて行動を変化するのであり、とりわけ動物の移動についての考察には、外的要因と内的要因の区別が必要である。

パラメータ推定におけるバイアスを排除して、解が安定状態に到達するためには、捕獲数以外の生息個体数規模指標を開発するとともに、多世代の出生と死亡を考慮した動的な構造モデルにより生態学的観点からパラメータ間の整合性を検証する必要がある。モデルの頑健性を保証しつつベイズ推定を組み込むといった学問的慎重さが必要である。世代別個体数と年齢構造を考慮することで、個体数推定値を安定的状態に収束させることが可能となる。その際には、変数間の因果関係の検討に加えて、生息密度の上限等の制約条件とクマ類の行動変化も織り込まなければならない。大量捕獲の後の生息密度の低下を考慮することも必要である。

自然増加率等の重要変数については、生物学的観点から基準となる数値を確立しておくことが必要である。また、捕獲数等の数値変動が大きいことは、行政区域単位で野生動物の個体数を推定することの限界を示している。隣接府県と協力して個体群を対象とする、加入・消失や生息密度の変動に関する変数をモデルに組み込むといったことが望まれる。

さらに、クマ類の移動状況を把握するために、モデル構築時において、外生要因である自然環境の変化、開発状況等の社会的状況等を遡ってみる必要がある。また、人間の側の思想、行動の変化が捕獲性向を上昇させて捕獲性向が高まる過程をモデル化する必要がある。

不確実かつ複雑な対象を扱う場合にベイズ統計学は必要であるが、それはベイズ統計学のみで

対応可能であることを意味しない。ベイズ統計学で扱える範囲には限界がある。個体群調査のための各手法は対立的、代替的なものではなく相互補完的なものである。さらに個体群の生息状況を調査するために、生息地におけるフィールド調査等を積極的に行い、モデル推定と補完的に扱うことで推定の精度を上げることが必要である。

注

- 1 米田他 (2011, p.79).
- 2 都道府県別のクマ類の保護管理計画の現状については、間野他 (2008)、環境省自然環境局生物多様性センター (2011) において解説されている。日本におけるツキノワグマ生息個体数推定についての概観は米田他 (2011)、環境省自然環境局生物多様性センター (2011) においてなされている。
- 3 トrendを把握することの重要性については、Lancia et al. (1994, p.216) 参照。
- 4 間野他 (2008, p.44).
- 5 「出沒激増ツキノワグマ」(日本経済新聞 2006 年 12 月 18 日) は、2006 年のツキノワグマの大量の有害捕獲について、絶滅の恐れがあり、保護の視点が重要であること、捕獲は最小限にするべきであるという坪田敏男氏等の見解を紹介している。“Japan's Black Bears ‘Face Extinction’”(The Guardian, 2007 年 1 月 8 日) は、ツキノワグマは 2006 年の大量捕殺により絶滅の危機に直面している可能性があるという環境保護活動家の見解を紹介している。
- 6 一般財団法人「日本熊森協会」は、同協会の紹介チラシにおいて、クマはアンブレラ種で日本最大的大型獣であり自然界のあらゆる恩恵を受けて生きていること、クマの棲める環境を残すことは他の全ての生物が生息可能な豊かな自然を守ることにはかならないことを指摘している。
- 7 前掲の日本経済新聞の見解と The Guardian の記事における浅野玄准氏等の見解による。
- 8 前掲の日本経済新聞における米田政明氏と日本ツキノワグマ研究所の見解による。
- 9 Matsuda et al. (2002, p.1169).
- 10 兵庫県農政環境部環境創造局自然環境課からは、「第 3 期 兵庫県ツキノワグマ保護管理計画」に記載されたツキノワグマ生息個体数は、当該計画策定のために兵庫県森林動物研究センターの坂田宏志氏が作成したものであるという御回答を頂いた (2013 年 11 月 19 日)。
- 11 生物多様性センターと兵庫県農政環境部環境創造局自然環境課の御担当者と兵庫県森林動物研究センターの坂田宏志氏には、研究内容に関する筆者の文書等での質問に御回答を頂いた。筆者の不躺な質問にも丁寧に御回答頂いたことに深く謝意を示すものである。
- 12 ベイズ統計学の入門書としては、松原 (2008)、ベイズ統計学の起源や変遷について記述したものとしては、McGrayne (2011) があり、本論の作成においても参照した。
- 13 ラプラスは、事前情報に等確率を与えることでベイズ流の逆確率を求めた (Laplace (1814) の邦訳 pp.87-104) 参照)。
- 14 正確には完全に忘れられたり、無視されたりした訳ではない。McGrayne (2011) は、ベイズ統計学を用いた優れた業績であってもベイズ統計学を用いていることを明らかにしていないものの事例を紹介している。
- 15 和合他 (2005, pp.2-3).
- 16 ベイズの定理の導出は、松原 (2008, pp.2-5, pp.12-14) に従っている。
- 17 赤嶺 (2001, p.13).
- 18 深澤 (2008).
- 19 (2-5) において $\pi(\theta)$ と $P(\theta|y)$ が同一分布族に属する場合、 $\pi(\theta)$ は $f(y|\theta)$ の共役事前分布であると言う。
- 20 大森、和合 (2005, p.39). Geweke (1992, p.169) は多重積分問題 (multiple integration problem) と呼んでいる。

- 21 計量経済学の専門家による階層ベイズ法の解説としては和合他（2005），MCMC の解説としては大森他（2005）がある．生態学を念頭に MCMC 法による階層ベイズ法を解説した文献としては，久保（2012）がある．
- 22 和合肇編著（2005）『ベイズ計量経済分析 - マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用』pp.i ~ ii.
- 23 サンプルング手法としてはメトロポリス・ヘイスティンクス法（Metropolis-Hastings algorithm）とギブス・サンプラー（Gibbs sampler）が代表的である．
- 24 深澤（2008）．
- 25 Geweke（1992, pp.172-175）．
- 26 大森他（2005, p.78）．
- 27 深澤（2008），山道（2008）．
- 28 和合肇編著（2005）『ベイズ計量経済分析 - マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用』p.iii.
- 29 Spiegelhalter（2002）の著した MCMC の代表的計算ソフトである WinBUGS のマニュアルによると，想定されていないタイプのベイズモデルの推定においてプログラムは停止するか間違った答えを導き出す危険性が指摘されている．
- 30 久野（1986, pp.9-12）は，その他の個体数推定のための理論として区画法（quadrat method），除去法（removal method），密度指標法（density index method）等を挙げている．
- 31 Lancia et al.（1994, pp.218-219）．
- 32 Lancia et al.（1994, pp.220-221）．
- 33 Lancia et al.（1994, p.228）．
- 34 自然増加率とは，哺乳類の出産数と自然死亡数を考慮した個体数の純増を示す数値である．
- 35 他に Seber（1982, pp.59-295），Pollock et al.（1990），Krebs（1998, pp.19-66），松良（1978, pp.9-14），夏原（1998, pp.43-53）を参照した．
- 36 Lancia et al.（1994, p.240）．
- 37 赤嶺（2001, p.14）は，2 項分布をベイズ統計学で扱う際には p の事前確率を一様分布と想定することで古典的統計学と同一の区間推定結果が得られるとしている．
- 38 この他に飛行調査（aerial survey），単位努力当たり捕獲数（catch per unit of effort: CPUE 又は number of deer harvested per hunter-day），単位努力当たり目撃数（sighting per unit effort: SPUE），農林業被害額も参照される Matsuda et al.（2002, p1162）．
- 39 一般化線形混合モデルは，一般化線形モデルに観察されない個体差要因をパラメータとして導入したモデルである（久保（2012, pp.144-167））．
- 40 状態・空間モデルはパラメータに対して時系列的構造を持つ事前分布を与えるモデルである（和合，大森（2005, pp.27-32））．
- 41 最尤推定法をベイズの定理に読み替えることが可能であることを利用している．
- 42 Seber（1982, pp.400-403）．
- 43 Seber（1982, pp.546-551）．経済学では，静止状態と安定状態を指して定常状態（steady state）としている．
- 44 この点については筆者が生物多様性センターに意見照会したところ，御回答を頂いた（2013 年 10 月 4 日）．
- 45 生物多様性センター（2011, p.45）は，事前情報がない場合は，幅の広い事前分布を与えることでデータのみを使用した推定ができることを指摘している．
- 46 この点については筆者が生物多様性センターに意見照会したところ，御回答を頂いた（2013 年 10 月 4 日）．
- 47 Seber（1992, p.140）は，標識再捕獲法にベイズ統計学を導入した個体数 N の事後分布として次式を提示している．

$$f(N|data) \propto \int f(data|N, p)f(N, p)dp$$

- ここで p は捕獲率, $f(N, p)$ は結合事前分布である.
- 48 推定値としては中央値と平均値が提示されている. ベイズ統計において, 中央値は絶対損失を最小化する値, 平均値は平方損失を最小化する値である (松原 (2008, pp.25-32)).
- 49 Yamamura et al. (2008, p.136) は北海道におけるシカの自然増加率は実態調査から中之島で年15%, 知床半島で21%であると指摘している.
- 50 藤田 (2005) は, ツキノワグマは繁殖率が低く, 初産年齢4~5歳, 出産頭数1.8頭/回, 出産間隔2.5年, 生息密度は低く, 0.1~0.4頭/平方Km, 自然増加率5%/年としている.
- 51 生物多様性センター (2011, p48).
- 52 松田 (1998) は環境とともにシカの生存率等が変動することを非定常性としている. これに対して筆者は環境に応じて行動を変動させることは合理的であり, それ自体を非定常性とは捉えていない. モデルにおいて外生変数である環境要因を制御することが重要であると考えている.
- 53 日本熊森協会 (2013, p.8,13) は, 多くの鳥獣の補殺数が減少する一方で大型獣の補殺数が近年, 急増していることを指摘し, 大型獣は知能が高いから生き残るために生態を柔軟に変えて人里に移動した可能性があるとしている. また, 日本熊森協会 (2013, p.8) は, 奥山の生物の減少について奥山が空白地帯となるドーナツツ現象も考えられると指摘している. 藤田 (2005) は, クマは高い機動力と雑食性で自然環境の激変に適応することを指摘している.
- 54 ここではクマ類と遭遇又は目撃した際に捕獲行動を起こす確率を捕獲性向と表わしている. 行政関係者や生態学者は捕獲王等の用語を用いるようである.
- 55 筆者が生物多様性センターに本節で述べた問題点について意見照会したところ, 「捕獲数が増加すると生息個体数の増加につながる様なモデル仕様となっている」, 「今後, 同様の個体数推定を行う際には, 全国を対象にした構造モデルを用いて推定することも検討したい」旨の御回答を頂いた (2013年8月28日).
- 56 但し兵庫県は, 「第3期 兵庫県ツキノワグマ保護管理計画」において生息頭数400頭以上の場合, 有害捕獲は原則殺処分としている.
- 57 この経緯については松田和美 (2013) に詳細に記載されている. 松田和美 (2013) は2012年8月の日本奥山学会における報告内容を取りまとめたものであり, 坂田他 (2011) 及び「第3期 兵庫県ツキノワグマ保護管理計画」におけるツキノワグマ個体数推定について批判的検討を加えている.
- 58 筆者は, 「第3期 兵庫県ツキノワグマ保護管理計画」p.16の表4中の記載について, 兵庫県農政環境部環境創造局自然環境課に問い合わせを行った. その結果, 「再捕獲とは同一年度だけではなく過去に捕獲されたことのある個体が捕獲された場合の頭数で, 同一のクマが3回以上捕獲された事例があること, 2002年以前も再捕獲された個体は存在する可能性はあるが, 正確な記録がないこと」, 「傷病捕獲とは, 怪我をした鳥獣を収容し, 治療した後再放獣することを目的とした捕獲, 保護捕獲とは, 放獣を前提に親グマが捕獲され, 子グマがとり残された場合に子グマが親グマと離れないように捕獲すること」, 「学術捕獲頭数については2006年以前については正確な資料が確認できなかったこと」, 「誤捕獲, 傷病捕獲・保護捕獲, 交通事故等死体回収については1996年以前については正確な資料が確認できなかったこと」という趣旨の御回答を頂いた (2013年9月13日).
- 59 筆者は両者のデータに相違がある点に関して, 坂田宏志氏に問い合わせを行った. その結果, 「標識の有無の確認された個体のみ捕獲数としてカウントしていること」, 「4~5回捕獲される個体があること」, 「捕獲2回目で殺処分された場合, 兵庫県では再捕獲に含まれるが論文では含んでいないこと」, 「県が公表していない数値で手元にあるものを用いていること」という趣旨の御回答を頂いた (2013年9月24日).
- 60 以下に示される標識付き再捕獲数・標識付き生息数比の2010年の値については, 標識付き再捕獲数として35頭を用いている.
- 61 データの傾向が異なっているために推定期間点を短縮したことについて筆者は坂田宏志氏に直接, 電話で確認した.

- 62 生存率が高くなっているのは再捕獲した個体からツキノワグマが従前に認識されていた以上に寿命が長かったことが確認されたことを反映していることを、筆者は坂田宏志氏に直接、電話で確認した。
- 63 松田和美 (2013, p.32) は出没情報には誤認、重複の可能性があり、個体数推定に用いることには問題があることを指摘している。
- 64 2010年の再捕獲個体数・標識付き生息個体数比については再捕獲数を兵庫県資料の68頭を用いると1.013となる。
- 65 「第3期 兵庫県ツキノワグマ保護管理計画」p.8では、ブナ科堅果類の豊凶でクマの行動が変わること、凶作の2004年と2006年は大量出没につながったこと、クマ生息の中心地である但馬地区の天然林が大幅に減少してクマ生息適地が減少するとともに、生息密度に偏りがあること、里山がクマの餌場となっていることを指摘している。

* 追記：鳥獣保護法は、「鳥獣の保護及び狩猟の適正化に関する法律」から「鳥獣の保護及び管理並びに狩猟の適正化に関する法律」に改正され2014年5月30日に公布された。交付日から1年以内に施行される。法令の名称に「管理」が加えられることで「管理」思想が強まったことが示されている。

参考文献

- Clark, J. (2005) "Why Environmental Scientists are Becoming Bayesians" *Ecology Letters* Vol.8 pp.2-14
- Geweke, J. (1992) "Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to the Calculation of Posterior Moments" in "*Bayesian Statistics 4*" edited by Bernardo, J. M., J. O. Berger., A. P. David and A. F. M. Smith Oxford University Press
- Krebs, C. (1998) "*Ecological Methodology*" Benjamin Cummings, San Francisco, California
- Lancia, R., J. Nichols and K. Pollock (1994) "Estimating the number of animals in wildlife populations" in "*Research and management techniques for wildlife and habitats*" Fifth edition edited by T. Bookout The Wildlife Society, Bethesda, Maryland, 邦訳『野生動物個体群の生息数の推定』梶光一訳『野生動物の研究と管理技術』日本野生動物医学会, 野生動物保護学会監修, 鈴木正嗣編訳所収 文永堂
- Laplace, P. S. (1814) "*Essai philosophique sur les probabilités*" Courcier, Paris, 邦訳『確率の哲学的試論』内井惣七訳 岩波書店
- Matsuda, H., H. Uno, K. Tamada, K. Kaji, T. Saitoh, H. Hirakawa, T. Kurumada and T. Fujimoto (2002) "Harvest-Based Estimation of Population Size for Sika Deer on Hokkaido Island, Japan" *Wildlife Society Bulletin* Vol. 30, No. 4, pp. 1160-1171
- McGrayne, S. B. (2011) "*The Theory That Would Not Die: How Bayes' Rule Cracked the Enigma Code, Hunted Down Russian Submarines, and Emerged Triumphant from Two Centuries of Controversy*" Yale University Press 邦訳『異端の統計学ベイズ』富永星訳 草思社
- Pollock, K., J. Nichols, C. Brownie, J. Hines (1990) "Statistical Inference for Capture-Recapture Experiments" *Wildlife Monographs* No.107 Wildlife Society
- Schwarz, C. and G. Seber (1999) "Estimating Animal Abundance: Review III" *Statistical Science* Vol.14, No.4, pp.427-456
- Seber, G. (1982) "*The Estimation of Animal Abundance and Related Parameters*" Bluckburn Press Caldwell, New Jersey
- Seber, G. (1986) "A Review of Estimating Animal Abundance" *Biometrics* Vol.42, pp.267-292
- Seber, G. (1992) "A Review of Estimating Animal Abundance II" *International Statistical Review* Vol.60, No.2, pp.129-166
- Spiegelhalter, D., A. Thomas, N. Best, D. Lunn (2003) "*WinBUGS User Manual*" BUGS

- Yamamura, K., H. Matsuda, H. Yokomizo, K. Kaji, H. Uno, K. Tamada, T. Kurumada, T. Saitoh and H. Hirakawa (2008) "Harvest-Based Bayesian Estimation of Sika Deer Populations Using State-Space Models" *Population Ecology*, Vol.50 No.2 pp.131-144.
- 赤嶺達郎 (2001) 「ベイズ統計学は本当に有効か？」中央水研ニュース No.27 pp.13-15
- 大森裕浩, 和合肇 (2005) 「マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用」, 和合肇編著『ベイズ計量経済分析—マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用』所収 東洋経済新報社
- 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』環境省
- 久野英二 (1986) 『動物の個体群動態研究法 I—個体数推定法—』共立出版
- 久保拓弥 (2012) 『データ解析のための統計モデリング入門—一般化線形モデル・階層ベイズモデル・MCMC』岩波書店
- 坂田宏志, 岸本康誉, 関香奈子 (2011) 「ツキノワグマの生息動向と個体数の推定」兵庫ワイルドライフモノグラフ 3 号『兵庫県におけるツキノワグマの保護管理の現状と課題』pp.26-38 兵庫県森林動物研究センター研究部編
- 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 No.1 pp.32-43 兵庫県森林動物研究センター研究部編
- 夏原由博 (1998) 「標識再捕獲法」『チョウの調べ方』所収, 日本環境動物昆虫学会, 生物保護と環境アセスメント手法検討委員会編, 文教出版
- 日本熊森協会 (2013) 「くまもり通信」No.77
- 深澤圭太 (2008) 「イントロダクション〜ベイズ推定の基礎知識〜」生態学会福岡集会資料
- 福井県自然保護センター (1997) 『大型野生動物生息動態調査報告書 (ツキノワグマ)』福井県
- 藤田昌弘 (2005) 「ツキノワグマについて」山口県ツキノワグマ共生推進講習会資料
- 松田和美 (2013) 「兵庫県森林動物研究センターによる兵庫県ツキノワグマ推定生息数の算出方法に疑問」日本奥山学会誌 第 1 号 pp.32-37
- 松田裕之 (1998) 「非正常性, 不確実性, 合意形成」哺乳類科学 Vol.38, No.2, p.343
- 松良俊明 (1978) 「動物の個体数調査法」京都教育大学理科教育研究年報 No.8 pp.1-17
- 松原望 (2008) 『入門ベイズ統計』東京図書
- 間野勉, 大井徹, 横山真弓, 高柳敦 (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 Vol.48, No.1, pp.43-55
- 森下正明, 水野昭憲 (1970) 「ニホンツキノワグマの習性と個体数推定」『白山の自然』白山学術調査団編 石川県
- 山道真人 (2008) 『マルコフ連鎖モンテカルロ法』生態学会福岡集会資料
- 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 Vol.51, No.1, pp.79-95
- 和合肇, 大森裕浩 (2005) 「計量経済分析へのベイズ統計学の応用」, 和合肇編著『ベイズ計量経済分析—マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用』所収 東洋経済新報社