

Discussion Paper Series, DP-2018-01

タイトル 「階層ベイズ法」によるツキノワグマ
生息数推定の批判的検討
—状態空間モデルとの関連からの再考—

著者名 山上俊彦

発行年月 2018年7月

「階層ベイズ法」によるツキノワグマ生息数推定の批判的検討

—状態空間モデルとの関連からの再考—

日本福祉大学経済学部 山上俊彦

{要約} 各府県のツキノワグマ生息数推定に用いられている「階層ベイズ法」は状態空間モデルに包含されるものである。状態空間モデルを用いて観察不可能な野生鳥獣の生息数を推定するためには、綿密なデータ収集と緻密なモデル構築、事前の情報収集が求められる。筆者が兵庫県の「階層ベイズ法」による推定を再現したところ、初期個体数設定によって非現実的な推定生息数と自然増加率の組み合わせが恣意的に算出できることが判明した。これは自律度や識別可能性といったモデルの基本条件を満たしていないこと、密度依存性といった自然増加率への考察が欠落していることに起因する。バイアスのかかった有害捕獲数のデータのみからツキノワグマの生息数を推定することは、本来あり得ないことである。このような推定は状態空間モデルの本来の趣旨から逸脱したものである。

Key words：状態空間モデル、密度依存性、初期個体数、識別可能性、捏造可能性、自律度

1. 始めに

「階層ベイズ法」を用いたツキノワグマ生息数の推定値が一部の府県のツキノワグマ(保護)管理計画において採用されるに至っている。兵庫県では「第3期ツキノワグマ保護管理計画(2012年3月)」から計画に反映されるようになっており、直近では「ツキノワグマ管理計画(2017年3月)」に記載されている。

他府県においても同様の手法による推定が採用されている。岐阜県では2014年、岡山県では2015年にツキノワグマ(保護)管理計画に採用され、群馬県、鳥取県では2017年にツキノワグマ(保護)管理計画に採用されている。さらにこれらの推定値に基づいて兵庫県では2016年に、岡山県は2017年に狩猟を再開するとしている¹。但し、同手法を用いても公式な値とせず、「(保護)管理計画」の参考推計とする府県(京都府、長野県)もある。これらの概要は表1に示す通りである。

「階層ベイズ法」による野生鳥獣の生息数推定が最初に登場したのは環境省自然環境局生物多様性センター(2011)(以下「環境省(2011)」)である。各府県のツキノワグマ生息数推定はこれを踏襲して複雑化している。その内容は捕獲数を基に生息数を推定する「捕獲に基づく推定(harvest based model)」であり、基本的には捕獲数の時系列データから捕獲率や

¹ クマ狩猟を再開しようとする地域では、クマ生息数が急激に増えるという主張がなされることが知られている。米国においてもコネチカット州ではクマ狩猟に賛成する者は生息数が5年で2倍に増えるというあり得ない数値を提示したとされている(The Humane Society of the United States(2017))。

表1 「階層ベイズ法」を用いてツキノワグマ生息数を推定した府県

府県	計画名称	計画の公表年月	推定対象個体群・期間	自然増加率	生息数推定値(採用値)	推定年	計画上の数値	バックグラウンド・ペーパーの有無	データの有無	コンピュータプログラム
群馬県	群馬県ツキノワグマ適正管理計画(第二種特定鳥獣管理計画・第二期計画)	2017年3月	全県	18.40%	1184頭	2015年	同左	情報公開請求にて入手	情報公開請求にて入手	情報公開請求にて入手
長野県	長野県第二種特定鳥獣管理計画(第4期ツキノワグマ保護管理)	2017年3月	全県・データ：2006～2015年度	24.40%	4815頭	2015年	3940頭	情報公開請求にて未作成が判明	県に請求してデータは入手	情報公開請求にて著作権が個人に帰属
			全県・データ：2007～2015年度	24.40%	5415頭					
岐阜県	第二種 特定鳥獣管理計画(ツキノワグマ)第1期	2015年3月	北アルプス地域個体群	25.20%	1353頭	2011年	同左	公開(データも公開)	公開	兵庫県立大学自然・環境科学研究所に委託しており、同部署が保有
			白山・奥美濃地域個体群	23.70%	644頭					
京都府	第一種特定鳥獣保護計画-ツキノワグマ-	2017年4月	丹後	11.00%*	938頭	2015年	720頭 220頭	情報公開請求にて入手 データも入手	情報公開請求にて入手	(株)野生動物保護管理事務所に委託しており、同社に著作権が帰属
			丹波	11.00%*	335頭					
兵庫県	ツキノワグマ管理計画	2017年3月	全県	17.40%	897頭	2015年	同左	情報公開請求にて未作成が判明(但し従前は作成)	公開	情報公開請求に対して拒否
			東中国地域個体群	14.90%	409頭					
			近畿北部地域個体群	20.30%	480頭					
鳥取県	鳥取県第一種特定鳥獣(ツキノワグマ)保護計画	2017年4月	全県	19.90%	654頭	2015年	同左	情報公開請求にて入手	情報公開請求にて入手	(株)野生動物保護管理事務所に委託しており、同社に著作権が帰属
岡山県	ツキノワグマ保護計画書	2017年4月	全県	18.40%*	205頭	2016年	同左	情報公開請求にて入手	情報公開請求にて入手	兵庫県立大学自然・環境科学研究所に委託しており、同部署が保有

注：2018年1月時点において直近の計画を反映している。

自然増加率等のパラメータをベイズ法を用いて推定し、平滑化の手順を用いて生息数の推移を推定しようとするものである²。モデルが階層構造となっており、推定には事前情報を加えるベイズ法が用いられているため、「階層ベイズ法」と呼称されている³。

捕獲数のみから生息数や自然増加率が把握できるということは本来ありえない。環境省(2011)の推定方法では、クマ類を捕獲しても生息密度は変動しないという前提を置いているために、捕獲数から生息数が推定可能であるとされている。しかし、捕獲による生息密度の変動やツキノワグマの生息状況に関する調査・研究の蓄積がなければ生息数の推定は本来、不可能なはずである。また、自然増加率の密度依存性も考慮されていない。この手法からは捕獲すればするほどクマ類の生息数が増えるという珍妙な結果が発生する危険性が極めて高いことは明白である。

表1から全般的に言えることは、大型哺乳類としてあり得ない高水準の自然増加率が算出されることにおいて共通している。その結果、直近の生息数推定値が膨大なものに膨れ上がっていることである。これは近年、理由もなくツキノワグマ生息数が増加しているというあり得ない結果を提示していることになる。

各府県の一連の推定においては、推定のバックグラウンドペーパーが公表されている場合がある。また、公表されていない府県については、情報公開請求により入手可能な場合もある。この推定方法の問題点については、兵庫県のバックグラウンドペーパーの内容を念頭に、従前より筆者が指摘しているところである⁴。

但し、入手したバックグラウンドペーパーにおいては、推定手法に関する情報(モデル構造、推定過程等)についての具体的言及が不十分であり、プログラミングも公開されていない。また、依拠する理論的根拠も不明確なままであった⁵。プログラミングに関しては群馬県からのみ情報公開請求により提供があったところである⁶。

その後の調査により、一連の「階層ベイズ法」による推定手法は、モデル構造が状態空間モデル(state-space model)に依拠するものであることが判明している。但し、それは状態空間モデルの趣旨を尊重したものと言えるか疑問である。

モデル構造上、状態空間モデルと捕獲に基づく推定との整合性が十分に図られているとは言いがたい。また、間接的データである捕獲数を主要データとして用いている。観察できない真の個体数を推測できるという状態空間モデルの特性を過大評価してデータが不十分、モデル構築が不十分なままでツキノワグマの生息数推定に援用したこと、それが過大推定

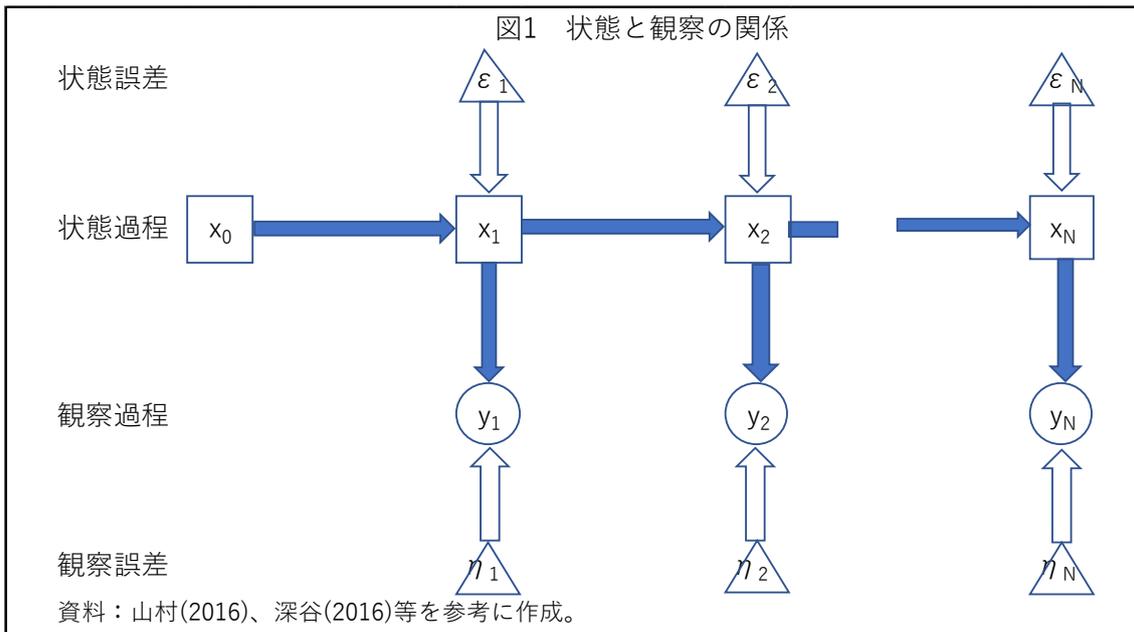
² 環境省自然環境局生物多様性センター(2011,pp.45-48)。

³ 環境省自然環境局生物多様性センター(2011,pp.45-48)。

⁴ 山上(2014)(2016)参照。

⁵ 兵庫県については、兵庫県(2016)以降、バックグラウンドペーパーは作成されていない。

⁶ 情報公開に応じて下さった群馬県の大澤正明知事に感謝の意を表するものである。



につながっている可能性が疑われる。

本論では、山上(2014)(2016)の内容を踏まえた上で、各府県における「階層ベイズ法」を用いたクマ生息数推定について状態空間モデルの推定の是非の観点から再考する。また、実際に「階層ベイズ法」を試行して問題点を検証する。2で状態・空間モデルを中心に近年の生態学における統計手法の動向について解説し、3で状態・空間モデルの個体数推定への応用について述べる。4で状態・空間モデルで個体数推定を行う際の問題点について指摘し、5でコンピュータによるシミュレーションに基づく結果から得られた具体的問題点について述べる。

2. 近年の生態学における統計分析の発展

近年、生態学の分野において個体群の動態把握に状態空間モデルが用いられることが多くなっている⁷。日本では使用頻度が未だ低いが、専門誌には状態空間モデルや生態学への応用についての特集が組まれるようになっている⁸。

状態空間モデルとは、時系列データを扱うモデルである。AR、MA、ARMA といった時系列モデルは状態空間モデルに包摂される。時系列データには現在の状態が過去の自分自

⁷ 状態空間モデルの大学院生及び研究者向け教科書としては、Commandeur et al.(2007)、Petris et al.(2009)、Durbin et al.(2012)がある。

⁸ 「特集「ベイズ推論と MCMC のフリーソフト」岩波データサイエンス Vol.1(2015 年)、
「特集「時系列解析 - 状態空間モデル・因果分析・ビジネス応用」岩波データサイエンス
Vol.6(2017 年)、
「特集 2 始めよう！ベイズ推定によるデータ解析」日本生態学会誌 Vol.59, No.2(2009 年)
「特集 2 生態学分野における状態空間モデルの利用」日本生態学会誌 Vol.66, No.2(2016 年)

身の動きに影響を受ける自己相関があるために、その取扱いには慎重であることが望まれる。

状態空間モデルでは、直接観測できない時系列で変化する状態過程から観察可能な観察値が得られると考えると想定する。状態過程はシステム・モデル(プロセス・モデル)、観察過程は観察モデル(データ・モデル)で描写できる。システム・モデルは観察できない真の値が時系列においてどのような動きをするかを示すものである。観察モデルは観察されたデータと真の値との関係を示すものである。

ここで状態過程の変数 $\{x_t\} = \{x_1, x_2, \dots, x_T\}$ と観察過程の変数 $\{y_t\} = \{y_1, y_2, \dots, y_T\}$ を想定する。 $\{x_t\}$ は観察不可能な潜在変数であり、観察される $\{y_t\}$ は $\{x_t\}$ から発生すると考える。観察データの誤差は状態過程の誤差と観察過程の誤差を含んでいるため、両者を ε_t と η_t に分離できることはパラメータの推定におけるバイアスの除去が可能となることにおいて重要である。これらの関係は図1に示される。

状態過程の真の姿は誰にも分からない。この神のみが把握している真の状況に観察されたデータから迫ろうとするのがこのモデルの目的であると言える。

最も簡単な事例として次のモデルが想定できる。これは状態過程がランダムウォークしており、観察過程はノイズ(誤差)で動く想定するローカルモデルである。

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{Normal}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad \dots\dots(1)$$

$$y_t = x_t + \eta_t \quad \eta_t \sim \text{Normal}(0, \sigma_\eta^2) \quad \dots\dots(2)$$

ここで ε_t と η_t は正規分布を想定する。

このモデルの推定は、 x_t の初期値である x_0 と誤差の正規分布の分散 σ_ε^2 と σ_η^2 を求めることを意味する。状態過程の初期状態(initial state)が設定された上で、分散が判明すれば(2)において x_t の係数は事前に1であると設定されているので、観察データから状態変数 $\{x_t\}$ の動きが(1)に従って分かることになる。

状態空間モデルのパラメータ推定は一見、簡単であるように見える。しかし観察されたデータから観察されない状態過程の動きを推測するので、非常に煩雑な過程を踏むことになる。状態空間モデルの推定に際しては、パラメータの推定と状態変数の推定の2つの推定が必要となる。

パラメータの推定方法としては尤度関数を最大化するようにパラメータ値を決定する最尤推定法がある。しかし、確率分布が複雑な場合、多重積分を行うことが求められる。

このため、様々な情報をパラメータの事前分布として活用できるベイズ統計学を用いることが行われている。ベイズ法ではパラメータが分布を持つこととされているので、ここでは x_0 、 σ_ε^2 と σ_η^2 の事前分布を与えて、データ y_t を利用してこれらの事後分布を求める。これは、結果から原因を逆算することを意味している。ベイズ法による推定は、データを固定してパラメータを動かす点において発想が共通しているため、事前情報を適切に設定すれば、最尤推定法の結果と近似したパラメータ推定値が得られることになる。

事後分布を求めるには、事後分布から攪乱項を発生させて、シミュレーションで事後分

布の近似を求める MCMC を用いることが多い。このための統計ソフトが開発されているところである⁹。

ここで例示したローカルモデルは最も簡単なタイプであり、これに様々なパラメータが付加されることでモデルはより複雑な事象を描写することになる。この場合、行列又はベクトルを用いてモデルは描写されることになる¹⁰。

$$x_t = F_t(x_{t-1}) + G_t(v_t) \dots\dots(3)$$

$$y_t = H_t(x_t) + w_t \dots\dots(4)$$

$\{x_t\}$ を m 次元、 $\{y_t\}$ を l 次元とすると、システム・ノイズ v_t は確率密度関数 $q(v)$ に従う m 次元、観察ノイズ w_t は確率密度関数 $r(w)$ に従う l 次元の、いずれもホワイト・ノイズである。 F_t と G_t は m 次元、 H_t は l 次元の非線形関数である。

状態空間モデルを一般化すると、確率分布関数の組で示される¹¹。以下では、Buckland et al.(2004,pp.159-160)等に従って、一般化された状態空間モデルとパラメータの推定、状態過程の予測について記述する。

状態及び観察過程の確率密度関数を $g(\cdot)$ 、 $f(\cdot)$ とすると、一般型は以下のとおりとなる¹²。

$$x_0 \sim g_0(x_0|\theta) \quad \text{初期状態分布} \dots\dots(5)$$

$$x_t \sim g_t(x_t|x_{t-1}, \theta) \quad \text{状態過程分布} \dots\dots(6)$$

$$y \sim_t f_t(y_t|x_t, \theta) \quad \text{観察過程分布} \dots\dots(7)$$

但し $t=1,2,\dots,T$ 、 θ はパラメータのベクトルである。状態過程は 1 次のマルコフ過程に従うものとする。

$$g_t(x_t|x_{t-1}, \dots, x_0; \theta) = g_t(x_t|x_{t-1}; \theta) \dots\dots(8)$$

ここでの関心は x_t を求めることと、観察過程の完全な実現値 $y^T = y_1, y_2, \dots, y_T$ を前提としてパラメータ θ を求めることである。 θ は尤度関数を最大化することで求められる。 θ の最尤推定値は x_t と y_t の結合分布を x_t について積分することで得られる。

$$p(y^T|\theta) = \int_{x_0} \dots \int_{x_T} \{\prod_{t=1}^T f_t(y_t|x_t; \theta)g_t(x_t|x_{t-1}; \theta)\}g_0(x_0|\theta)dx_0 \dots\dots(9)$$

θ と y^T が与えられると、状態変数 x_t の期待値が得られる。

⁹ 伊東(2016)には従うと、Rのパッケージとしての dlm は変数関係は線形、誤差分布が正規分布に限定されるが最尤推定法や MCMC によるベイズ推定が可能であること、KFAS は誤差分布にポアソン分布も用いることが可能であるが最尤推定法に限定されること、MCMC によるベイズ推定は BUGS 言語で可能であり、WinBUGS, OpenBUGS, JAGS があること Stan ではさらに高度なベイズ法が可能であることが示される。

¹⁰ 北川(2017,pp.6-7)

¹¹ 北川(2017,pp.6-7)

¹² Buckland et al.(2004,pp.159-160)に従った。

$$E[x_t|y^T; \theta] = \frac{\int_{x_0} \dots \int_{x_T} x_t \{\prod_{t=1}^T f_t(y_t|x_t; \theta) g_t(x_t|x_{t-1}; \theta) dx_t\} g_0(x_0|\theta) dx_0}{p(y^T|\theta)} \dots\dots(10)$$

ここで、 y^T が与えられて状態変数 x_t の全体を計算することを平滑化という。 y^T が与えられた場合の x_{t+1} の推測は一步先予測(one-step ahead prediction)、 y^T が与えられた場合の x_t の推測はフィルタリングと呼ばれる。 θ の事後分布に重点を置いたベイズ統計学では、事後分布は次のように記載される。ここで $p(\theta)$ は θ の事前分布である。

$$p(\theta|y^T) = \frac{p(y^T|\theta)p(\theta)}{f(y^T)} \dots\dots(11)$$

パラメータ推定値とデータ、さらに(10)から逐次ベイズフィルタを用いて状態 x_t の条件付き分布(予測分布、フィルタ分布、平滑化分布)を求めて状態過程の不確実性を推定することが可能になる¹³。計算アルゴリズムに関しては、(1)(2)あるいはノイズを正規分布と想定した場合の(3)(4)といった線形ガウス状態空間モデルではカルマンフィルタやカルマンスムーザーが用いられるが、非線形・非ガウスの場合には別途アルゴリズムが提案されている¹⁴。

但し、ここで注意しなければならないのは、状態 x_t の予測区間とは、モデル上で解の発生する区間を示しているのであり、真実がこの区間にあることを意味しないことである¹⁵。

3. 個体数推定への状態空間モデルへの応用

生態学においては、野生鳥獣や昆虫の生態は直接観察することはできない状態過程であり、実際に観察された個体数等は状態過程から発生した観察過程の変数であると考えられる。生態学において、観察できない生態の実態と観察データの誤差を分離して扱う状態空間モデルは、生態学の研究者に観察データを用いて観察不可能な生態の実態を推定できるという期待を抱かせるものである¹⁶。

生態学における状態空間モデルの利用は、環境変化が個体数に与える影響の検証¹⁷、動物の行動、個体群・群集動態の推定¹⁸といった観察不可能な事情への考察が可能になることを

¹³ 深谷(2016,p.378)。観察値とパラメータ推定結果から状態過程を推定する方法については Buckland et al.(2004,pp.171-173)、深谷(2016,pp.378-379)参照。

¹⁴ 深谷(2016,p.379)。

¹⁵ 深谷(2016,p.386)参照。

¹⁶ Thomas et al.(2005,p.19)は、野生鳥獣の生息数とは、通常は完全な情報の無い、高度に構造化された確率論的システムであるものの、経済的、保護的関心がある場合、保護管理(management)や政治的意思決定に際して生息数への推測は重要であること、生息数の数理モデルを適合させることの重要性を指摘している。

¹⁷ 山村(2016)参照。

¹⁸ Auger-Méthé et al.(2016,p.1)参照。

意味する¹⁹。従って、状態空間モデルを用いて個体数を推定することを試みる研究者が現れることは必然の成り行きである。

状態空間モデルを用いて個体数を推定するには、生態学特有の改良を必要とする。その結果、柔軟性のあるモデルを基に従前では達成できなかった細部を描写する複雑なモデルが構築されている²⁰。

生態学分野における状態空間モデルの利用について深谷(2016,p.381)は、1980年代以降は漁業データやテレメトリーデータへの単純線形ガウス型状態空間モデルとカルマフィルタのアルゴリズムが適用され、1990年代後半から2000年代に入ると推定手法の向上と汎用ソフトウェアの開発により非線形モデルも利用可能となったことを指摘している。

深谷(2016,pp.382-386)は、生態学への状態空間モデルへ応用について、6つのカテゴリーに分類している。その中で本論に関連の深いのは、個体群動態モデルである。深谷(2016,pp.382-383)は、個体群動態モデルについて、個体数のカウントデータや個体群密度等の個体群の大きさの指標となる変数の時系列データが得られている場合に Gompertz モデルや logistic モデル等の非線形モデルが個体群成長モデルに導入されていること、年齢毎、個体群サイズ毎の個体数の時系列データがある場合には行列モデルを用いることを指摘する。

個体群成長モデルにおいて非線形モデルを導入するに際しては、密度依存性を考える必要性がある²¹。時点 t における生息数の対数值 $\ln N_t$ が時点 $(t-1)$ における生息数の対数值 $\ln N_{t-1}$ に依存する場合、両者に線形の関係である

$$\ln N_t = a + b \ln N_{t-1} \dots\dots(12)$$

が成立すると想定する。このとき、 $\ln N_{t-1}$ が大きくなると $\ln N_t$ に制御が働き、 $0 < b < 1$ の場合、個体数は平衡個体数に収束する。これは生息数推定値が指数関数的に爆発的增加を示すことを抑制する機能があり、非線形モデルはその延長線上にある²²。

行列モデルを用いた個体数推定のためのフレームワークは Buckland et al.(2004)及び Thomas et al.(2005)に記されている。これらは、それまでの状態空間モデルによる生息数推定結果を基に、モデルの一般型を提示しようとしたものである。また、これまでの研究成果をまとめた書籍としては、Newman et al.(2014)がある。

Buckland et al.(2004,pp.158-159)は(3)の F_t に状態過程に年齢構造の遷移を示す Leslie 行列²³を導入することを提唱する。Buckland et al.(2004,pp.160-161)では、以下のように状態過程を生存、移動、出産等の従属過程(sub-process)に分割して構成要素群の集約化

¹⁹ 深谷(2016,pp.381-382)参照。

²⁰ Auger-Méthé et al.(2016,pp.1-2)参照。

²¹ ここでの密度依存性の説明は山村(2016,p.343)に従っている。

²² 個体群成長モデルの概要については、Clark et al.(2004)、Dennis et al.(2006)に述べられている。

²³ Leslie(1945)参照。

(modularization)を行う。 x_{t-1} から x_t が発生する連続過程において、(k+1)の従属過程が起きるので一般型としてこれを $u_{1,t}, u_{2,t}, \dots, u_{k,t}, u_{k+1,t}$ と示すと、状態過程は次のように表される。

$$g_t(x_t|x_{t-1}, \theta) = \int_{u_{k,1}} \dots \int_{u_{1,t}} g_{1,t}(u_{1,t}|x_{t-1}; \theta) [\prod_{i=2}^k g_{i,t}(u_{i,t}|u_{i-1,t}; \theta)] g_{k+1}(x_t|x_{k,t}; \theta) du_{1,t} \dots du_{k,t} \dots (13)$$

Thomas et al.(2005,pp.21-22)に従って、これを具体的に描写すると次のようになる。

$$E(x_t|x_{t-1}) = \mathbf{L}x_{t-1} \dots (14)$$

ここで $E(x_t|x_{t-1})$ は x_{t-1} を与件とした場合の x_t の期待値。 \mathbf{L} は Leslie 行列である。さらに、 \mathbf{B} : 春季繁殖、 \mathbf{S} : 夏季生存、 \mathbf{M} : 秋季移動、 \mathbf{W} : 冬季生存、 \mathbf{A} : 最終的増加、 c : 人為的死亡数を示すとすると次式になる。

$$E(x_t|x_{t-1}) = \mathbf{AW}(\mathbf{MBS}x_{t-1} - c) \dots (15)$$

観察過程(4)は、状態変数 x_t を観察変数 y_t に転写する関数(mapping)であり、 H_t をいかに設定するかが推定精度に大きく関わる。 Buckland et al.(2004,pp.161-162)は、観察過程の変数ベクトルが状態変数ベクトルあるいはその一部と一致すると(9)式の $f_t(y_t|x_t; \theta)$ は 1 か 0 となるため、状態変数の積分のみとなることを指摘する。このような状況を考慮した場合、 Thomas et al.(2005,p.22)に従うと、観察過程は次式で示される。

$$E(y_{it}|u_{it}) = \mathbf{O}_i u_{it} \dots (16)$$

ここで y_{it} は従属過程 i が発生した際の観察値であり、 \mathbf{O}_i は観察行列である。

状態過程の記述を構造的に分化することは、尤度関数の計算を複雑化することを意味している。また、観察過程の変数ベクトルが状態変数ベクトルあるいはその一部と一致しない場合、さらに計算は複雑になる。

個体数の精度の高い推定が可能になるには、適切なモデルを構築し、適切なデータが得られ、適切な事前分布が設定されたことが要求される。ベイズ法を用いてパラメータを推定することに関しては、自然増加率や生存率等のパラメータと生息数の初期値 x_0 に関する事前分布が必要となる²⁴。 Buckland et al.(2004,p.158)は、事前情報の設定は、研究開始に先立ってのシステムへの知識を反映していること、過去の研究や専門家の知見からの情報に基づいていること、知識が欠落している場合には曖昧な事前情報でも良いとしている。パラメータや生息数の初期状態についてはいずれも過去の生息実態調査等で確度の高い水準が判明していることが求められる。又、無情報事前分布を用いることが正しい推定値をもたらすか否かについては大いに議論の余地があるところである。

ここまでの議論を踏まえると、状態空間モデルを用いて個体数を推定するためには、時系列での詳細かつバイアスの少ない生息数指標あるいは特定の性別、年齢階層の生息数といった構造を示すデータが整備されていることが前提条件となることが分かる。

²⁴ 初期値設定方法については山村(2016,p.345)参照。

状態空間モデルは階層構造になっていることから、階層モデルに分類される。また、時系列データを用いない場合であっても、複数地域での調査結果といった空間データを用いて階層モデルを構築することは可能であり、この場合も最尤推定法やベイズ法でパラメータや生息密度等の推定が可能である²⁵。

日本の一部の生態学研究者は「MCMCによる階層ベイズ法」で個体数を推定したと称しているが、正確には「(階層構造の)状態空間モデルをベイズ法に基づきMCMCでパラメータの近似値としての解を求めた」とするべきである。

欧米では地道なフィールド活動による観察データを有効活用して個体数を推定した例が1990年代後半以降から増えている。日本においては、近年、シカ、マングースやキョン等個体数推定の労作が現れたところである。これらの状況については表2にとりまとめたところである。但し、クマ類については状態空間モデルを用いた時系列での生息数推定は欧米においても殆どない。これは移動距離が大きく、観察された個体がいずれの地域の状態過程から発生したか特定できないことに起因していると考えられる²⁶。

4. 状態空間モデル推定の問題点

状態空間モデルを生息数推定に用いるという生態学分野での応用については、観察数等の制約されたデータから多くのパラメータを推定することが試みられている。Buckland et al.(2004)やThomas et al.(2005)によって提示された規範となるべき行列モデルにおいては、この傾向は特に顕著である。

しかしながら、データの種類が限定された状況において多くのパラメータの値を正しく

表2：状態・空間モデルを用いた生息数推定研究		
著者名	発表年	対象となる生物
Trenkel et al.	2000	Red deer in Scotland
Millar et al.	2002	Grey Wolves
Yearsley et al.	2003	short-tailed shearwaters
Parysow et al.	2002	black-capped vireos
Griebeler et al.	2002	large blue butterflies
Peterson et al.	2003	Florida Key deer
Kriticos et al.	2003	prickly acacia
Thomas et al.	2005	British grey seal
Chaloupka et al.	2007	Hawaiian green sea turtle
Yamamura et al.	2008	北海道のシカ
Iijima et al.	2013	山梨県のシカ
Fukasawa et al.	2013	奄美大島のマングース
高倉耕一他	2013	大阪市の野外生活ネコ
浅田正彦他	2014	千葉県の子猫
江口則和他	2015	愛知県のシカ
注：参考文献をもとに筆者作成		

²⁵ その例として、Royle and Dorazio(2006)がある。

²⁶ クマの移動距離が長いことを考慮し、標識再捕獲のデータを利用してベイズ法を用いたクマの生息数密度を推定したものとしては、Gardner et al.(2009)がある。

推定することは難しい。この問題は計量経済学においては識別問題(identifiability)として知られている²⁷。小尾(1996,pp.54-55)は、パラメータの推定に際して、観測期間が変わるとパラメータの推定値が変動する理由を説明できないモデルは自律度が低いこと、構造型の式から誘導型の式を導いてパラメータが1対1に対応している場合、識別可能であることを指摘している。ここでの自律度とはパラメータの値が構造式のどのパラメータに規定されるかを示すものである²⁸。モデルの自律度が低ければパラメータは識別されず、偏りのない推定はできない。

特に生態学では物理学とは異なり、動物と人間の行動や意思決定がパラメータに反映されているため、パラメータの決定要因を検証しなければならない。このように識別問題は自然科学においても発生する問題であるにも関わらず、自然科学のテキストにおいては全く触れられていないことを小尾(1996,p.55)は指摘している。自然科学においては、パラメータの値が説明困難、推定困難な場合でもシミュレーションで解を求めようとする傾向がある。

シミュレーションはあくまでモデルが頑健である場合にのみ近似値を求める手法として有効である。つまり生態学のモデルの自律度、現実妥当性が担保された上で、ベイズ法やMCMCを適用しなければ、求められたパラメータの信頼度は低く、生息数の推定値の精度は低いものとなる。

近年、状態空間モデルをベイズ法で推定することについて分かってきたことは、識別可能性と捏造可能性²⁹の問題を抱えていることである。自然科学の分野においても識別問題が議論されるようになったことは歓迎すべきことである。

状態空間モデルを最尤推定法やベイズ法で推定する際、観察データの種類が限定されている場合、推定できるパラメータ数が限定される同定問題あるいは識別問題と呼ばれる事象が発生する³⁰。識別は、データの量のみでなく、密度指標の単調増加や部分的減少といったデータの傾向にも影響されることが指摘されている³¹。識別問題は行列モデルのみならず、個体群成長モデルにおいても発生することが知られるようになっている³²。

データが限定されている状況では状態過程の誤差を分離できないため、正しい推定には

²⁷ 「識別問題」の内容は、コトバンクのデジタル版百科事典『日本大百科全書(ニッポニカ)』に簡潔にまとめられている。

²⁸ 計量経済学における自律度の問題については小尾他(1993,pp.9-12)において解説されている。FrischやHaavelmoといったノーベル経済学賞を受賞した計量経済学者は自律度と識別問題について深く考察した。

²⁹ 「捏造可能性」は筆者の命名である。

³⁰ 飯島(2016,p.357)参照。

³¹ 飯島(2016,p.357)参照。

³² 深谷(2016,p.386)参照。

観察過程に関するデータをできる限り収集して推測に用いることが必要であるとされており、Pollack のロバストデザインと呼ばれている³³。

但し、ベイズ法を用いた場合、事前分布の範囲を狭めることで、本来推定不可能なパラメータも MCMC によるシミュレーションで収束を得ることができる³⁴。この場合、事前分布と事後分布はほぼ同一形状を示しており、推定したことにはならないので、可能な限りあいまいな事前分布を用いるべきであることが指摘されている³⁵。

これに関連して山村(2016,p.345)は、Fisher のベイズ批判を基に、ベイズ推定においては、推定のスケールを操作することで推定値を恣意的に捏造できることを指摘している。つまりデータ量が少ない場合に、事前分布に均一分布を用いるとベイズ推定値は最尤推定値と一致しないこと、この場合は無情報事前分布である Jeffreys 事前分布を用いるべきであること、データ量が多く事前情報が適切である場合には、ベイズ推定は最尤推定値の近似となることが示される³⁶。

識別可能性と捏造可能性は深く関連している。パラメータ数に比較してデータ数が少ない場合、事前分布を幅の小さいものとするシミュレーションが見かけ上、収束して事前分布と殆ど変わらない事後分布が求められ、恣意的な状態過程が導かれることになる。

求めたパラメータの事後分布の妥当性についての検証は欠かせない。識別可能性を判定するためには、事前分布と事後分布の重なりを検証する必要がある。重なりが大きいと、同義反復を意味しており、結果は捏造されたものとなる。そのために、Garrett and Zeger の検定方法が提案されている³⁷。

識別可能性と密接に関連するものとして、推定可能性(estimability)がある。推定可能性とは、識別可能性の判断が難しい際に用いられる概念であり、シミュレーションにおいて最尤関数が複数、最大値を持つことで、パラメータの値が一意に決定されないことを言う³⁸。

Auger-Méthé et al.(2016,p.2)は、状態空間モデルにおける識別可能性については従前から議論されていたこと、密度依存³⁹パラメータの推定や状態過程と観察過程の誤差を分離することが難しいことが指摘されていたにも関わらず、複雑なベイズ法を使用する研究において多くは見過ごされてきたことを指摘し、研究者にこの問題について警告することは時宜を得ているとしている。

Auger-Méthé et al.(2016,pp.8-9)は、状態空間モデルにおいて、データが不十分で推定す

³³ 深谷(2016,p.386)参照。

³⁴ 飯島(2016,p.357)参照。

³⁵ 飯島(2016,p.357)参照。ここでのあいまいな事前分布は Jeffreys 事前分布を意味する。

³⁶ Yamamura(2016)の主張に従っている。

³⁷ Garrett and Zeger(2000)参照。

³⁸ Auger-Méthé et al.(2016,p.2)参照。

³⁹ 密度依存モデルとは個体数が幾何級数で増加する個体数モデルを指している。

るべきパラメータが多い条件下において、状態過程の生態学的確率性よりも観察データの誤差が大きい場合、パラメータの推定可能性問題が発生すること、この結果に基づいて予測を行うと過大推定になること、状態空間モデルが間違っていると誤解を生むことを指摘している。

これらの問題に加えて、因果関係推定についての問題点を指摘しておきたい。統計分析を行う際には、2変数 x 、 y がある場合、いずれが原因でいずれが結果であるかを検討する必要がある。観察されたデータが状態変数から生み出されたものか否かについて検討を加える必要がある⁴⁰。

データにおけるトレンドを適切に除去しなければ見せかけの相関が発生して表面上はパラメータの推定精度が高く見えることになる。これを計量経済学においては愚かな回帰 (spurious regression) と呼んでいる⁴¹。このことは変数間の因果関係を正確に把握することを妨げるものであることから、変数を定常化させることは計量分析において第一に要求される。

状態空間モデルを構築してベイズ法で推定し、野生鳥獣の個体数を求めることには熟練した推定技能を要する。Auger-Méthé et al.(2016,p.9)は、一部の生態学者以外の生態学研究者には統計学の訓練が必要であると指摘している。小尾(1996,p.53)は、実証とは論理主導型実証を繰り返し、経験を重ねる必要性を指摘する。実践するためには、通常の大学院生向け教科書には記載されていない暗黙知に属する高度な技能を実践で積み重ねていなければならない。

5. (保護)管理計画における推定への批判

本節では、各府県のツキノワグマ(保護)管理計画に記載されている「MCMCを用いた階層ベイズ法」を用いたツキノワグマ生息数推定の妥当性について検討する。なお、兵庫県を対象とした具体的数値を用いた推定の精度検証については、補論において示される。本節での議論は、公表された、あるいは情報公開請求によって入手したバックグラウンドペーパーの内容と補論における議論を念頭に置いたものである。

各府県の推定に共通していることは、最も簡単な状態空間モデルを用いてツキノワグマの個体数を求めることを考えていることである。ここでは、(1)(2)を修正することでモデルを描写してみる。真の個体数は観察不可能な潜在変数なので状態を示す $\{x_t\}$ に、フィールド調査等による単位労力当たり目撃数といった観察数や個体数指数は観察されたデータなので $\{y_t\}$ に相当する。システム・モデルと観察モデルは次のように書ける。

$$x_{t+1} = (x_t - cap_t)r + \varepsilon_t \quad \dots\dots(17)$$

$$y_t = \alpha x_t + \eta_t \quad \dots\dots(18)$$

⁴⁰ 因果関係の検証にはグレンジャー因果性検定等が通常用いられる。

⁴¹ Granger and Newbold(1974).

ここで cap_t ：捕獲等による死亡数、 r ：自然増加率、 α ：生息数を観察数又は指標に変換する係数とする。

各府県は基本的に有害捕獲数を主要データとして用いており、初期個体数 x_0 を設定して、捕獲率 α と自然増加率 r の推定値を求めることで毎年の個体数を求めることとしている。ベイズ推定に際しては、捕獲率、自然増加率とこれらの分散を事前情報として設定し、捕獲数のデータを観察指標として用いてベイズ更新を行い、事後分布を得る。 x_0 が初期値として確定し、 α と r の推定値(事後分布)が求められると、潜在変数である野生鳥獣の個体数 x_t の経年変化を計算できると想定されている。

前節までの議論から明らかであるように、生息数の推移を描写するためには、成長曲線等をモデルに組み込むか行列モデルを構築しなければならない。この簡易化されたモデルでは、密度依存性や平衡生息数、年齢構造等が全く考慮されておらず、生息数を推定するには不十分であり、生息数推定のための最低条件を満たしていない。

当該モデルの推定に際しては、 y_t として観察データ、 cap として捕獲数データが必要とされている。ところが、各府県では y_t に捕獲数を用いている。つまり、捕獲数を生息密度を示す変数と考えているが、捕獲を推進すれば生息密度は低下するので、この仮定は適切ではない。また、捕獲数 y_t と捕獲による死亡数 cap の数値は重複している。つまり

$$cap_t = \sigma y_t, 0 \leq \sigma \leq 1 \dots\dots(19)$$

の関係が成立するため、捕獲による死亡数は捕獲数に規定されることとなり、推定に際しては実質的には1種類のデータしか用いていないことになる。

前節までの議論で明らかであるように、捕獲数という単一データで複数のパラメータを推定して時系列の個体数を推定することは識別可能性の観点から困難な作業である。Fukasawa et al.(2013)は捕獲数のみでは事後分布を推定するには不十分であると指摘する。これを受けて浅田他(2014,p.63)は初期個体数や自然増加率について現実を反映する適切な値を設定することを提唱している。

ここで、状態変数の初期状態や事前情報の設定の問題点について検討する。初期個体数についてはいずれの府県も十分な情報を得られてはいない。しかしながら、それは恣意的な値を設定しても良いという意味ではない。既存の調査結果等、利用可能なものは全て用いるという姿勢が推定に当たって認められないことは甚だ遺憾である。

自然増加率については、事前情報に従前の研究成果や専門家の知見が生かされていない。江口他(2015)は愛知県東部地域のシカについては年率18%としているが、自然増加率の事前分布と事後分布がほぼ等しいことから自然増加率の事前の想定が推定に影響を与えている。このことは自然増加率の事前情報の設定が結果を左右することを示唆している。

ツキノワグマについては自然増加率に関する過去の研究蓄積が乏しいので、自然増加率を特定の値に固定することが難しい。しかし、The Humane Society of the United States(2017)

は、牝グマは 4~6 歳で繁殖可能となり、一度に 2~3 頭を生むが、出産には間隔を設けることで 2~3 年間隔となること、子グマは全てが生き残るわけではないこと、自然環境に影響を受けて個体数は制約されることを指摘している。このような事情を考慮すれば、自然増加率は 5~10%⁴²程度に制約されるものと考えられる。

次に捕獲率の設定について検討する。(18)は有害捕獲数に $\frac{1}{\alpha}$ を乗じることで個体数が求められることを意味する。前述の議論から明白であるようにパラメータ推定においては、変換係数 α が事前に判明していることが望ましい。そうでなければ計算は煩雑になるとともに精度も低下する。個体群成長モデルの場合、生息数全体の悉皆調査等のセンサスデータが、行列モデルにおいては、特定の年齢階層についてセンサスデータが、いずれも初期状態において得られていることが望ましい。

各府県においては、事前情報における捕獲率の設定が恣意的である。これは捕獲率に関する過去の情報の蓄積、一定地域での捕獲数と個体数の関係等を示すデータが存在しないからである。

有害捕獲数のデータそのものについても解釈は慎重に行う必要がある。各府県の推定に関しては、有害捕獲された個体 y_t が当該府県の個体群 x_t から発生したとは限らない。状態過程と観察過程が対応していない可能性がある。これは移動距離の長いツキノワグマでは特に顕著である。特に異常出没を示す年度においては他府県からの流入個体が多数有害捕獲されている可能性が高い。他府県からの流入という要因を考慮する場合、モデルを閉鎖系から解放系に発展させる、移動データを用いて移動距離を測定するといったモデル修正を行わなければならない。

また、有害捕獲数の経年変化についても個体数を反映するデータとしては、大いに疑念を持たざるを得ない。特にツキノワグマ(保護)管理計画策定時から有害捕獲は有害度の判定を基準に機械的に行うために従前よりも有害捕獲される可能性が高まっていると考えられる。有害捕獲は人為的かつ能動的に行われるものである。従って、有害捕獲数はランダム性の欠落したデータであることから、客観的な観測値とはなりえないという問題がある。

上方トレンドを持つ無修正の有害捕獲数を生息数の代理変数として用いると、捕殺数を上回る趨勢で個体数が増えているという推定結果が導かれ、異常に高い自然増加率が正当化されてしまうことになる。つまり捕獲すればするほど、生息数は増加するという結果が導かれることになる。これは有害捕獲数という間接データから生息数を求めようとするこの限界を示すものである。

生態学においても因果関係を取り違えないためには、トレンド除去が重要な課題であることは指摘したとおりである⁴³。自治体の有害捕獲性向が高まることで捕獲の「努力」が趨勢的に高まっていることを考えると、単位努力量当たりの有害捕獲数にデータを修正しな

⁴² 山上(2014)(2016)参照。

⁴³ 山村(2016,pp.344-345)は生態学における変数のトレンド除去問題について論じている。

ければならない。但し、このような修正を施してもランダム性は確保されていないので観察数としては用いることには限界がある。

また、イノシシ駆除のために罠を仕掛けることでツキノワグマの錯誤捕獲が増加していると考えられる。錯誤捕獲は法令違反であり、有害捕獲とは概念の異なるものである。捕獲数に錯誤捕獲が含まれると、データ収集に一層の恣意性を伴うことになる。ツキノワグマを錯誤捕獲した場合に放獣を行っている府県の行為は法律遵守であることは評価できるが、これを捕獲数のデータに含めると錯誤捕獲分が捕獲率で割り戻され、しかも捕殺を伴わないために推定生息数は見かけ上、大きなものとなる可能性がある。

各府県の推定においては、目撃件数という捕獲数以外の変数も生息数推定に用いられている場合がある。例えば、兵庫県(2016)等においては、捕獲数以外に目撃件数を変数に加えて観察過程の式を追加している。しかし、捕獲数と目撃数は連動して動くことから目撃数を観察過程に追加しても推定には何ら新たな知見は与えない。また、目撃件数と生息数の比率を目撃率 δ とすると、同一個体を複数回目撃することで目撃件数が生息数を上回る可能性があるために、目撃率 δ は捕獲率 α のように $0 \leq \alpha \leq 1$ という制約を満たさない。従って、目撃率 δ を推定しようとして収束基準を設定できないのである。つまり兵庫県(2016)の推定は、装飾的データを追加して推定精度が向上したように見せかけているに過ぎないと考えられる⁴⁴。

近年のツキノワグマ大量出沒をブナの凶作に起因するものと捉える考えがある。これはそれ自体、重要な問題であるが、モデルに組み込む際には慎重を期す必要がある。例えば、兵庫県(2016)等においては、ブナ科堅果類豊凶指数の捕獲率や自然増加率に直接与える効果を計測している⁴⁵。この推定には大きな問題を孕んでいる。

ここで検討しなければならないことは、ブナ科堅果類豊凶指数は自然増加率には直接的影響を与える可能性があるが、捕獲率に直接的影響は与えないことである。ブナ科堅果類が豊作であれば出生数は増加して死亡率は低下するので自然増加率は上昇するであろう。

⁴⁴ モデル構造が適切か否かについては式を追加して精度が向上したか否かの検定を行う必要がある。この点については山村(2016,p.346)参照。

⁴⁵ 藤木大介(2017)「ドンダリの豊凶からツキノワグマの出沒を予測する」(兵庫県森林動物研究センター開設10周年記念シンポジウム『野生動物の保全と管理の最前線』発表)において、兵庫県のブナ科堅果類の豊凶とツキノワグマの出沒、捕獲の関連を回帰分析している。筆者はここで提示された資料を用いて、ツキノワグマの捕獲(有害+錯誤)件数と出沒件数をブナ科堅果類の豊凶指数を説明変数として藤木(2017)と同様の、回帰分析を行った。その結果、2010年の異常出沒数をブナ科堅果類の豊凶指数で追うことはできなかった。これは他府県からの流入が増加した可能性を示唆している。また、この回帰分析はトレンド項を説明変数に加えなければ成立しないものであり、このトレンド項の意味を検討する必要がある。

一方でブナ科堅果類が豊作であれば移動距離が短くなり捕獲率は低下するであろう。そうであれば移動距離とブナ科堅果類豊凶指数の関係を考察しなければならないことになる。

さらに、ブナ科堅果類豊凶指数は、循環指数であり、トレンド的構造変化を反映するものではない。つまり自然増加率の循環変動の説明には一定の有効性を持つと考えられるが、循環要因で捕獲数の増加というトレンドを説明しようとする、見せかけの修正が行われることで捕獲率が低下して生息数が過大推定される可能性がある。つまり奥山の劣化によりクマが周辺地域に移動するといったことも全て豊凶指数で説明してしまうことになる。また、他府県からクマが流入して捕獲数が増加した際も、このような構造変化を全て豊凶で説明するために生息数が過大推定されることになる。

ツキノワグマを錯誤捕獲した際、法令に従って放獣した場合、標識・再捕獲法による生息数推定が可能になる場合がある。錯誤捕獲数のデータにランダム性がないことから、データの解釈には留意する必要があるものの、ここで求められる標識付き個体の捕獲率は本来、捕獲率 α を推定する際の重要な補助資料となるはずである。

兵庫県(2016)等の推定では個体数の動きと並行して、標識付の個体数を求めている。ところが、兵庫県(2016)等の推定は、標識付個体に関する動きが個体数にフィードバックされる構造とはなっていないため、この貴重な情報が個体数推定に生かされていない。標識再捕獲法による捕獲率と推定された α の値は基本的に一致しなければならない。標識付き個体の捕獲率が個体数推定に反映されるべきであるにも関わらず、実際は両者に乖離が発生している。

標識付き個体数(時点 t)($N_m(t)$)は、

$$N_m(t) = N_m(t-1) \times \text{生存率 } \phi + \text{新規標識付き個体数} - \text{標識付き個体の人為的死亡数} \dots(19)$$
で示されるため、個体数や捕獲率推定には、生存率 ϕ の設定が最も重要になる。生存率は過去の個別捕獲履歴が存在しない場合、外部からの情報を基に固定すべきパラメータである⁴⁶。いわゆる外生変数であり、モデル内で決定できるものではない。

一連の「階層ベイズ法」によるツキノワグマ生息数推定は、ベイズ法を用いてもデータが基本的に捕獲数のみに限定されており、恣意性のあるデータであること、事前情報に過去の知見が欠落していることから、確度の高いパラメータの推定が困難なはずである。そうであるにも関わらず、パラメータが推定されたのは、初期個体数を低く設定し、密度指標である捕獲数のデータが修正されずトレンドが除去されていないために、モデル内の変数が見せかけの相関を示したことに起因していると考えられる。その結果、自然増加率が過大推定となり、捕獲率は低く推定されて推定生息数は爆発的に増加したという結果となった可能性が高い。

兵庫県の「ツキノワグマ管理計画(2017年3月)」中の個体数推定値の50%、90%信頼限

⁴⁶ 筆者が兵庫県の標識再捕獲に関するデータを用いて生息数を推定したところ、生存率を0.8と設定すると2016年で370頭となった。

界とはシミュレーションの結果として平滑化された個体数が算出される予測区間に過ぎず、真実の生息数がある範囲内にあるということは全く意味しない。

捕獲数からクマの生態の真実に迫れると考えることは飛躍した発想であり、用いた式を説明するための論理的思考過程を経ていない。つまり、有害捕獲や錯誤捕獲の数から個体数を推定しようとする発想自体が間違っている。「MCMC による階層ベイズ法」は、観察データの欠落という日頃の調査不足と、真の個体数に迫るための論理性の欠如という問題点を糊塗できる魔法の手段ではない。

具体的な問題点については、兵庫県がモデル推定に用いた事前情報やプログラミングの開示を拒絶しているため⁴⁷、ここではこれ以上の指摘はできないが、今後、検討を要する事項である。

各府県で用いられている「階層ベイズ法」は、依拠するモデルにおいて、捕獲率や自然増加率を規定する要因に全く考察がなされていない自律度の低いモデルである。このことはどのような況で推定を行うと、いかなる初期個体数と捕獲率、自然増加率の組み合わせも許容することにつながる。また、さらに推定を更新する度に生息個体数が大きく変動する。有害捕獲数という単一データで複数のパラメータを求めることは、識別不可能であるため、データのトレンドが誤った推定値に導くことで全く見当違いの推定が行われることにつながる。つまり、どのような恣意的な架空シナリオを描くことも可能なのである。

「階層ベイズ法」は状態過程に対する事前の信念をデータで補正することを意味しており、この作業が状態過程の真実に迫っているという保証はどこにもない。「階層ベイズ法」で求めた個体数が「科学的」であるから信頼できるというものではない。科学も畢竟、最終的には個人の価値判断に帰属するものであり、研究者の状態過程に対する認識が誤っていれば、「科学的」推定は単なる SF(空想科学小説)に過ぎない。

補論：「階層ベイズ法」によるツキノワグマ生息数推定法の精度検証

ここでは、群馬県から情報公開請求により「群馬県ツキノワグマ適正管理計画(第二種特定鳥獣管理計画・第二期計画)」(2017年3月)におけるツキノワグマ生息数推定に係る資料を用いて「階層ベイズ法」によるツキノワグマ生息数推定の妥当性について検証する。

1. 群馬県の推定結果の検証

群馬県から提供頂いた資料は次のとおりである。

資料1：(財)自然環境研究センター『平成27年度群馬県ツキノワグマ生息状況調査業務報告書』2016年3月、群馬県請負業務

資料2：階層ベイズ法に用いたデータ一式

⁴⁷ 筆者の情報公開請求に対して、兵庫県は研究解析途上である、これまでの研究結果が不当に妨げられるという意味不明の理由でプログラミングの公開を拒否している(2018年9月4日現在)。

資料3：「群馬県クマ個体数推定スクリプト」自然環境研究センター修正版

資料1はバックグラウンドペーパー、資料2が使用データ、資料3がコンピュータプログラムである。プログラムは、フリーソフトの”R”に R2WinBUGS を介することで MCMC を Gibbs sampler で行うフリーソフト WinBUGS を呼び込むことで作動する。

まず、群馬県の推定結果について検証を試みた。

資料1では、「階層ベイズ法」のモデルの基本構造、データ等が pp.7-12 に記されている。ここからモデルの基本構造は本論の第5節に提示したモデルと同様であり、捕獲数は狩猟数と有害捕獲数を合算したもの、除去数は捕獲数と等しく設定していることが分かる。なお、使用データは1998～2015年、目撃数は2009年以降、ブナ科堅果類の豊凶は2008年以降について利用可能である。

推定結果は資料1の pp.21-26 に記されている。ここからは、初期個体数を低く設定すると自然増加率が高くなるとともに生息数の水準は低くなること、初期個体数を高く設定すると自然増加率が低くなるとともに生息数の水準は高くなることが示される。

つまり、本論の第5節で指摘したとおり、モデルの性格上、自然増加率と生息数の組み合わせは無限に設定可能であり、自然増加率とその後の生息数の推移は、初期個体数の設定に左右されることが確認される。従って、推定された自然増加率が妥当な水準であるか否か個体数推定値の妥当性の判断基準になると考えられる。

筆者は、このプログラムを作動させて、群馬県についてツキノワグマ生息数を数ケース、シミュレーションを行い、モデルの性格を確認してみた。その結果は別表1のとおりであり、ここから次のことが事実確認できた。但し、群馬県の推定は狩猟と有害捕獲という客観性やランダム性が欠如した誤差の大きい間接データを用いたものであるため、この結果が妥当な生息数水準を求めることは難しいという前提で解釈する必要がある。

- ① 初期個体数の設定を変更するケース i では、設定個体数を大きくすると、自然増加率は低く推定される。この場合、ケース④と⑤が自然増加率は6～8%台程度と妥当な水準と

(I：個体数設定変更ケース)						
ケース	①	②	③	④	⑤	
初期個体数	500～1500	1000～2000	1500～2500	2000～3000	2500～3500	
設定	標準	標準	標準	標準	標準	
1998年度推定値(中央値)	607(565,655)	1089(1029,1153)	1566(1492,1644)	2040(1955,2130)	2513(2417,2612)	
2015年度推定値(中央値)	601(471,745)	997(832,1181)	1252(1065,1458)	1446(1243,1668)	1602(1387,1839)	
自然増加率(%)	38.3	19.1	12.5	8.8	6.4	
(II：条件設定変更ケース)						
ケース	①	②	③	④	⑤	⑥
初期個体数	1000～2000	1000～2000	1000～2000	1000～2000	1000～2000	1000～2000
設定	目撃数0	捕獲数2倍/捕殺数2倍	捕獲数2倍/捕殺数一定	豊凶一定=1	豊作=1.5	凶作=0.5
1998年度推定値(中央値)	1089(1029,1153)	1176(1116,1240)	1179(1112,1267)	1107(1043,1182)	1004(945,1065)	1012(964,1072)
2015年度推定値(中央値)	997(832,1181)	1425(1216,1653)	1608(1405,1832)	1310(1080,1576)	1989(1611,2441)	332(256,416)
自然増加率(%)	19.1	31.2	17.3	17.4	19.8	22.3
注：生息数推定値は中央値(2.5%値、97.5%値)である。						

なり、個体数は減少傾向を示す。

- ② 初期個体数の設定を 1000～2000 頭と固定して条件設定を変更したケースⅡでは、目撃数を 0 としたケース①で、個体数推定結果に変動はないことが示される。つまり、目撃情報は推定において飾りに過ぎない。
- ③ ケースⅡの捕獲数と捕殺数を 2 倍にするケース②では、生息数推定値は増加するものの、除去数も 2 倍に増加するので増加はある程度抑制される。但し、自然増加率は大幅に上昇する。つまり捕獲すればする程、生息数推定値は増えるというモデルの欠陥が示される。
- ④ ケースⅡの捕獲数を 2 倍で捕殺数を固定するケース③では、ケース②と比較して生息数推定値は飛躍的に増加するが、自然増加率の上昇は抑制される。このことは、錯誤捕獲による放獣を実施した場合に、錯誤捕獲も捕獲にカウントすれば、生息数推定値は見かけ上、増えるというモデルの欠陥が示される。
- ⑤ ケースⅡのブナ科堅果類が平年並み、豊作あるいは凶作とするケース④⑤⑥では、個体数は 2008 年以降に増加あるいは減少方向に大きく振幅する。但し、自然増加率にブナ科堅果類の豊凶は反映されないようにモデル設定がなされている。この結果はにブナ科堅果類の豊凶は適切に用いなければ結果を不安定にさせる可能性があることを示している。

これらの結果は、生息数推定値は基本的に捕獲数から逆算されたものであるという重要な事実を示している。捕獲数は最低限の生息数を示していると解釈できる。従って(16)の α を捕獲率と解釈すると、 $0 \leq \alpha \leq 1$ が成立している。このため、 α の条件設定が可能となること、捕獲数の推移が生息数のトレンドを示すと解釈したことで推定が可能となったものと考えられる。

このことは、初期個体数を低めに設定すると、自然増加率が高く推定されることになり、捕獲すればするほど、奥山が豊で個体数推定値が大きくなるという結果をもたらす。この結果はツキノワグマが爆発的に増えたので狩猟を正当化することに利用されることになる。

逆に初期個体数を高く設定すると自然増加率は低く推定され、捕獲を増加させると個体数が減少するという結果が導かれることを意味する。この結果は、かつて人里にはツキノワグマは降りてこなかったが山中には存在しており、現在、人里に降りてきたツキノワグマの捕獲により個体数は減少傾向を辿っていることを示しており、ツキノワグマの保護と奥山復元を強化することが要請されることになる。

同一データで同一モデルを用いても初期個体数の設定で正反対の結果がもたらされること、正反対の政策的含意がもたらされることを意味する。さらにいずれの結果についてもブナ科堅果類の豊凶要因を考慮すると、結果が増幅されることにつながる。

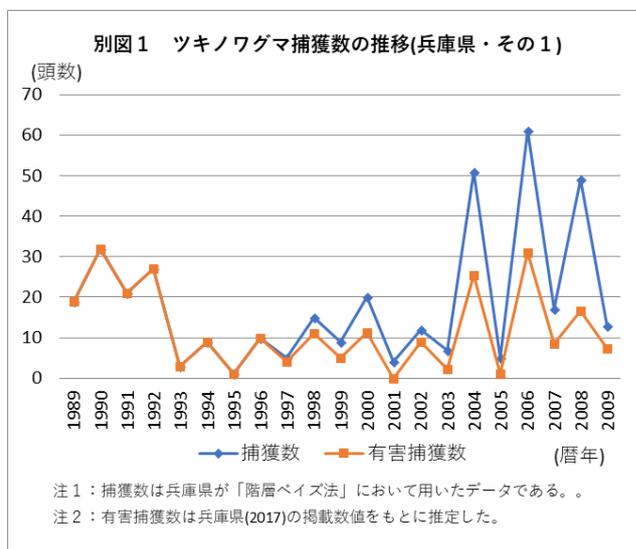
いずれの結果を採用するかについては、自然増加率の妥当な水準をもたらす結果を用いるのが妥当であるため、ツキノワグマの保護と奥山復元を強化することが要請されるのが正しい帰結で考えられる。

なお、ツキノワグマの捕獲が恣意的に行われていること、捕殺圧を高めていることが捕獲数の増加に反映されれば、用いたデータに客観性が失われるため、ツキノワグマの生息数が増加しているというシミュレーション結果の信頼性は著しく低下する。

一方、目撃数については、同一個体を複数目撃している可能性があるため、目撃率の範囲を先験的に設定することができず、個体数に結びつけることが難しい。また目撃数の推移は捕獲数の推移と連動しているため、両者を識別することが難しいと考えられる。このため、目撃数は生息数推定には殆ど寄与していないと考えられる。

2. 兵庫県の推定結果の検証

筆者は、群馬県から提供されたプログラムを修正して兵庫県の階層ベイズ法によるツキノワグマ生息数推定を相当程度再現できるようにした。そのプログラミングを用いて兵庫県の推定結果の妥当性について検証を加えた。



兵庫県については、1996年から錯誤捕獲したツキノワグマについては法令に従って放獣している⁴⁸。また、かつては有害捕獲したツキノワグマも学習放獣していた場合がある。学術用または、学習放獣した際には標識を装填するので1994年以降については、標識再捕獲法による生息数推定が可能である。

兵庫県においては、ツキノワグマの捕獲関連データは1989年から整備されている。このうち、1995年までの捕獲数には狩猟数が含まれている。また、目撃件数については2000年から、ブナ科堅果類望郷指数は2005年から利用可能である。

兵庫県の一連の「階層ベイズ法」によるツキノワグマ生息数推定のうち、坂田他(2011)が当初論文であり、1994年～2010年の間のデータを用いている。これは、生息数と並行して標識付き個体数の推定が行われているためである。しかしながら、「階層ベイズ法」には標識再捕獲による捕獲率が有効活用されておらず、標識再捕獲法から求めた生息数と「階層ベイズ法」による生息数には大きな乖離があることが指摘されている⁴⁹。

「階層ベイズ法」においては、生息数は基本的に捕獲数で決定されていることは前節に

⁴⁸ 兵庫県の姿勢については、評価する。しかし自治体が法令に従うのは当然のことである。法令に従わない自治体が多数存在しているために、法令に従う自治体を評価せざるを得ないという転倒した状況が発生している。自治体が率先して法令を無視しているのが現状である。

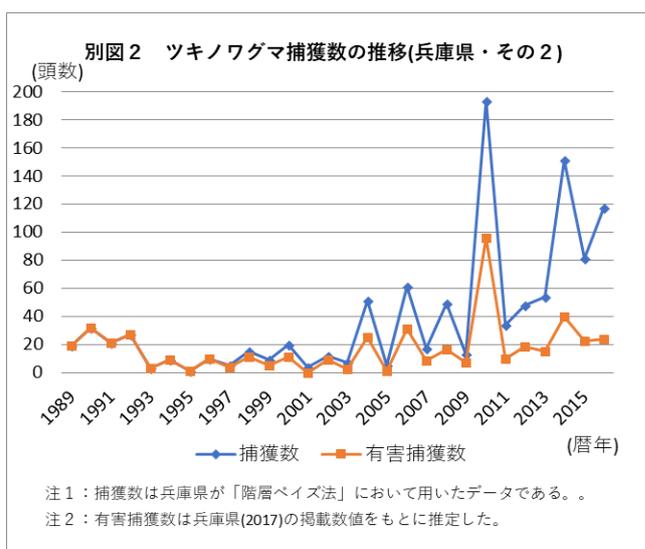
⁴⁹ 山上(2016)。

において確認済みである。兵庫県においては別図1に示されるように、ツキノワグマの捕獲数が2004年以降、急激に増加している。2004年を境に自然増加率が上昇したことは考えにくいことから、何らかの要因が働いて捕獲数の増加につながったと考えられる。この状態を生息数の増加に起因するものと捉えると生息数推定値は莫大なものになってしまう。

兵庫県においては、別図2に示すように、2010年に大量捕獲が発生している。この異常値については発生要因を吟味しなければ推定にバイアスが発生することになる。別図2に示されるように兵庫県においては、2010年以降、錯誤捕獲が急増している。このことが推定値を見かけ上、大きくする可能性がある。以上の要因が、推定にどのような影響を与えているかを検証する必要がある。

このような状況を考慮して、筆者は兵庫県のツキノワグマに関して「階層ベイズ法」により、1989～2016年、1994～2016年のデータを用いた生息数推定を試みた。1994～2016年のデータを用いたのは、坂田他(2012)の結果の妥当性について検証するためである。この場合、標識付き個体数の推定とこれの生息数推定への適用が可能か否かについても検討した。なお、事前分布については、兵庫県(2016)等を参考にして設定した。

標識付き個体数の推定に際しては、生存率 ϕ は最も重要な変数となる。生存率を求めるには過去の捕獲履歴が必要であるが、兵庫県では公開されていない(あるいは履歴が存在していない)。このような状況では、生存率は $0 \leq \phi \leq 1$ のいずれの数値をとるか特定できないことから、標識付き個体数の推定は不確実性が高い。生存率を何らかの値に固定して標識付き個体数を求めても、これを生息数推定に適用すると、一方では捕獲数から生息数を求めようとしているために、生息数の多重定義となることで計算不可能となることが判明した。



従って、ここでは1989～2016年のデータを用いた標識付き個体数を考慮しない「階層ベイズ法」の推定結果を別表2に示す。兵庫県においては、個体数の出発点となる初期個体数を示す根拠のあるデータが乏しい。兵庫県(2016)は同県の従前の推定を踏まえたものであり、当初の推定である坂田他(2011)では当初個体数として兵庫県調査による1993～1995年の個体数78～92頭を用いていたが、その後の調査である坂田他(2012)、坂田他(2014)、兵庫県(2016)では、直前の推定個体数を初期(期末)個体数として設定している。これは推定の上に推定を重ねる行為であり、容認できるものではない。

その結果、判別したことは次のとおりである。

- ① 捕獲数に錯誤捕獲を含めている標準的なケースⅠにおいては、2004年以降の捕獲数の増加は生息数推定値の大幅な増加につながる。この場合、2005年以降の自然増加率はブナ科堅果類豊凶の影響を受けて、あり得ない水準に上昇する。つまり、全ての捕獲数変動要因をブナ科堅果類豊凶に帰すという欠陥構造を有している。
- ② 同様にケースⅠにおいて、初期個体数の設定を変えると生息数推定値を大きく膨らませ

別表2 兵庫県のツキノワグマ生息数シミュレーション結果(1989～2016年)				
(Ⅰ：当初個体数設定変更ケース)				
	①	②	③	④
初期個体数	100～200	200～300	300～400	400～500
設定	標準	標準	標準	標準
1989年度推定値(中央値)	105(86,136)	201(171,252)	298(259,362)	398(350,472)
2004年度推定値(中央値)	70(49,100)	122(87,177)	175(121,262)	240(160,364)
2016年度推定値(中央値)	347(233,521)	713(499,1038)	1114(784,1606)	1575(1110,2239)
自然増加率(%) <small>(ベース値)</small>	25.2	6.4	2.0	0.4
(Ⅱ：錯誤捕獲数除去ケース)				
	①	②	③	④
初期個体数	100～200	200～300	300～400	400～500
1989年度推定値(中央値)	114(91,171)	211(175,275)	305(259,371)	399(346,467)
2004年度推定値(中央値)	31(18,52)	55(34,90)	78(48,125)	102(63,164)
2016年度推定値(中央値)	71(22,151)	157(81,268)	236(137,375)	317(195,488)
自然増加率(%) <small>(ベース値)</small>	18.5	1.4	-2.7	-4.5
(Ⅲ：ブナ豊凶除去ケース)				
	①	②	③	④
初期個体数	100～200	200～300	300～400	400～500
1989年度推定値(中央値)	80(66,95)	172(146,200)	280(244,320)	394(350,447)
2004年度推定値(中央値)	47(32,68)	160(112,226)	361(255,515)	661(471,933)
2016年度推定値(中央値)	296(214,401)	755(543,1051)	1546(1101,2200)	2660(1893,3788)
自然増加率(%) <small>(通年)</small>	36.1	17.1	13.3	12.0
(Ⅳ：錯誤捕獲及びブナ豊凶除去ケース)				
	①	②	③	④
初期個体数	100～200	200～300	300～400	400～500
1989年度推定値(中央値)	88(73,105)	181(155,210)	282(248,323)	388(345,446)
2004年度推定値(中央値)	30(19,46)	93(64,134)	183(126,258)	299(213,422)
2016年度推定値(中央値)	54(20,102)	157(91,251)	303(189,466)	488(314,746)
自然増加率(%) <small>(通年)</small>	41.4	13.4	7.7	5.7

ることが可能となる。

- ③ 捕獲数から錯誤捕獲を除外しているケースⅡについては、自然増加率の推定値に不自然な面があるものの、ケースⅠと比較して大幅に生息数推定値が低下する。このことは錯誤捕獲により兵庫県の生息数推定値は大きく膨らんでいる可能性を示唆する。
- ④ 同様にケースⅡにおいて、錯誤捕獲を除外すると2010年の大量出沒については捕獲と捕殺が相殺されて生息数推定値への影響を緩和することになる。
- ⑤ 2005年以降のブナ科堅果類豊凶を除外したケースⅢにおいては、1989年以降の自然増加率が全て押し上げられるために、ケースⅠよりもさらに生息数推定値は膨らむ結果となる。

以上から、自律度が低く識別不可能なモデルは、いかなる捕獲率と自然増加率の組み合わせも解として容認されてしまう危険性が高いことが示される。密度依存性を考慮していないために生息数は爆発的な増加傾向を示すという問題がある。錯誤捕獲という有害捕獲と全く異なる性質のものを捕獲数に加算してデータとして用いているために、生息数推定値が過大推定となっている。1994年～2010年までのデータを用いた当初推定により生息数が急増したという見かけ上の結果を提示し、その結果を以降の生息数推定における初期個体数としたために、生息数水準が膨らみ、計画に反映されることとなった可能性が高い。

従って、筆者は2004年以降のデータを用いて兵庫県のツキノワグマ生息数推定を行ってみた。その結果は別表3に示すとおりである。この場合、初期個体数の設定については十分な情報がないことから、任意の値に設定している。錯誤捕獲を捕獲数に含めると、自然増加率が著しく高くなり、生息数も著しく大きくなる。錯誤捕獲除外すると、結果の妥当性は向上すると言える。但し、これはあくまで「階層ベイズ法」に用いられたモデルとデータを前提としたもので、この結果が正しい生息数を示しているものではない。

{参考文献}

Auger-Méthé, M, C.Field, C.Albertsen, A.Derocher, M.Lewis, I.Jonsen, J.Mills Fleming

別表3 兵庫県のツキノワグマ生息数シミュレーション結果(2004～2016年)				
(Ⅰ：ブナ豊凶除去ケース)				
	①	②	③	④
初期個体数	100～200	200～300	300～400	400～500
2004年度推定値(中央値)	57(40,77)	186(156,222)	312(268,383)	435(380,519)
2016年度推定値(中央値)	215(146,306)	629(458,866)	1072(790,1470)	1507(1122,2039)
自然増加率(%)	33.4	16.4	14.0	13.0
(Ⅱ：錯誤捕獲及びブナ豊凶除去ケース)				
	①	②	③	④
初期個体数	100～200	200～300	300～400	400～500
2004年度推定値(中央値)	84(64,111)	204(169,270)	321(273,399)	435(377,514)
2016年度推定値(中央値)	100(49,178)	267(158,442)	439(271,698)	609(386,943)
自然増加率(%)	20.5	9.5	7.2	6.2

- (2016). State-space model's dirty little secrets: even simple linear Gaussian models can have estimation problems. *Scientific Reports* 6, pp.1-10
- Buckland, S., K. Newman, L. Thomas and N. Koesters (2004) "State-space models for the dynamics of wild animal populations" *Ecological Modelling*, vol.171, Issues 1–2, pp. 157-175
- Chaloupka, M. and G. Balazs (2007) "Using Bayesian state-space modelling to assess the recovery and harvest potential of the Hawaiian green sea turtle stock" *Ecological Modelling* vol.205, Issues 1–2, pp.93-109
- Clark, J. and O. Bjørnstad (2004) "Population Time Series: Process Variability, Observation Errors, Missing Values, Lags, and Hidden States" *Ecology*, vol.85, issue 11, pp.3140-3150
- Commandeur, J. and S. Koopman (2007) "An Introduction to State Space Time Series Analysis" Oxford University Press 和合肇訳『状態空間時系列分析入門』シーエーピー出版
- Dennis, B., J. Ponciano, S. Lele, M. Taper and D. Staples (2006) "Estimating Density Dependence, Process Noise, and Observation Error" *Ecological Monographs*, vol.76, issue 3, pp.323-341
- Durbin, J. and S. Koopman (2012) "Time Series Analysis by State Space Methods" Oxford University Press 和合肇、松田安昌訳『状態空間モデリングによる時系列分析入門』シーエーピー出版
- Fukasawa, K., T. Hashimoto, M. Tatara and S. Abe (2013) "Reconstruction and prediction of invasive mongoose population dynamics from history of introduction and management: a Bayesian state-space modelling approach" *Journal of Applied Ecology* vol.50, issue 2, pp.469-478
- Gardner, B., J. Royle and M. Wegan (2009) "Hierarchical Models for Estimating Density from DNA Mark–Recapture Studies" *Ecology*, vol.90, issue 4, pp.1106-1115
- Garrett, E. and S. Zeger (2000) "Latent class model diagnosis" vol.56, *Biometrics*, pp.1055-1067
- Granger, C. and P. Newbold (1974) "Spurious Regressions in Econometrics" *Journal of Econometrics*, vol.2, pp.111-120
- Griebeler, E. M., and A. Seitz (2002) "An individual based model for the conservation of the endangered Large Blue Butterfly, *Maculinea arion* (Lepidoptera: Lycaenidae)" *Ecological Modelling* vol.156, pp.43-60
- Iijima, H., T. Nagaike and T. Honda (2013) "Estimation of deer population dynamics using a bayesian state-space model with multiple abundance indices" *The Journal of Wildlife Management*, vol.77, Issue 5, pp.1038–1047

- Kriticos, D., J. Brown, G. Maywald, I. Radford, M. Nicholas, R. Sutherst and S. Adkins (2003) "SPANDX: a process-based population dynamics model to explore management and climate change impacts on an invasive alien plant, *Acacia nilotica*" *Ecological Modelling*, vol. 163, pp. 187-208
- Leslie, P. H. (1945) "The use of matrices in certain population mathematics" *Biometrika*, vol. 33, No. 3, pp. 183-212
- Miller, D., A. Jensen and J. Hammill (2002) "Density dependent matrix model for gray wolf population projection" *Ecological Modelling*, vol. pp. 271-278
- Newman, K., S. Buckland, B. Morgan, R. King, D. Borchers, D. Cole, P. Besbeas, O. Gimenez and L. Thomas (2014) "*Modelling Population Dynamics: Model Formulation, Fitting and Assessment using State-Space Methods*" Springer
- Parysow, P. and D. Tazik (2002) "Assessing the effect of estimation error on population viability analysis: an example using the black-capped vireo" *Ecological Modelling*, vol. 155, Issues 2-3, pp. 217-229
- Peterson, M., Grant, W. Lopez, and N. Silvy (2003) "Implications of fetal sex ratio hypotheses in endangered populations: simulated dynamics of Florida Key deer, Florida, USA" *Ecological Modelling*, Vol. 165, pp. 209-220
- Petris, G., S. Petrone and P. Campagnoli (2009) "*Dynamic Linear Models with R*" Springer, 和合肇、萩原淳一郎訳『Rによるベイジアン動的線形モデル』朝倉書店
- Royle, A. and R. Dorazio (2006) "Hierarchical Models of Animal Abundance and Occurrence" *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics*, vol. 11, Issue 3, pp. 249-263
- The Humane Society of the United States (2017) "Re: OPPOSE SB 522, An Act Authorizing Bear Hunting in Connecticut"
- Thomas, L., Buckland, S., Newman, K. and J. Harwood (2005) "A unified framework for modelling wildlife population dynamics" *Australian and New Zealand Journal of Statistics* vol. 47, No. 1, pp. 19-34
- Trenkel, V., Elston, D. and S. Buckland (2000) "Fitting population dynamics models to count and cull data using sequential importance sampling" *Journal of the American Statistical Association* vol. 95, pp. 363-374
- Yamamura, K. (2016) "Bayes estimates as an approximation to maximum likelihood estimates" *Population Ecology*, Volume 58, Issue 1, pp. 45-52
- 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
- Yearsley, J., D. Fletcher and C. Hunter (2003) "Sensitivity analysis of equilibrium population

- size in a density-dependent model for Short-tailed Shearwaters” Ecological Modelling, vol.163, pp.119-129
- 浅田正彦、長田穰、深澤圭太、落合啓二(2014)「状態空間モデルを用いた階層ベイズ推定法によるキョン(Muntiacus reevesi)の個体数推定」哺乳類科学、Vol. 54、No. 1、pp. 53-72
- 飯島勇人(2016a)「生態学分野における状態空間モデルの利用」日本生態学会誌、vol.66,no.2,pp.337-338
- 飯島勇人(2016b)「シカ類の個体群動態の推定における状態空間モデルの有用性」日本生態学会誌、vol.66,no.2,pp.351-359
- 伊東宏樹(2015)「時系列・空間のモデリング」岩波データサイエンス、vol.1,pp.39-59
- 伊東宏樹(2016)「状態空間モデルの実行方法と実行環境の比較」日本生態学会誌、vol.66,no.2,pp.361-374
- 伊庭幸人(2015)「時間・空間を含むベイズモデルのいろいろな表現形式」岩波データサイエンス、vol.1,pp.96-106
- 江口則和、石田朗、山下昇、高橋啓、鈴木千秋、岡田良平、佐藤亨介(2015)「愛知県東部地域におけるニホンジカの個体数指標の推定」中部森林研究 No.64,pp.21-26
- 小尾恵一郎(1996)「P.H.ダグラス 賃金理論」日本労働研究雑誌、No.432、pp.53-55
- 小尾恵一郎、宮内環(1998)『労働市場の順位均衡』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
- 北川源四郎(2017)「状態空間モデル」岩波データサイエンス Vol.6,pp.5-31
- 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
- 坂田宏志・岸本康誉・太田海香・松本崇(2014)「ツキノワグマの個体群動態の推定(兵庫県 2012 年)」兵庫ワイルドライフレポート No.2 pp.93-109、兵庫県森林動物研究センター研究部編
- 高倉耕一、阿部拓人、土井一秀、真田秀一、長谷 篤(2013)「大阪市内における屋外生活ネコ個体群動態のベイズ推定」日本環境動物昆虫学会学術雑誌、vol.24,No.4,pp.133-141
- 谷崎久志(1993)『状態空間モデルの経済学への応用—可変パラメータ・モデルによる日米マクロ計量モデルの推定』日本評論社
- 谷崎久志(2007)「状態空間モデル」蓑谷千鳳彦、縄田和満、和合肇編『計量経済学ハンドブック』朝倉書店
- 兵庫県(2016)「ツキノワグマの個体群動態の推定(兵庫県 2015 年)」
- 深谷肇一(2016)「状態空間モデルによる時系列解析とその生態学への応用」日本生態学会

誌、vol.66,no.2,pp.375-389

宮内環(2010)「労働供給関数」 蓑谷千凰彦、牧厚志編『応用計量経済学ハンドブック』所収、朝倉書店

山上俊彦(2014)「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」現代と文化 vol.130,pp.15-43

山上俊彦(2016)「最近のクマ類生息個体数を考える」日本奥山学会誌 vol.4,No.1 pp.29-49

山村光司(2016)「状態空間モデルによる昆虫個体数変動の解析における諸問題」日本生態学会誌、vol.66,no.2,pp.339-350