

第 3 章

兵庫県におけるニホンジカ個体群動態の 推定と地域別の動向

高木 俊^{1*,2}

¹ 兵庫県森林動物研究センター

² 兵庫県立大学自然・環境科学研究所

要 点

- ・ 兵庫県における市町ごとのニホンジカ個体数を、市町ごとの有害捕獲数、狩猟捕獲数および密度指標として糞塊密度、努力量あたり目撃頭数 (SPUE)、わな設置努力量あたり捕獲頭数 (CPUE) のデータを用いた状態空間モデルより推定した。
- ・ 市町ごとの推定生息個体数は、捕獲強化以前はいずれも増加傾向にあり、捕獲強化以降は、減少傾向や頭打ちになった市町が多い一方で、単調増加傾向にある市町も見られた。
- ・ 兵庫県全体の生息個体数は、年代ごとに増加傾向から、頭打ち、減少と捕獲圧の強化に応じた変化を示した。
- ・ 密度指標のうち、SPUE が生息密度との関係性が強く見られ、糞塊密度については市町ごとの観測過程のばらつきの考慮が必要であった。

Keywords: 空間的異質性、状態空間モデル、Harvest-based estimation、密度指標

Estimations of regional trends in sika deer population dynamics in Hyogo Prefecture, Japan

Shun Takagi^{1*,2}

¹ Wildlife Management Research Center, Hyogo

² Institute of Natural and Environmental Sciences, University of Hyogo

Abstract: Sika deer population dynamics in Hyogo Prefecture, Japan, were estimated using a state-space model that integrated population dynamics and observations. To estimate regional trends in population dynamics, we built a database for city-level monitoring data that included the number of culled and hunted deer, fecal pellet density, sightings per unit effort (SPUE), and catches per unit effort. An increase in population density occurred in most cities prior to the implementation of intensive population control. As a result, various population trends have since been observed: decreases, leveling-off,

and continual increases. At the prefectural level, population dynamics responded to the population management practice, with a change in trend from increasing to decreasing numbers. SPUE was the most reliable index of population density at the city level, while fecal pellet density was less reliable.

Keywords: density index, harvest-based estimation, spatial heterogeneity, state-space model

3-1. はじめに

兵庫県ではニホンジカ (*Cervus nippon* 以下、シカ) 個体数および被害の増加を防止する目的で、第2種特定鳥獣管理計画 (以下、特定計画) を策定している (兵庫県 2017)。特定計画では、シカ個体群の順応的管理が求められており、個体数が増加傾向にあるシカ個体群の管理においては、生息密度調査に基づく生息動向の評価と目標捕獲頭数の設定が必要とされている (環境省 2015a)。兵庫県ではこれまで出猟カレンダー調査や糞塊密度調査に基づき生息動向の把握を行い、そこから得られる生息密度の増減を反映する指標 (以下、密度指標) と捕獲頭数の実績から個体群動態の推定と将来予測を行ってきた (松本ほか 2014a, b)。松本ほか (2014a, b) では本州部と淡路島の2個体群を対象に動態を推定しているが、分布の拡大や2010年以降に捕獲頭数の大幅な増加が生じたことによって、同一個体群と扱っている中でも、地域ごとに動態の空間的な異質性が生じていることが想定される。地域、特に捕獲や対策の管理単位となる市町の現状に応じた生息状況の把握と効果的な対策の立案には、動態の不均一性を扱うことのできる空間解像度の高い新たな個体数推定モデルの構築が必要である。

新たな個体数推定モデルの構築を行う前に、従来採用していたモデルの問題点を整理する。個体数の推定は、捕獲データと密度指標の時系列変化の関係性から個体数を推定する Harvest-based estimation の考え方を採用した、状態空間モデルによって行っている (Matsuda et al. 2002; Yamamura et al. 2008)。飯島 (2017) は、シカの個体数推定において状態空間モデルを採用することは、真の個体数動態をモデル内で明示的に扱うことができる、複数の種類のデータを同一のモデルに取り込むことができる、観測誤差と真の動態の不確実性を分離できる、という3点を利点としてあげている一方で、データの持つ情報量によっては個体数や増加率の推定が困難なケースが生じる点を指摘している。この点において、過去の推定モデル (松本ほか 2014a, b) では、データの持つ情報量の不足から、内的自然増加率や環境収容力のパラメータに既存の文献情報 (伊藤 1986; Kaji et al. 2004; 環境省生物多様性センター 2011) に基づく事前情報や、過去の個体数推定値に基づく事前情報を設定している点で、得られた増加率や個体数の推定値の解釈には注意が必要といえる。これらの情報量の不足は、時系列データの追加、個体群別から市町別へのデータの解像度の向上、適切な密度指標の観測モデルの設定によって対応可能なものと考えられる。

そこで本研究では、兵庫県におけるシカの地域別動向の把握を目的として、市町単位での捕獲データと密度指標を整理し、個体群動態推定モデルの開発を行った。密度指標としては、特定計画で生息状況のモニタリング指標として定めている、糞塊密度および目撃効率（銃猟 1 人日あたりの目撃頭数；以下、SPUE）に加えて、わな猟における捕獲効率（くくりわなおよび箱わな 100 わな日あたりの捕獲頭数；以下、くくりわな CPUE・箱わな CPUE）の 4 種類の指標について、観測モデルに組み込み、密度指標としての有効性について検討した。

3-2. 方法

対象とする期間と地域

対象期間は 2002 年度から 2017 年度の 16 年間、対象地域は兵庫県内 41 市町とした。松本ほか (2014a, b) では 1 月から 12 月までで 1 年を区切っていたが、市町ごとの捕獲データが年度単位で整備されていることから 4 月から翌年 3 月までの年度単位での動態を仮定した。

データ

個体数推定には捕獲データと密度指標が用いられる。捕獲データとして有害捕獲数および狩猟捕獲数、密度指標として単位努力量あたりの糞塊密度（糞塊数/1 km）、SPUE（銃猟目撃頭数/1 人日）、くくりわな CPUE（くくりわな捕獲頭数/100 わな日）、箱わな CPUE（箱わな捕獲頭数/100 わな日）を用いた（図 3-1, 3-2, 3-3）。糞塊密度および SPUE についてはシカ生息密度指標として一定の有効性が評価されており（濱崎ほか 2007）、SPUE およびわな CPUE については森林下層植生衰退度・農業被害との関係性が指摘されている（岸本ほか 2012; 高木ほか 2018）。なお、2006～2016 年度にかけての年度ごとの SPUE および CPUE については、栗山ほか (2018b) に詳細が記述されている。

有害捕獲数は、年度ごとの有害鳥獣捕獲およびその他許可捕獲（狩猟を除く）に基づく捕獲数とし、市町からの報告数に県で集計している許可捕獲（狩猟除く）を加えたものとした。狩猟捕獲数は、出猟カレンダー調査（栗山ほか 2018a）に基づき、狩猟者からの猟期中の捕獲数の報告の合計を狩猟メッシュ単位（約 5 km×4 km の 5 倍地域メッシュに相当）で集計した。糞塊密度は、県内およそ 70～100 のメッシュ（年度により対象メッシュ数は異なる）において、尾根上約 5 km のルートを踏査し、ルートの両側 1 m 以内で発見されたシカの糞塊数のカウントし、狩猟メッシュごとに集計した。調査は毎年猟期前の 10 月下旬～11 月中旬（その時期に調査不能な場合は 11 月下旬）にかけて行った。糞塊は、その新しさや大きさから一つの糞塊を判断し、10 粒以上の糞塊数を糞塊密度の集計の対象とした。SPUE、くくりわな CPUE、箱わな CPUE は、出猟カレンダー調査に基づき、メッシュごとにシカの日撃頭数、各わなでのシカの捕獲頭数および努力量に当たる出猟人日数、わな種ごとの設置わな日数（設置基数×設置日数）を集計し、算出した。SPUE の集計に関しては、シカの日撃頭数は多雪年で発見率が高くなることが指摘されているため（濱崎ほか 2007）、積雪の影響を考慮して猟期前半の

11～12月のデータに限定して行った。わなのCPUEに関しては、わなの設置努力量についての報告様式が統一された2010年以降のデータに限定して行った。CPUEの計算の際には、設置日や回収日の報告不備から努力量の算出が不可能なものが含まれているため、努力量が不明のわなによる捕獲頭数については集計から除外した。いずれの指標も一度メッシュ単位で集計した後に、市町単位でデータを合計した。その際、複数の市町にまたがるメッシュの値については、各市町の森林面積に応じて按分した。なお、2005年度の淡路地域のSPUEについては、努力量の集計に一部データの欠損が見られたため、欠損値扱いとしている。

市町単位での個体群動態モデルの構築のため、メッシュ単位で集計されているデータ(有害捕獲数を除くすべてのデータ)については、当該メッシュ内の森林面積に応じて市町単位に按分し集計しなおした。森林は自然環境保全基礎調査第6・7回の植生調査データをもとに整備された1/2.5万植生図(環境省生物多様性センター

<http://gis.biodic.go.jp/webgis/sc-006.html>)における大区分のうち、なだれ地自然低木群落、河辺林、海岸風衝低木群落、岩角地・海岸断崖地針葉樹林、岩角地・風衝地低木群落、岩角地針葉樹林、溪畔林、自然低木群落、沼沢林、常緑広葉樹二次林、常緑広葉樹林、常緑針葉樹二次林、植林地、暖温帯針葉樹林、竹林、低木群落、落葉広葉樹二次林、落葉広葉樹林、落葉広葉樹林(太平洋型)、落葉広葉樹林(日本海型)、落葉広葉低木群落、冷温帯針葉樹林に属するものを森林として定義した。按分して得られた市町レベルでの努力量の合計が小さい場合、観測誤差が大きくなりやすいことから、糞塊密度については1km以上、SPUEについては10人日以上、くくりわなおよび箱わなCPUEについては100わな日以上の記録があった場合のみを、観測データとして用いた。

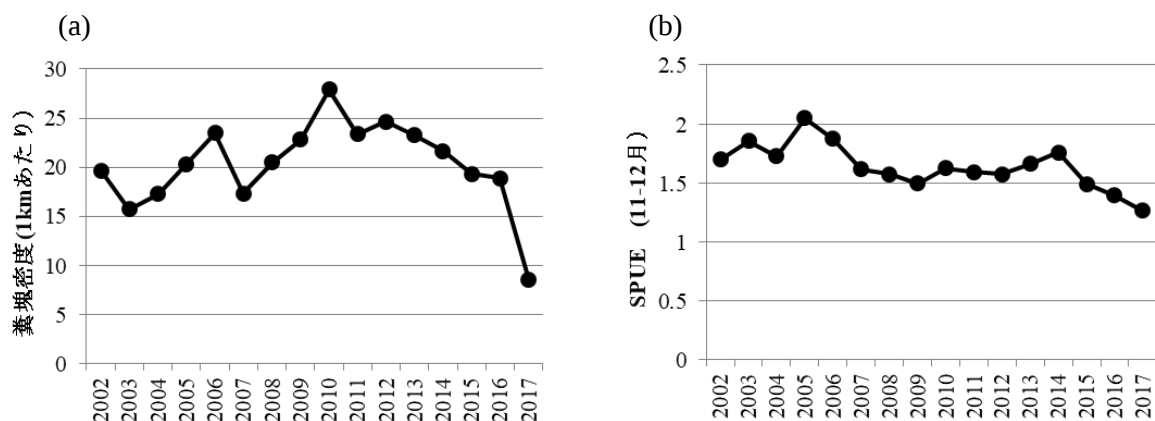


図 3-1. 兵庫県における糞塊密度 (a) および SPUE (b) の経年変化。県内全域を対象にした集計値を示す。SPUE は猟期のうち 11-12 月の値を用いた。

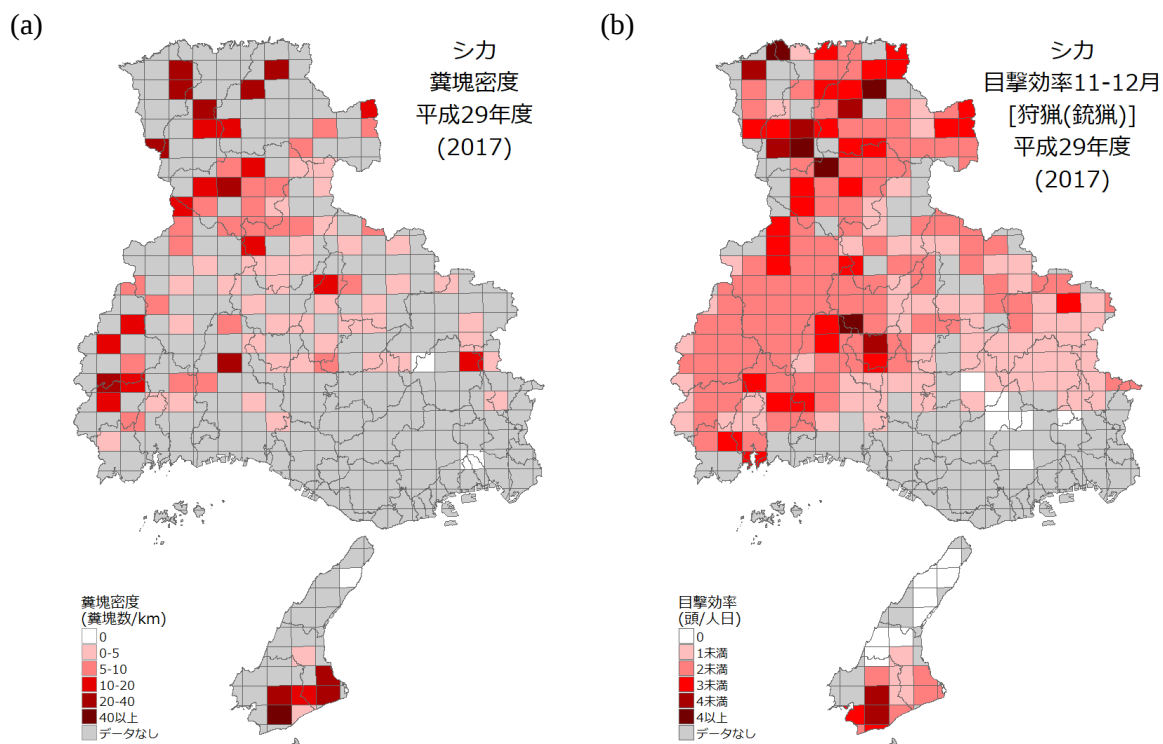


図 3-2. 兵庫県における 2017 年度の糞塊密度 (a) および SPUE (b)。SPUE は猟期のうち 11-12 月の値を用いた。色が濃い地域ほど値が高い。

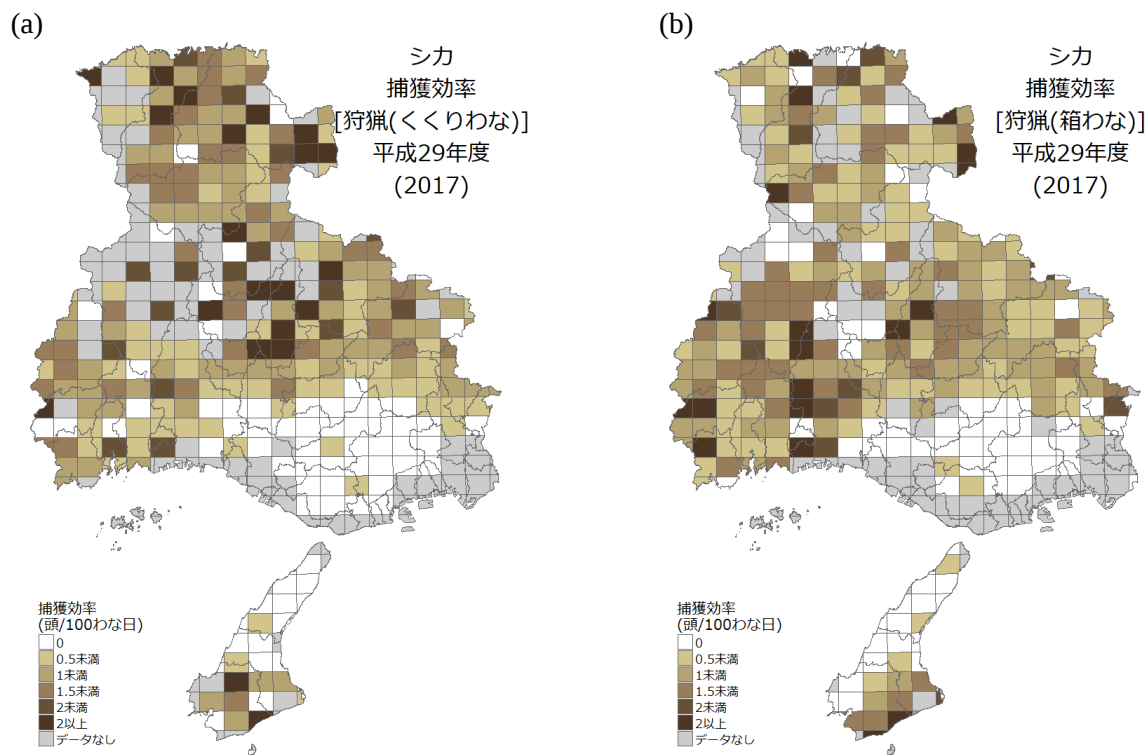


図 3-3. 兵庫県における 2017 年度のくくりわな (a) および箱わな (b) の CPUE。色が濃い地域ほど値が高い。

モデル

個体群動態を記述する状態モデルと密度指標の観測過程を記述する観測モデルからなる、状態空間モデルとした (図 3-4)。

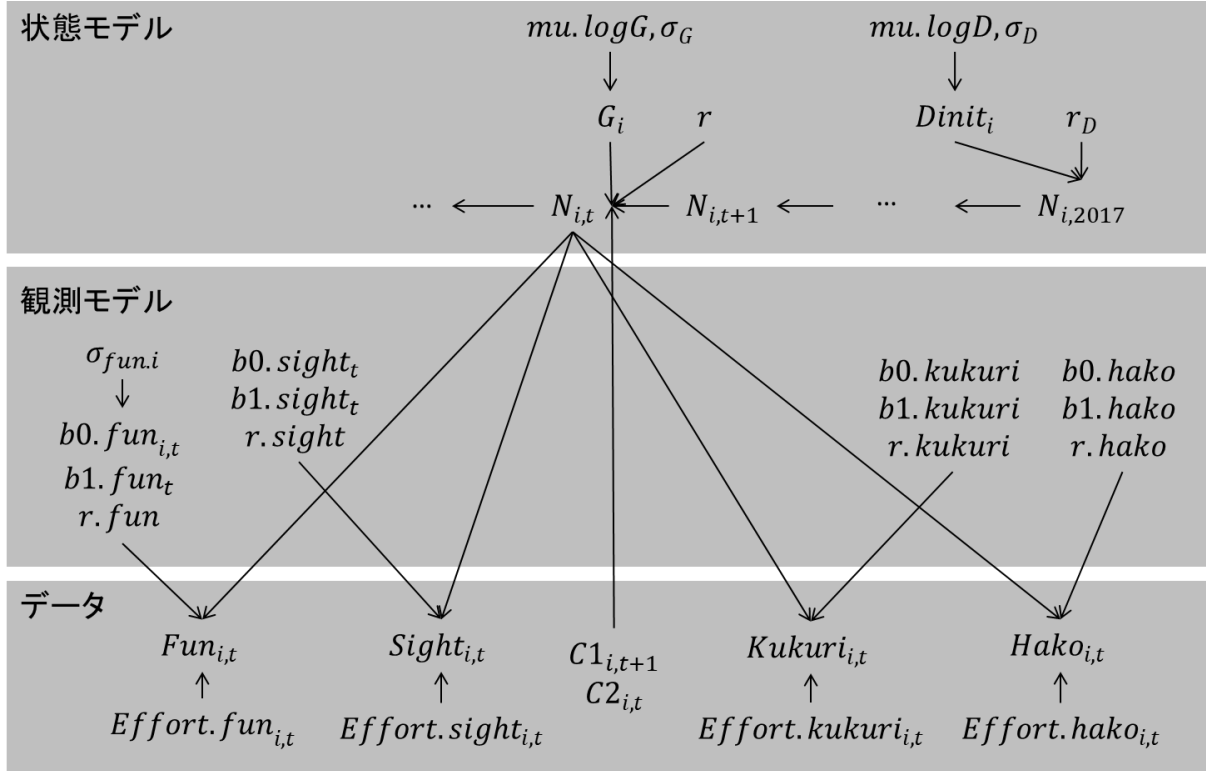


図 3-4. 本研究で用いた状態空間モデルの構造。推定方法に合わせて、2017 年度から年度をさかのぼる形で表現している。それぞれのパラメータおよびデータの説明は本文を参照。

状態モデル

状態モデルにおける個体数動態は以下の式で表した。

$$E(N_{i,t+1}) = (N_{i,t} - C2_{i,t}) \times G_i - C1_{i,t+1} \quad \cdots (1)$$

$$p_{i,t+1} = r / (r + E(N_{i,t+1}))$$

$$N_{i,t+1} \sim \text{NegativeBinomial}(p_{i,t+1}, r) \quad \{N_{i,t} \geq C2_{i,t}\}$$

$N_{i,t}$ は市町 i 、年度 t における個体数、 $C1$ は有害捕獲数、 $C2$ は狩猟捕獲数、 G は見かけの増加率、 r は負の二項分布の形状パラメータ (shape parameter) にあたる。 $N_{i,t}$ は密度指標の観測タイミング (各年度 10~11 月) での個体数を想定し、状態モデル内での 1 年の動態は、年度当初の個体数から、有害捕獲による除去、個体数の観測、狩猟捕獲による除去を経て年度末の個体数に至ることを仮定し、移出入及び繁殖による増加が、前年度末から次年度当初の間で起こることを仮定した。有害捕獲はその年の繁殖前や猟期中に行われる場合もあるが、市町別の捕獲時期に関する確かなデータが得られなかったことから、すべての有害捕獲は年度当初 (モデル上の繁殖後) から猟期前の期間に行われると、モデル上では設定した。ある年度における有害捕獲前の個体数 $N_{\max}$ (年度当初・繁殖後の状態を想定し、年度内で最大)、狩猟

捕獲後の個体数 N_{min} (年度末・繁殖前の状態を想定し、年度内で最小)は以下の式で算出される。

$$N_{max_{i,t}} = N_{i,t} + C1_{i,t}$$

$$N_{min_{i,t}} = N_{i,t} - C2_{i,t}$$

見かけの増加率は市町ごとにばらつくことを想定し、以下の式で表した。

$$\log G_i \sim \text{Normal}(\mu, \log G, \sigma_G^2)$$

対数増加率が平均 $\mu, \log G$ 、分散 σ_G^2 の正規分布に従うとした。見かけの増加率は、出生や移入による増加から、捕獲以外の死亡と移出による減少を差し引いた、見かけ上の増減の程度を表すパラメータである。年度ごとの増加率のばらつきは負の二項分布に伴う個体数動態の不確実性として考慮した。

状態モデルにおける時系列動態の推定は、時系列の最終年に当たる 2017 年の密度を起点として、そこから逆算する形で推定を行った。そのため、(1) 式はモデル内では、

$$E(N_{i,t}) = (N_{i,t+1} + C1_{i,t+1})/G_i + C2_{i,t}$$

の形で推定した。時系列をさかのぼる形で推定を行っていることで、 $t+1$ 時点での負の二項分布に伴う確率論的な不確実性が t 時点の個体数に影響してしまうという欠点があるものの、捕獲数が個体数を上回ることによって推定不能になることを回避できる、分布辺縁部において個体数が 0 の状態からの増加がある場合でも加入を明示的に扱わずに推定が可能になるといった計算上の利点から、時間をさかのぼる形での推定を採用した。時系列の初期状態にあたる 2017 年の密度は、以下の式で表した。

$$\log D_{init_i} \sim \text{Normal}(\mu, \log D, \sigma_D^2)$$

$$E(N_{i,2017}) = D_{init_i} \times f.area_i \times D.zero_i + C2_{i,2017}$$

$$p_{i,2017} = r_D / (r_D + E(N_{i,2017}))$$

$$N_{i,2017} \sim \text{NegativeBinomial}(p_{i,2017}, r_D) \quad \{N_{i,2017} \geq C2_{i,2017}\}$$

2017 年度の猟期後の対数密度の期待値が平均 $\mu, \log D$ 、分散 σ_D^2 の正規分布に従うとした。各市町の 2017 年度個体数の期待値は、猟期後の密度の期待値 D_{init_i} に森林面積 $f.area_i$ をかけたものに、2017 年度猟期の捕獲数 $C2_{i,2017}$ を加えたもので表される。 $D.zero$ は分布域では 1、非分布域では 0 を代入した。非分布域は、2002～2017 年度の捕獲頭数の合計が 5 頭未満の市町とした。各市町の個体数は形状パラメータ r_D の負の二項分布に従うとした。

観測モデル

その年度の密度指標観測時の生息密度を $D_{i,t}$ とし、観測モデルにおける密度指標の観測は以下の式で表した。

$$D_{i,t} = N_{i,t} / f.area_i$$

$$e.fun_{i,t} = b0.fun_{i,t} \times D_{i,t}^{b1.fun_t}; p.fun_{i,t} = r.fun / (r.fun + e.fun_{i,t})$$

$$Fun_{i,t} \sim \text{NegativeBinomial}(p.fun_{i,t}, r.fun \times Effort.fun_{i,t} / 5)$$

$$e.sight_{i,t} = b0.sight_t \times D_{i,t}^{b1.sight_t}; p.sight_{i,t} = r.sight / (r.sight + e.sight_{i,t})$$

$Sight_{i,t} \sim \text{NegativeBinomial}(p.sight_{i,t}, r.sight \times Effort.sight_{i,t})$

$e.kukuri_{i,t} = b0.kukuri \times D_{i,t}^{b1.kukuri}$; $p.kukuri_{i,t} = r.kukuri / (r.kukuri + e.kukuri_{i,t})$

$Kukuri_{i,t} \sim \text{NegativeBinomial}(p.kukuri_{i,t}, r.kukuri \times Effort.kukuri_{i,t} / 100)$

$e.hako_{i,t} = b0.hako \times D_{i,t}^{b1.hako}$; $p.hako_{i,t} = r.hako / (r.hako + e.hako_{i,t})$

$Hako_{i,t} \sim \text{NegativeBinomial}(p.hako_{i,t}, r.hako \times Effort.hako_{i,t} / 100)$

$Fun_{i,t}$ は市町 i 、年度 t における糞塊観測数、 $Effort.fun_{i,t}$ は糞塊調査の努力量 (km) にあたる。糞塊密度の期待値 $e.fun$ は生息密度とべき乗則関係を想定した。おおむね 1 調査ルート of 長さ 5 km あたりの糞塊数が、形状パラメータ $r.fun$ の負の二項分布に従うことを想定した。同様に $Sight_{i,t}$ は目撃数、 $Kukuri_{i,t}$ はくくりわな捕獲数、 $Hako_{i,t}$ は箱わな捕獲数、 $Effort.sight_{i,t}$ は銃猟の出猟努力量 (人日)、 $Effort.kukuri_{i,t}$ はくくりわな努力量 (わな日)、 $Effort.hako_{i,t}$ は箱わな努力量 (わな日) にあたる。それぞれ 1 人日あたりの目撃数、100 わな日あたりの捕獲数が負の二項分布に従うことを想定した。

密度指標と生息密度の関係には一定の関係性が想定されるものの、糞塊密度および SPUE と生息密度の関係には下記に上げる不確実性が想定された。糞塊密度はその年の気温などの影響によって突出して高いまたは低い値が観測されることが指摘されている (濱崎ほか 2007)。兵庫県の観測データにおいては、2017 年度には全県的に前年度に比べ突出して低い値が観測されている (図 3-1a)。これは調査時期の直前に台風 21 号が接近したことで、落葉の増加に伴う発見率の低下や糞の消失が起こったためと考えられる。2017 年度の観測値への対応として、糞塊数の観測に関わる $b0.fun$ 、 $b1.fun$ の 2 つの係数については 2002~2016 年の観測と 2017 年の観測で異なる係数を当てはめるモデルを検討した。また、市町内での調査位置の偏りから、平均密度より高いまたは低い地点における密度の動態を糞塊密度が反映することが考えられる。特に分布の辺縁部の市町では、平均的な生息密度は低いにもかかわらず、市町界付近で高い糞塊密度が観測されることが想定される。こうした偏りを考慮するため、糞塊数の観測に関わる $b0.fun$ には市町ごとのばらつきを考慮した。

$fun.\varepsilon_i \sim \text{Cauchy}(0, \sigma_{fun.i})$

$b0.fun_{i,t} = b0.fun_t + fun.\varepsilon_i$

多くの市町村では平均密度に近い値を反映するが、調査地の偏りのある一部の市町で大きなバイアスが生じることを想定し、正規分布よりも裾の広い分布であるコーシー分布を設定した。なお、糞塊密度の観測地点は年度間で大きく異なることから、観測地点の偏りに伴うバイアスは年度間で一定の関係を想定した。目撃頭数は兵庫県森林動物研究センターが設立された 2007 年度以降、報告様式や集計方法がある程度統一されているが、2006 年度までは、目撃頭数に捕獲数を含めるかどうか、他の狩猟者と重複しないように報告するかどうかといった報告様式が年度ごとに異なっていた。様式の変更に伴い SPUE と密度の関係性が変化している可能性が想定されたため、目撃頭数の観測に関わる $b0.sight$ 、 $b1.sight$ の 2 つの係数については 2002~2006 年の観測と 2007~2017 年の観測で異なる係数を当てはめるモデルを採用した。以上の糞塊密度と SPUE の観測の不確実性を考慮したモデル (フルモデル) で推定

を行った後、モデル間比較により不確実性の考慮の有無が推定結果に与える影響を評価した(モデル間比較の詳細は後述の「モデルの評価」で説明)。

推定およびモデルの評価

フルモデルにおける事後分布の推定

状態空間モデルにおける各パラメータの推定は、階層ベイズの枠組みで行い、マルコフ連鎖モンテカルロ法 (MCMC) により、各パラメータの事後分布の推定を行った。MCMC の計算は JAGS (Plummer 2003) ver 4.3.0 を R 3.4.4 (R 2018) 内パッケージ runjags (Denwood 2016) により行った。各パラメータの事前分布には、実数を取りうるものについては平均 0、分散 1000 の正規分布、正の実数を取りうるもの (σ, r) については平均 0、分散 1000 の正規分布のうち 0 より大きい領域 (半正規分布) を採用し、ほぼ無情報な事前分布となるよう設定した(表 3-1)。MCMC の計算は 3 つの並列鎖でそれぞれ 100,000 回の計算を実行し、初期値の影響を除くために最初の 50,000 回分の計算を切り捨てた (burn-in) 後、あとの 50,000 回分の計算から、時間相関の影響を除くために 500 サンプルを抽出し (thinning)、事後分布の推定を行った。事後分布の収束判定は R hat (Brooks & Gelman 1998) により行った。MCMC の収束が十分な場合、R hat は 1.1 より小さくなる。

表 3-1. 推定したパラメータおよび事前分布。

パラメータ	説明	事前分布
状態モデル		
$\mu_{\log D}$	2017年生息密度(対数)の市町平均値	Normal (0, 1000)
σ_D	2017年生息密度(対数)の標準偏差	Normal (0, 1000) [0,]
r_D	各市町の2017年生息個体数の形状パラメータ	Normal (0, 1000) [0,]
$\mu_{\log G}$	見かけの増加率(対数)の市町平均値	Normal (0, 1000)
σ_G	見かけの増加率(対数)の標準偏差	Normal (0, 1000) [0,]
r	各市町各年度の個体数の形状パラメータ	Normal (0, 1000) [0,]
観測モデル		
$b0_{\text{fun}2002-2016}$	2002-2016年度の糞塊密度観測パラメータ(比例定数)	Normal (0, 1000)
$b0_{\text{fun}2017}$	2017年度の糞塊密度観測パラメータ(比例定数)	Normal (0, 1000)
$\sigma_{\text{fun},i}$	糞塊密度観測の市町間誤差の形状パラメータ	Normal (0, 1000) [0,]
$b1_{\text{fun}2002-2016}$	2002-2016年度の糞塊密度観測パラメータ(べき指数)	Normal (0, 1000)
$b1_{\text{fun}2017}$	2017年度の糞塊密度観測パラメータ(べき指数)	Normal (0, 1000)
$b0_{\text{sight}2002-2006}$	2002-2006年度のSPUE観測パラメータ(比例定数)	Normal (0, 1000)
$b0_{\text{sight}2007-2017}$	2007-2017年度のSPUE観測パラメータ(比例定数)	Normal (0, 1000)
$b1_{\text{sight}2002-2006}$	2002-2006年度のSPUE観測パラメータ(べき指数)	Normal (0, 1000)
$b1_{\text{sight}2007-2017}$	2007-2017年度のSPUE観測パラメータ(べき指数)	Normal (0, 1000)
$b0_{\text{kukuri}}$	くくりわなCPUE観測パラメータ(比例定数)	Normal (0, 1000)
$b1_{\text{kukuri}}$	くくりわなCPUE観測パラメータ(べき指数)	Normal (0, 1000)
$b0_{\text{hako}}$	箱わなCPUE観測パラメータ(比例定数)	Normal (0, 1000)
$b1_{\text{hako}}$	箱わなCPUE観測パラメータ(べき指数)	Normal (0, 1000)
r_{fun}	糞塊観測数の形状パラメータ	Normal (0, 1000) [0,]
r_{sight}	目撃数の形状パラメータ	Normal (0, 1000) [0,]
r_{kukuri}	くくりわな捕獲数の形状パラメータ	Normal (0, 1000) [0,]
r_{hako}	箱わな捕獲数の形状パラメータ	Normal (0, 1000) [0,]

個体数の増減傾向は特定計画の時期別での評価および、捕獲強化前後での比較を行った。第2期シカ保護管理計画(2002～2006年度)、第3期シカ保護管理計画(2007～2011年度)、第4期シカ保護管理計画(2012～2016年度)における個体数の動向を、管理計画の開始年から次期管理計画の開始年まで(2002～2007、2007～2012、2012～2016)の密度の変化として評価した。捕獲強化の影響評価は、捕獲目標の引き上げを行い、捕獲頭数が増加した2010年度以前(2005～2010)と以後(2010～2015)での密度変化の比較により行った。

モデルの評価

前述の推定で用いたフルモデルにおいて想定している、糞塊密度およびSPUEと生息密度の関係の不確実性が推定結果に与える影響については、不確実性を考慮したモデルと不確実性を考慮せずに一定の関係性を仮定したモデルの比較により行った。糞塊密度については、*b0.fun*、*b1.fun*が時間依存(2002～2016および2017)で変化するか否か、*b0.fun*が市町によりばらつくか否か、SPUEについては*b0.sight*、*b1.sight*が時間依存(2002～2006および2007～2017)で変化するか否かの全8通りの組み合わせについて、推定を行った(表3-2; モデル1はフルモデルに相当)。計算時間を短縮するため、モデルの比較においては、各MCMC鎖の計算は20,000回(10,000 burn-in、500 サンプル)の設定で事後分布の推定を行った。モデルの評価はWAIC(Widely Applicable Information Criterion; Watanabe 2010)および、密度指標の事後予測分布によって行った。WAICの計算は密度指標の観測確率(尤度)を計算し、Rのパッケージloo(Vehtari 2017)を用いて算出した。事後予測分布による評価は、事後予測分布の95%信用区間内に収まった密度指標の観測値の割合によって行った。密度指標の観測パターンをモデルで十分に記述できている場合、観測値は事後予測分布の範囲内に収まることが期待される。

表 3-2. 各モデルで想定した糞塊密度およびSPUEの観測に関する不確実性。

モデル	糞塊密度観測の不確実性	SPUE観測の不確実性
モデル1 <i>fun(i,t) sight(t)</i>	市町間誤差、時間変化	時間変化
モデル2 <i>fun(i,t) sight(.)</i>	市町間誤差、時間変化	なし(観測誤差のみ)
モデル3 <i>fun(t) sight(t)</i>	時間変化	時間変化
モデル4 <i>fun(t) sight(.)</i>	時間変化	なし(観測誤差のみ)
モデル5 <i>fun(i) sight(t)</i>	市町間誤差	時間変化
モデル6 <i>fun(i) sight(.)</i>	市町間誤差	なし(観測誤差のみ)
モデル7 <i>fun(.) sight(t)</i>	なし(観測誤差のみ)	時間変化
モデル8 <i>fun(.) sight(.)</i>	なし(観測誤差のみ)	なし(観測誤差のみ)

3-3. 結果

市町別の個体数動態

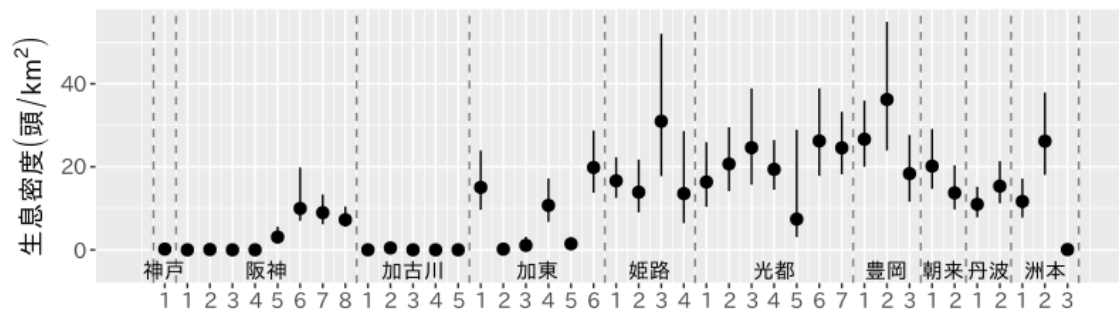
フルモデルによる推定結果を以下に示す。MCMC の収束の程度を表す $R\hat{}$ は、森林面積が小さく生息可能性が低い (推定値としては 0 個体) 市町の個体数や、密度指標の観測がない市町における密度指標の期待値については、1.1~1.3 と収束の悪い結果が得られたが、個体群動態に関わる超パラメータ ($\mu.\log D$ 、 $\mu.\log G$ など) および密度指標の観測パラメータについては 1.1 を下回っており、得られた推定値は実質的には十分に収束していると判断できた (表 3-3)。

表 3-3. パラメータの事後分布および $R\hat{}$ 値

パラメータ	事後分布			R hat
	中央値	95%信用区間		
状態モデル				
$\mu.\log D$	-34.2	-80.9	-6.5	1.003
σ_D	8.08	0.47	32.46	1.001
r_D	0.149	0.066	0.304	1.003
$\mu.\log G$	0.340	0.260	0.435	1.005
σ_G	0.109	0.070	0.167	1.004
r	92.5	64.0	128.6	0.999
観測モデル				
$b0.fun_{2002-2016}$	2.58	2.19	2.90	1.007
$b0.fun_{2017}$	-0.294	0.695	1.528	1.001
$\sigma_{fun.i}$	0.340	0.192	0.561	1.001
$b1.fun_{2002-2016}$	0.566	0.475	0.667	1.002
$b1.fun_{2017}$	0.933	0.637	1.267	1.000
$b0.sight_{2002-2006}$	-1.02	-1.29	-0.81	1.005
$b0.sight_{2007-2017}$	-1.94	-2.20	-1.74	1.004
$b1.sight_{2002-2006}$	0.570	0.513	0.633	1.004
$b1.sight_{2007-2017}$	0.755	0.706	0.808	1.002
$b0.kukuri$	-3.19	-3.48	-2.93	1.001
$b1.kukuri$	0.984	0.908	1.063	1.003
$b0.hako$	-2.54	-2.80	-2.32	0.999
$b1.hako$	0.812	0.741	0.888	1.002
$r.fun$	3.00	2.58	3.50	1.001
$r.sight$	0.0727	0.0590	0.0899	1.002
$r.kukuri$	0.0328	0.0261	0.0419	1.001
$r.hako$	0.0384	0.0310	0.0472	1.001

2017年度の個体密度の推定値は、市町間で大きく異なり（中央値で最小0頭/km²，最大36.2頭/km²）、市町ごとの生息状況に空間的異質性が認められた（図3-5a）。41市町のうち、2017年度の推定密度の中央値を基準として、5頭/km²以上の個体が生息していると推定された市町は26市町、内10頭/km²以上が22市町、内20頭/km²以上が9市町であった。見かけの増加率（ $\exp(\mu.\log G)$ ）は中央値で1.41 [95%信用区間 1.30–1.54] と高い値が推定され、市町別にみると1.21~1.68（いずれも中央値）の範囲でばらつきが見られた（図3-5b）。

(a) 各市町で推定された生息密度



(b) 各市町で推定された見かけの増加率

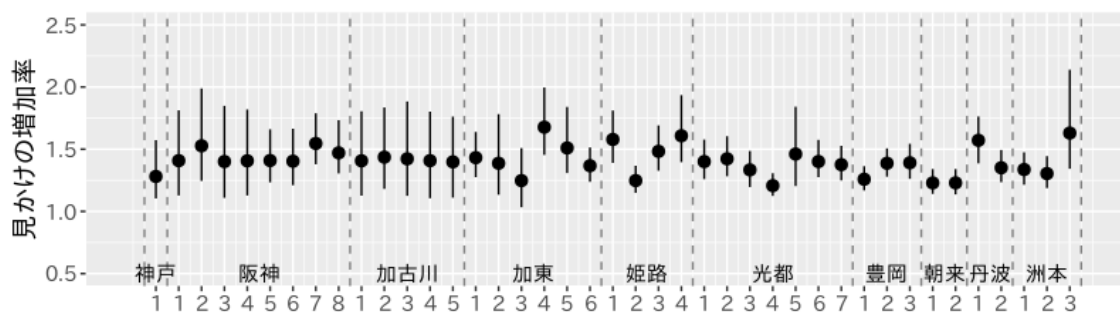


図3-5. 各市町における生息密度 (a) 及び見かけの増加率 (b)。それぞれの点は各市町の事後分布の中央値、エラーバーは95%信用区間を表す。農林事務所の所管ごとに市町を並べている。各農林内で番号と市町の対応は、神戸農林1: 神戸市; 阪神農林1-8: 尼崎市、西宮市、芦屋市、伊丹市、宝塚市、川西市、三田市、猪名川町; 加古川農林1-5: 明石市、加古川市、高砂市、稲美町、播磨町; 加東農林1-6: 西脇市、三木市、小野市、加西市、加東市、多可町; 姫路農林1-4: 姫路市、神河町、市川町、福崎町; 光都農林1-7: 相生市、たつの市、赤穂市、宍粟市、太子町、上郡町、佐用町; 豊岡農林1-3: 豊岡市、香美町、新温泉町; 朝来農林1-2: 養父市、朝来市; 丹波農林1-2: 篠山市、丹波市; 洲本農林1-3: 洲本市、南あわじ市、淡路市の順。

各市町の個体数の動態は時期により大きく異なった。2002 年度から 2007 年度（第 2 期シカ保護管理計画）にかけての生息密度の変化は 26 市町で明確な増加傾向が見られた（図 3-6a）。2007 年度から 2012 年度（第 3 期シカ保護管理計画）にかけては、密度の高い市町では増加の傾向が見られなくなったが、依然として 20 市町では増加傾向にあった（図 3-6b）。2012 年度から 2017 年度（第 4 期シカ保護管理計画）では増加傾向の市町は 3 に減少し、13 の市町で明確な減少傾向が検出された（図 3-6c）。

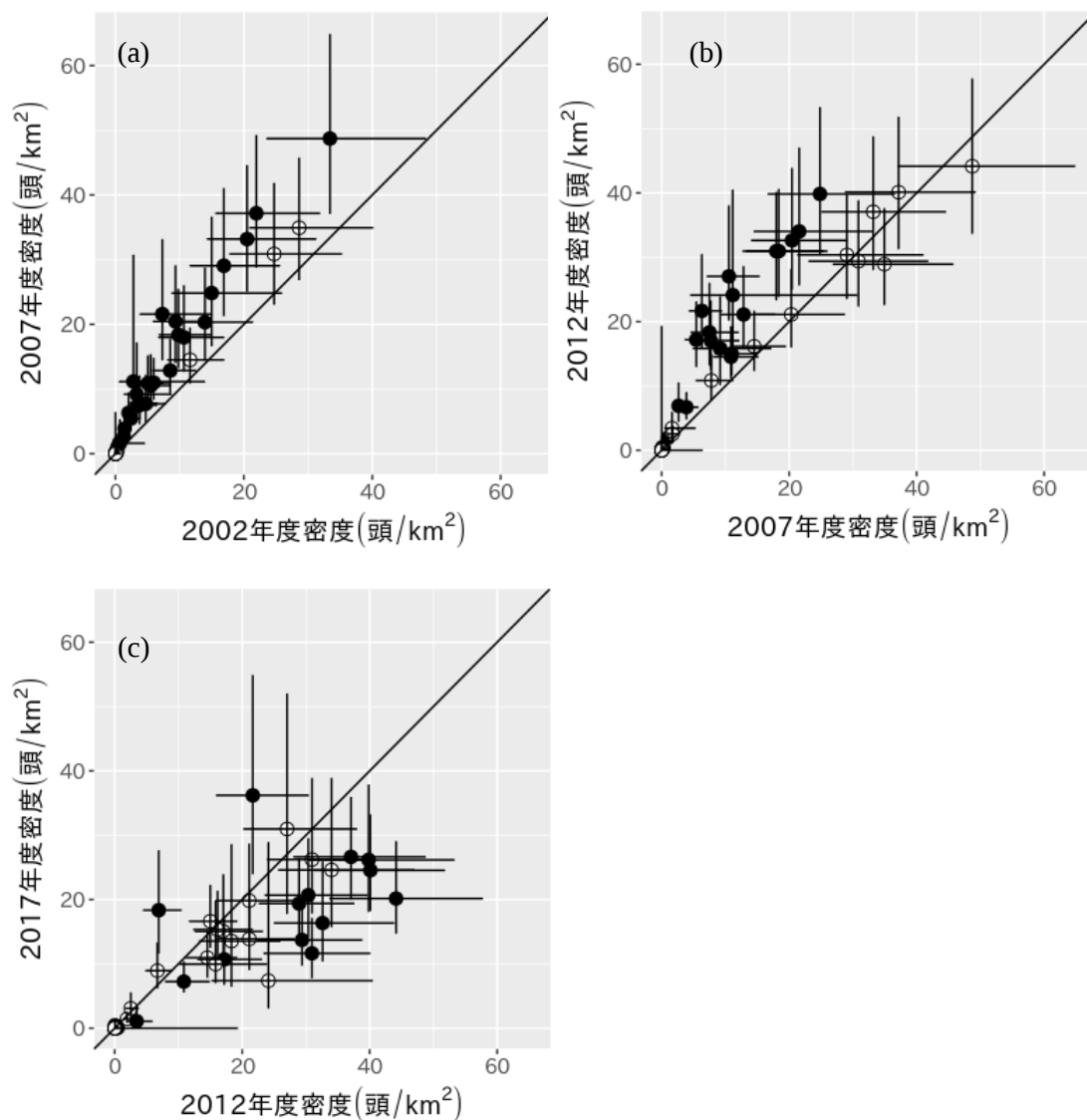


図 3-6. 各市町における 2002～2007 年度 (a)、2007～2012 年度 (b)、2012～2017 年度 (c)の生息密度の変化。それぞれの点は各市町の事後分布の中央値、エラーバーは 95%信用区間を表す。黒丸は密度変化の事後分布に 0 が含まれなかった市町で、明確な増加もしくは減少傾向を示す。斜めの線は密度変化 0 に相当し、線の上方に位置する場合は増加傾向、下方に位置する場合は減少傾向を意味する。

さらに捕獲強化の行われた 2010 年の前後に着目し、各市町の増減傾向を比較した。2010 年までは分布域のほぼ全てで増加傾向にあったのに対し (図 3-7a)、2010 年以降は分布の中心域である播磨北西部 (光都、姫路農林管内の一部) から但馬南部 (朝来農林管内) では、増減が見られない、もしくは減少傾向に転じていた (図 3-7b)。一方で、2000 年代に入ってから分布が拡大した但馬北西部、播磨東部から阪神北部にかけての市町 (豊岡、阪神、加古川、加東農林管内の一部) では 2010 年以降も増加傾向が見られる市町が含まれた (図 3-7b)。

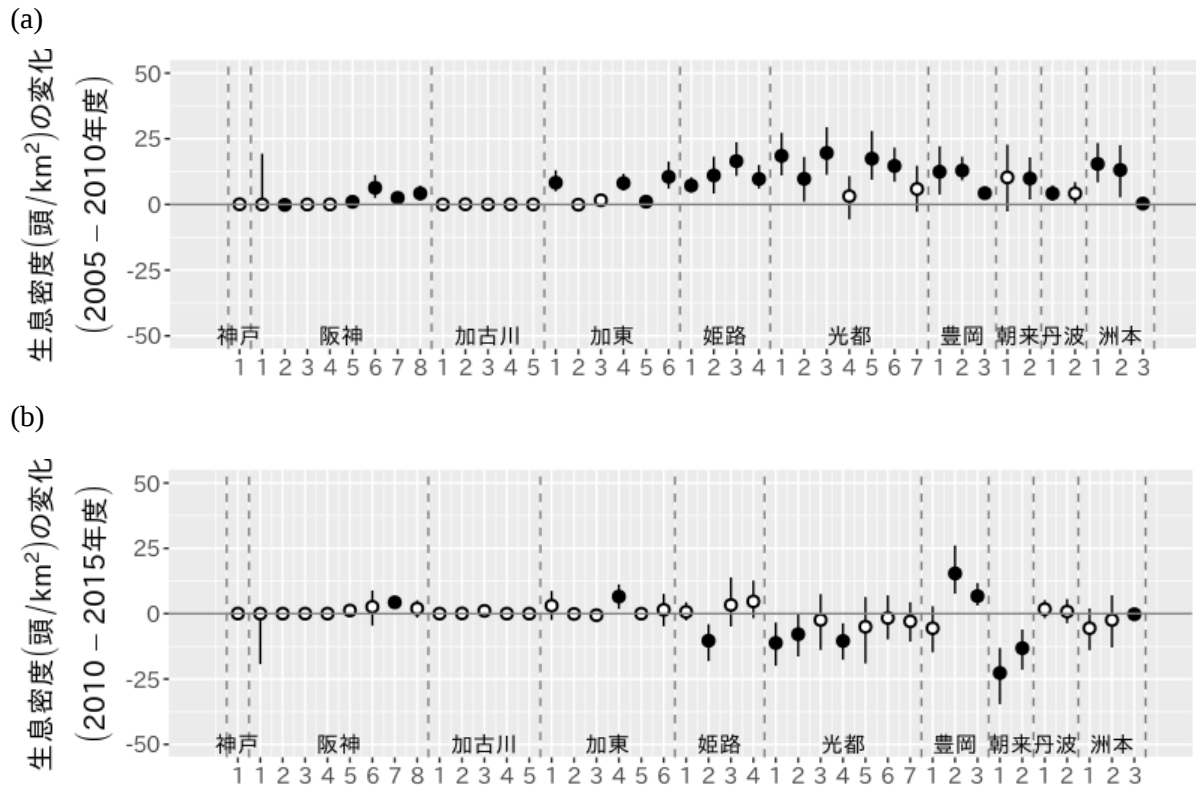


図 3-7. 各市町における 2005~2010 年度 (a)、2010~2015 年度 (b)の生息密度の変化。それぞれの点は各市町の事後分布の中央値、エラーバーは 95%信用区間を表す。黒丸は密度変化の事後分布に 0 が含まれなかった市町で、明確な増加もしくは減少傾向を示す。農林事務所および市町番号の対応は図 3-5 を参照。

以上の変化傾向をもとにいくつか代表的な動態を類型化 (図 3-8) すると (type 1) 期間を通じて増加傾向を維持、(type 2) 2005~2010 年にかけて増加し以後横ばい、(type 3) 2005~2010 年にかけて増加し以後減少傾向、といったパターンが挙げられる。またこれらの中間的なパターンとして、(type 4) 2005~2010 年にかけて増加し以後横ばいの期間を経て 2017 年には減少傾向、(type 5) 2005~2015 年にかけて増加し以後 2017 年には横ばいまたは減少傾向といった市町に分けられた。

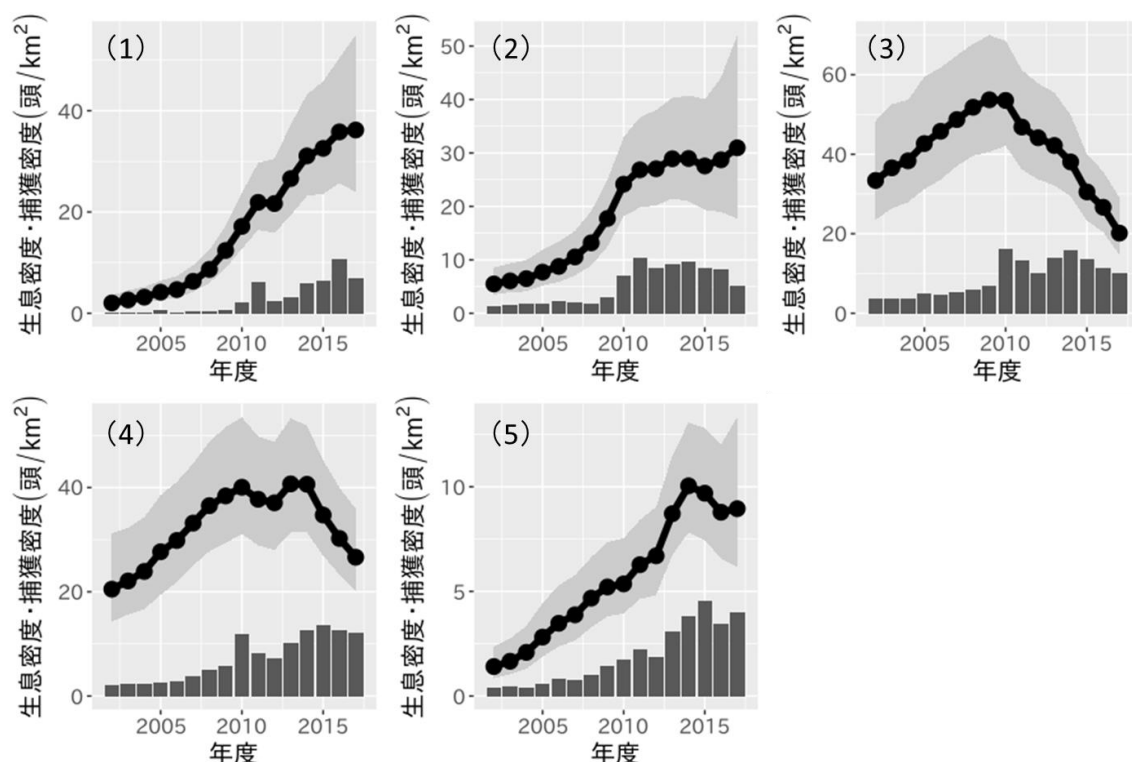


図 3-8. 各市町における個体数動態の代表的なパターン。各数字は本文中の type 1~5 に対応; type 1: 豊岡農林-2 (香美町)、type 2: 姫路農林-3 (市川町)、type 3: 朝来農林-1 (養父市)、type 4: 豊岡農林-1 (豊岡市)、type 5: 阪神農林-7 (三田市)。それぞれの点は各年度の生息密度の事後分布の中央値、灰色の範囲は 95%信用区間を表す。棒グラフは各年度の捕獲密度 (森林面積 1 km² あたり捕獲頭数) を示す。

兵庫県全体での個体数動態

市町別の個体群動態の推定値を足し合わせた、兵庫県全体での個体群動態は、捕獲に応じて増加傾向から減少傾向に転じた (図 3-9)。2017 年度時点での個体数の中央値は 99,703 頭 [95%信用区間 79,777-127,820]、捕獲前個体数 ($N_{\max_{2017}}$) および捕獲後個体数 ($N_{\min_{2017}}$) は中央値で 117,537 および 80,674 頭 [95%信用区間 $N_{\max_{2017}}$: 97,611-145,654; $N_{\min_{2017}}$: 60,748-108,791] と推定された。

見かけの増加率 ($N_{\max_{t+1}} / N_{\min_t}$) は中央値ベースで 1.25~1.39 で変動し、高い値を示した (図 3-10a)。特に 2011 年以降は 1.3 以上の増加率を示した。捕獲こみの変化率 ($N_{\min_{t+1}} / N_{\min_t}$) は 2009 年までは 1 を上回り増加傾向を示したが、2010 年度の捕獲強化が反映される 2009~2010 年の変化では 1 を下回り減少傾向を示した (図 3-10b; 2009-2010 変化率: 中央値 0.932 95% 信用区間 0.867-0.994)。その後 2013 年までは明確な減少傾向は見られなかったが、2014 年以降再び減少傾向を示した。

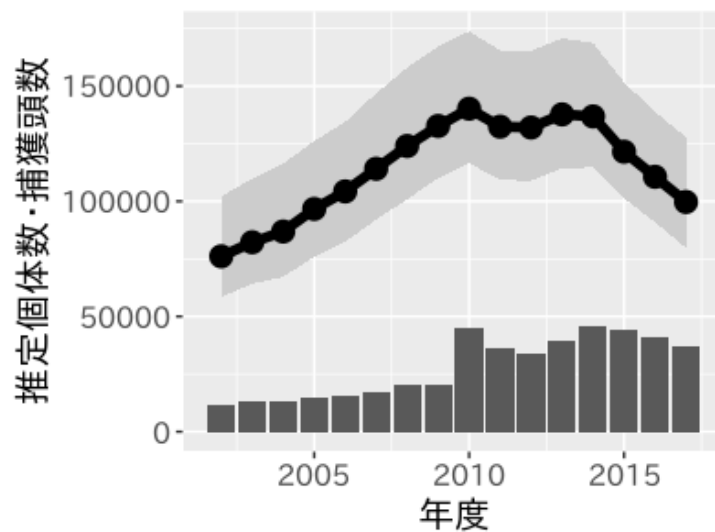


図 3-9. 兵庫県における生息個体数の動態。それぞれの点は各年度の個体数の事後分布の中央値、灰色の範囲は 95%信用区間を表す。棒グラフは各年度の捕獲頭数を示す。

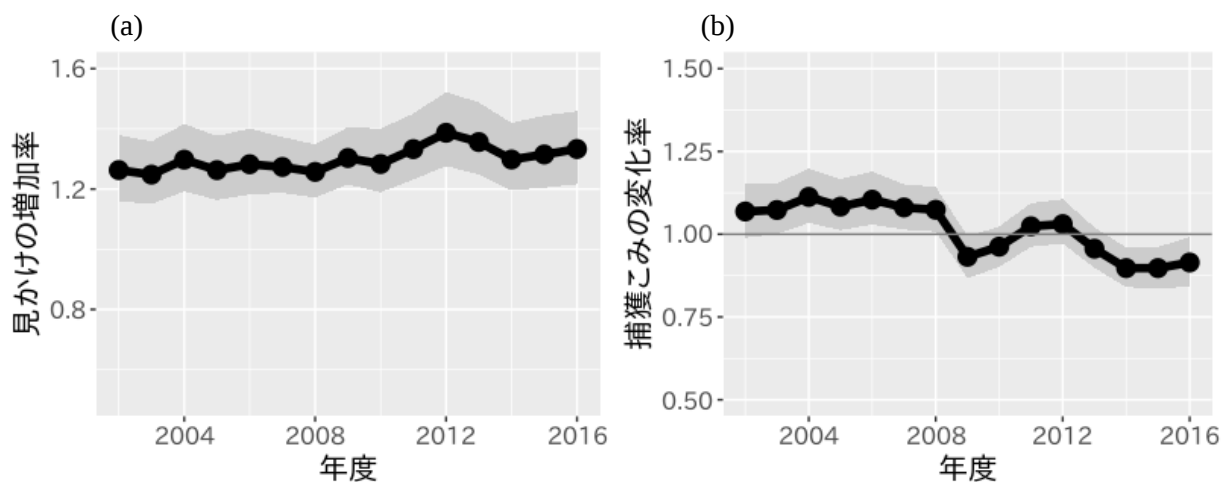


図 3-10. 兵庫県全体における見かけの増加率 (a) および捕獲こみの変化率 (b)。それぞれの点は各年度の値の事後分布の中央値、灰色の範囲は 95%信用区間を表す。

密度指標の観測

それぞれの密度指標は、生息密度が高くなるにつれて値が大きくなったが、生息密度との関係性に大きな不確実性があった (図 3-11)。糞塊密度は他の年度と値が大きく異なる 2017 年度を除いて、市町ごとに生息密度との関係性にばらつきのあるモデルを適用したことで、市町レベルの生息密度の経年変化に対する指標性がみられた (図 3-11a)。SPUE については、2006 年度までと 2007 年度以降で異なる関係性を仮定したモデルを適用したことで、それぞれの期間内において生息密度の時空間的な大小との明瞭な関係性が見られた (図 3-11b)。くくりわな CPUE、箱わな CPUE はいずれも観測誤差が大きく、生息密度との関係性は弱かった (図 3-11c, d)。

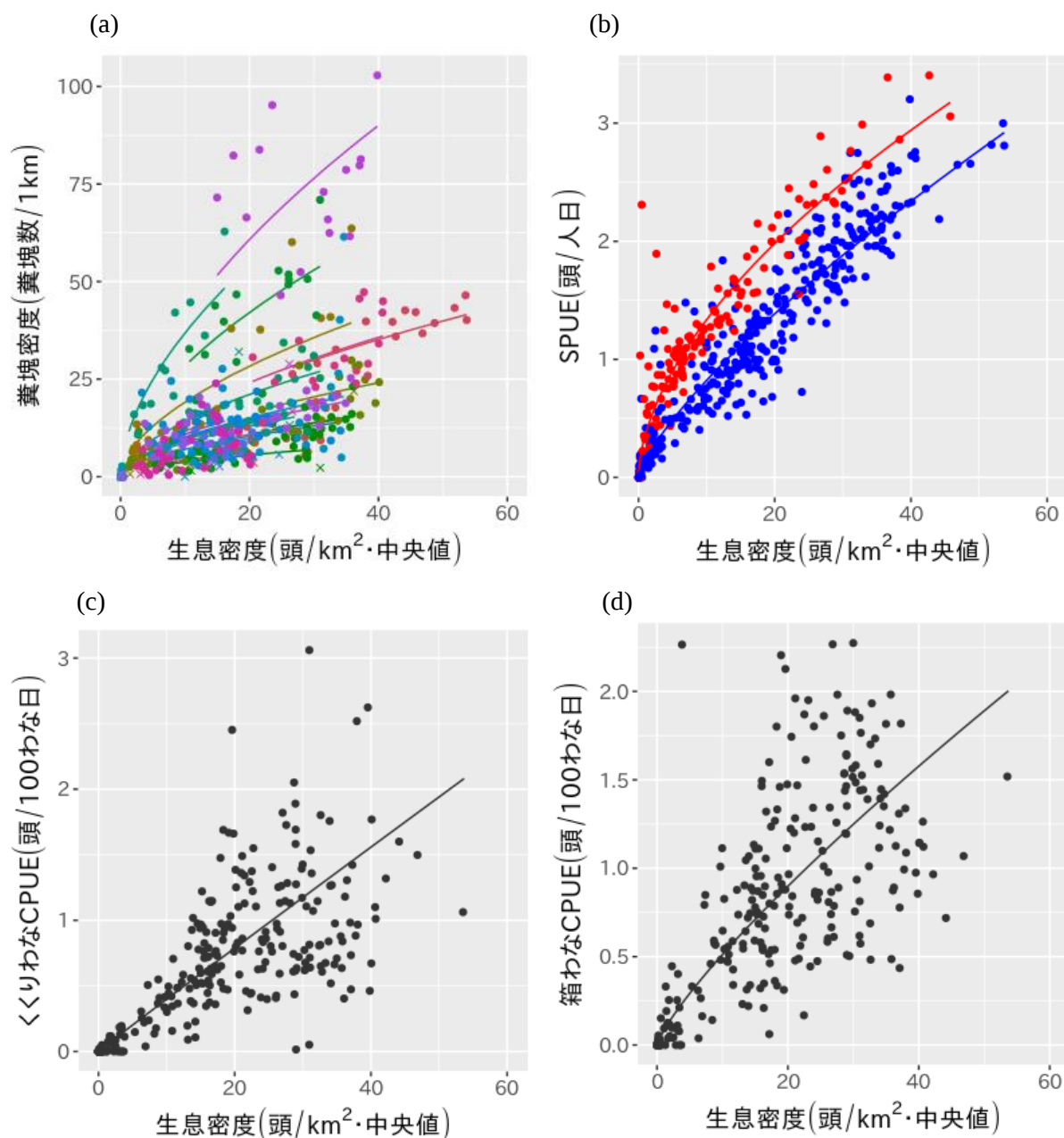


図 3-11. 糞塊密度 (a)、SPUE (b)、くくりわな CPUE (c)、箱わな CPUE (d)と推定生息密度 (中央値) の関係。それぞれの点は各年度各市町の観測値を示す。糞塊密度は他の年度と値が大きく異なる 2017 年度の観測点を×で表した。糞塊密度の点の色の違いは市町の違いを表し、対応する色の線は 2002～2016 年度の生息密度における糞塊密度の期待値を示す線にあたる。SPUE は 2002～2006 年度の観測値および期待値を赤色、2007～2017 年度の観測値および期待値を青色で示した。

モデルの評価

糞塊密度および SPUE の観測に関する不確実性に関する 8 つのモデル間 (表 3-2) で WAIC と事後予測分布内の観測値割合を比較した。糞塊密度および SPUE と生息密度の関係に想定

された不確実性を考慮したモデル (モデル 1~7) では、一定の関係性を仮定したモデル (モデル 8) に比べて WAIC が低く、予測力が高い結果が得られた (表 3-4)。モデル間で推定された個体数および見かけの増加率は大きく異なった (表 3-5)。糞塊密度の観測についての不確実性考慮の有無は、推定値に大きく影響しなかったが、SPUE の観測についての不確実性の有無は推定値に大きく影響した。SPUE の観測についての不確実性を考慮したモデル (モデル 1、3、5、7) では 2016~2017 年度にかけての見かけの増加率が中央値で 1.26~1.33 と高く、個体数が少ない (2017 年度推定値: 中央値でおよそ 93,000~115,000) 一方で、不確実性を考慮しないモデル (モデル 2、4、6、8) では増加率が低く (2016~2017 年度推定値: 中央値で 1.07~1.12)、個体数が 1.5~2 倍程度に高く推定される (2017 年度推定値: 中央値でおよそ 146,000~205,000) 傾向を示した。

表 3-4. 糞塊密度および SPUE の観測に関する不確実性に関するモデル間比較。 Δ WAIC は最も WAIC の低いモデル (モデル 1) からの差を表し、小さい順に並べた。

モデル	Δ WAIC	事後予測分布内の観測値割合 (%)			
		糞塊密度	SPUE	くくりわな CPUE	箱わな CPUE
モデル1 fun(i,t) sight(t)	0	96.8	95.8	97.6	97.5
モデル5 fun(i) sight(t)	169	96.8	96.4	97.2	97.1
モデル2 fun(i,t) sight(.)	250	97.7	97.4	97.6	96.4
モデル6 fun(i) sight(.)	369	96.5	97.6	97.6	96.8
モデル3 fun(t) sight(t)	569	95.6	96.4	96.9	96.8
モデル7 fun(.) sight(t)	618	94.2	96.4	97.6	96.8
モデル4 fun(t) sight(.)	829	94.2	97.8	97.9	96.4
モデル8 fun(.) sight(.)	865	93.7	97.0	97.9	97.5

表 3-5. 各モデルにおける 2017 年度の推定生息個体数および 2016~2017 年度の見かけの増加率。中央値と 95%信用区間を表す。

モデル	推定生息数(N_{2017})		見かけの増加率 ($N_{\max 2017} / N_{\min 2016}$)	
	中央値	95%信用区間	中央値	95%信用区間
モデル1 fun(i,t) sight(t)	101508	83056, 124774	1.33	1.23, 1.45
モデル2 fun(i,t) sight(.)	179430	134791, 267174	1.12	1.04, 1.21
モデル3 fun(t) sight(t)	115120	93234, 146853	1.28	1.18, 1.39
モデル4 fun(t) sight(.)	204993	155407, 289934	1.09	1.01, 1.18
モデル5 fun(i) sight(t)	93231	75152, 119984	1.26	1.15, 1.37
モデル6 fun(i) sight(.)	145532	116092, 190206	1.07	0.99, 1.15
モデル7 fun(.) sight(t)	106868	84164, 140272	1.26	1.16, 1.38
モデル8 fun(.) sight(.)	181121	145754, 249840	1.09	1.00, 1.17

いずれのモデルにおいても密度指標の観測値の 95%程度が、事後予測分布の 95%信用区間内に収まっており、観測過程はいずれのモデル上でも表現できていると評価できた (表 3-4)。糞塊密度の観測過程における市町ごとのばらつきを考慮しないモデル (モデル 3、7) では観測誤差が大きく推定され、特に糞塊密度の高い市町での当てはまりが悪い傾向が見られた (図 3-4b, d)。

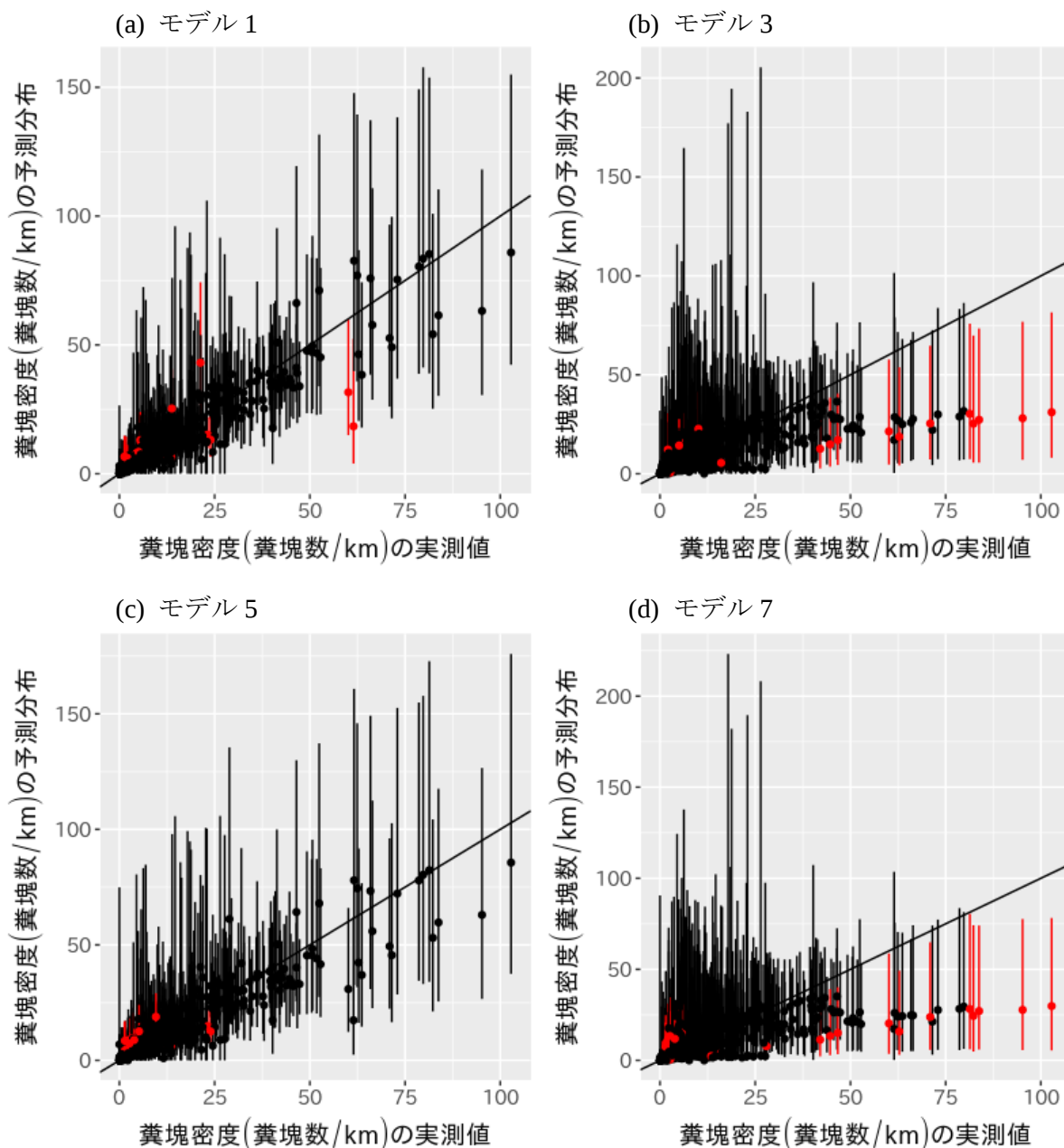


図 3-12. 各モデルにおける糞塊密度の実測値と予測分布の関係。モデル 1 [fun(i,t) sight(t)] (a)、モデル 3 [fun(t) sight(t)] (b)、モデル 5 [fun(i) sight(t)] (c)、モデル 7 [fun(.) sight(t)] (d)の結果を示す。図中の点およびエラーバーはそれぞれ予測分布の中央値と 95%信用区間を表す。実測値が予測分布の 95%信用区間から外れたものについては赤色で示した。

SPUE の予測分布と実測値の関係をみると、データの様式や集計が統一化される前の 2006 年度以前でいくつか当てはまりの悪いデータが見られた (図 3-13a, c)。これは年度間での不確実性を考慮したモデル (モデル 1) でも大きな改善はなかった。

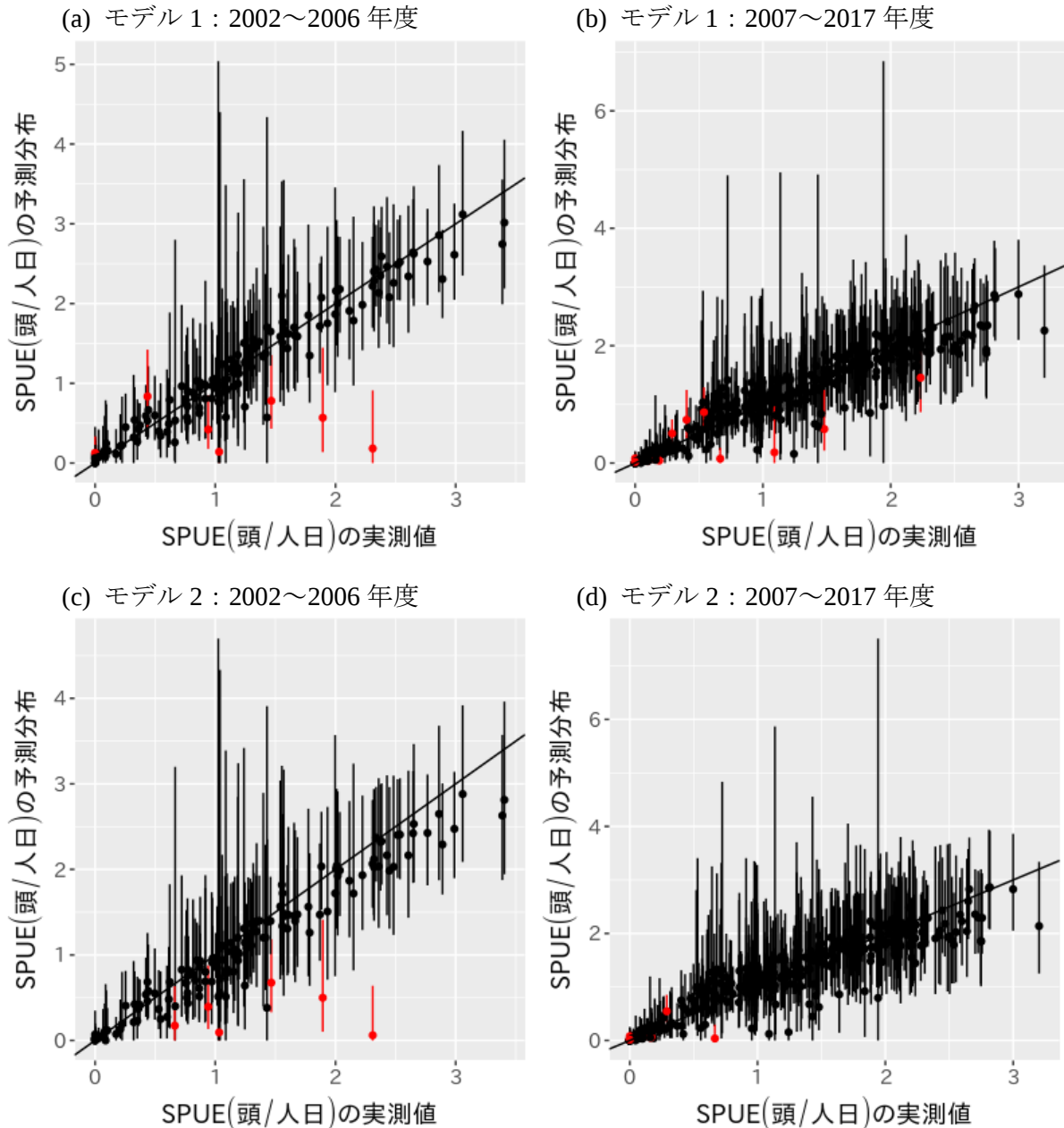


図 3-13. 各モデルにおける SPUE の実測値と予測分布の関係。モデル 1 [fun(i,t) sight(t)] の 2002 ~2006 年度 (a)、2007~2017 年度 (b)、モデル 2 [fun(i,t) sight(.)] の 2002~2006 年度 (c)、2007 ~2017 年度観測値 (d) に対する予測分布の結果を示す。図中の点およびエラーバーはそれぞれ予測分布の中央値と 95%信用区間を表す。実測値が予測分布の 95%信用区間から外れたものについては赤色で示した。

3-4. 考察

兵庫県のシカの個体数動態

兵庫県全体のシカの個体数は 2010 年頃まで増加傾向であったのが、2010 年以降に横ばいから減少傾向へ転じていた (図 3-9)。兵庫県では 2010 年度に捕獲目標をそれまでの 1.5 倍にあたる 30,000 頭に引き上げ、大幅な捕獲強化を行った。その後も、年間 30,000~45,000 頭の水準で捕獲数を維持している (藤木・高木 2019; 井上・高木 2019)。本研究の推定結果は、一連のシカ管理政策が生息個体数の減少という形で効果があらわれたことを裏付けたと言えるだろう。国レベルでは 2013 年度に「シカ・イノシシの個体数を 10 年後 (2023 年度) までに半減 (2011 年度の個体数を基準)」という目標を掲げており (環境省・農林水産省 2013)、2018 年に公表された推定結果では 2014 年度まで増加傾向にあった個体数が、頭打ちに転じたと推定している (環境省 2018)。兵庫県では全国的な傾向を先行する形で、頭打ちとその後の減少傾向を示していると言える。

市町ごとの傾向を詳細に見ると、2010 年度の捕獲強化に対応して個体数の動態が大きく変化している。特に 2000 年代の分布の中心部 (井上・高木 2019; 朝来農林・光都農林管内が該当) にあたるいくつかの市町では、2010 年度以降明確な減少傾向を示しており (図 3-7b、3-8; type 3)、これらの市町では、十分に効果的な形で捕獲圧の上昇を達成できたと言える。また、捕獲強化後の 2010~2015 年にかけての変化 (図 3-7b) では明確な減少傾向は検出できなかったものの、直近の管理計画の期間 (2012~2017 年) での変化率 (図 3-6c) では減少傾向が見られた市町 (図 3-8; type 4) については、捕獲強化後も高い捕獲圧を維持し続け、場合によってはさらなる捕獲の強化を行ったことで、個体数の減少傾向につながったと評価できる。一方、2010 年以降増加傾向は見られなくなったが、直近の管理計画の期間 (2012~2017 年) になっても明確な減少傾向は見られない市町 (図 3-8; type 2) も存在する。これには、密度の増加に応じて徐々に捕獲の強化が行われた市町や、2010 年に捕獲の強化を行ったがその後捕獲圧の維持が不十分であったと考えられる市町が含まれる。それぞれの市町で何が課題となっているかは、捕獲努力量 (捕獲従事者数やわなの稼働状況) の傾向とあわせて、より詳細な分析が必要となるが、優先的に捕獲体制の見直しや強化を行う必要があるといえるだろう。最後に、2010 年以降も捕獲圧が不十分であり、単調増加傾向にある市町 (図 3-8; type 1) も見られた。これらの市町では、早期に抜本的な捕獲体制の見直しを図る必要があると言えるだろう。

市町レベルの個体数動態推定モデルの有効性

今回新たに個体群動態モデルを開発することで、兵庫県内の市町レベルでの動態の推定が可能となるとともに、密度指標の観測過程に含まれる不確実性を評価することができた。兵庫県において過去に採用されていたモデル (松本ほか 2014a, b) と比べて、データの持つ情報量を有効に活用し、市町ごとの生息状況の違いを明らかにしたことで、より市町の状況に見あった個体数管理や対策につなげることができるだろう。シカの個体数推定はこれまで様々

な個体群を対象に行われており、日本国内では、都府県単位の推定を環境省（環境省 2015b）が行っているほか、北海道（Yamamura et al. 2008）、山梨県（Iijima et al. 2013）などで、本研究と同様に状態空間モデルを用いた Harvest-based estimation が行われている。推定の空間スケールは様々であるが、5 km メッシュ単位で推定を行った事例（Iijima et al. 2013; Iijima and Ueno 2016）では、分布域内の生息状況や個体群増加率の空間的異質性を明らかにしている。本研究でも、市町ごとに増加傾向や捕獲による減少傾向など、生息状況と捕獲実績に応じた様々な個体数動態のパターンが見られた。こうした時空間的な異質性は対策が進むにつれて今後大きくなることが予想され、空間スケール解像度の高い個体数推定手法の必要性はますます高くなるだろう。

解像度の高い個体数推定を行う上での必要条件として、解像度の高いデータセットを整備する必要がある。都道府県レベルで個体数推定に利用可能なデータは大きく分けると、市町村が収集する有害捕獲に関するデータ、県が収集する狩猟捕獲に関するデータ、モニタリング機関が収集する生息状況に関するデータがあげられる。兵庫県では、有害捕獲に関するデータについては市町スケールで行政を通じて収集されており、その他のデータについては森林動物研究センターが 5 km メッシュスケール（糞塊密度調査については詳細なラインデータが存在する）で整備している。本研究では有害捕獲データの解像度が市町スケールであったため、市町単位での推定を行ったが、より詳細な捕獲位置情報が収集、蓄積される仕組みが整備されれば、個体数推定の解像度も向上することが期待できる。逆に、事業ごとにデータが個別に管理されており合計の捕獲頭数しかわからないような状況や、不正確な按分値しか得られない状況では、高精度の生息密度指標のデータが得られたとしても、Harvest-based estimation による高解像度の動態推定は困難だろう。

密度指標の時間的・空間的指標性

本研究で密度指標として用いた 4 種類の指標は、いずれも市町レベルの生息密度の指標としては不確実性を伴うものと評価された。糞塊密度は既存研究において区画法による直接観察密度との相関関係が見られることから（濱崎ほか 2007）、様々な自治体において生息状況を把握する目的でモニタリング調査が行われている。しかしながら、本研究では市町レベルの生息密度指標としては観測誤差が大きく、特に市町間での空間的な密度の差異に対する指標性は高くなかった（図 3-11a）。生息密度との関係に大きな不確実性が含まれた原因として、糞塊密度の観測とモデルで仮定する動態との時空間スケールの不一致が考えられる。時間スケールに関して言うと、糞塊密度の観測は調査時の瞬間的な値であるため、年度単位の生息密度の増減よりも敏感に変動すると予想され、これは観測誤差の増大につながるだろう。例えば調査時期の直前に銃猟での捕獲が行われた場合や、糞の分解率や消失率を高める気象条件が揃った場合では糞塊の発見数は、その市町の年度を通じた生息密度からの期待値よりも低くなりやすいだろう。実際に大幅な値の低下が見られた 2017 年度には広域で発見率の低下が生じていた可能性が高く、生息密度と糞塊密度との間に 2002～2016 年と異なる関係性を仮定

したモデルでの当てはまりが高くなった。空間スケールの不一致については、今回のモデルが市町レベルでの生息密度を想定し、市町内での密度の空間的異質性を考慮できていないことによって生じる。糞塊調査位置が対象市町の平均的な生息密度よりも高い、あるいは低い地点に設定されている場合、市町レベルの生息密度からの期待値に比べ常に、過大あるいは過小な観測値が得られることになる。このバイアスは特に、分布拡大地域など観測ルートが少なく、かつ密度の異質性が大きい市町で問題となる。本研究では糞塊密度と生息密度との間に市町間での不確実性を考慮することで対応したが、これが考慮できていないモデルでは生息密度からの期待値に比べ過大な糞塊数が観測される傾向があった (図 3-12)。糞塊密度の観測ルートは、ある程度森林が連続した尾根沿いに設定されるため、行政界や鳥獣保護区など捕獲圧が低く、生息密度が相対的に高い地点に配置されたことで、糞塊密度が高くなる方向へのバイアスが生じた可能性がある。

SPUE に関しては、2006 年度までと 2007 年度以降で異なる関係性を仮定したが、それぞれの年代では密度との関係性が比較的明瞭に見られた (図 3-11b)。これは局所かつ短期間で測定される糞塊密度に比べ、SPUE が広範囲かつ数ヶ月にわたる観測の集計であるために、市町内の平均的な密度を反映しやすかったと考えられる。すなわち、本研究で仮定する時空間スケールに対して比較的適合した指標であったと言える。本研究では、積雪の影響を考慮して猟期前半の 11~12 月のデータに限定して推定に用いており、観測に関わる不確定要素を事前に排除した上で解析を行ったことも、観測誤差を小さくすることにつながったといえる。ただし、SPUE についても銃猟の行われている地点から偏ったデータが収集されることから、銃猟禁止区域が広く設定されている市町 (神戸・阪神・播磨南部など瀬戸内海沿岸部の都市部に面する地域) については、糞塊密度と同様に市町ごとのバイアスを含んでいる可能性もある。

くくりわなおよび箱わなの CPUE は観測誤差が大きく、密度との関係性は強くなかった (図 3-11c, d)。特に箱わなの CPUE については、観測誤差が大きくその動態から、市町レベルでの個体数の増減を判断するのは難しいだろう。過去の研究で、箱わなの CPUE は SPUE に比べて、農業被害程度との関係性が強いことが示されており (高木ほか 2018)、市町レベルの広域密度よりは、集落周辺に出没する局所密度への指標性が強いのかかもしれない。

本研究では、SPUE の指標性は比較的高かったが、糞塊密度の大小をそのまま市町レベルの生息密度指標として扱うのは注意を要するという結果になったが、これはあくまでも本研究で採用したモデルの仮定の中での結果である。市町レベルで見た場合に SPUE の変動が捕獲圧の変動と連動していたため、SPUE が生息密度を反映しているという推定が得られたが、対象とする時空間スケールや捕獲形態 (銃猟が主な市町とわな猟が主な市町) が異なれば、違ったパターンになる可能性もある。特に糞塊密度の指標性に含まれる不確実性は、適切なスケールのモデルを構築することで説明できる部分があり、これは指標の問題というよりもモデルの解像度の問題と言えるだろう。

モデルおよび推定値の妥当性

今回、糞塊密度と SPUE の観測における不確実性の考慮について、複数のモデルを比較したが、推定結果や観測データへの当てはまりにはモデル間で違いが見られた。県全体の生息個体数の推定結果についてみると、SPUE に関しての不確実性考慮の有無で大きく推定結果が異なり、最大で 2 倍近い差が生じた (表 3-5)。不確実性を考慮したモデルでは、見かけの増加率が 1.3 程度と高い値で推定された。兵庫県において 2003～2016 年に捕獲されたメス個体から年齢ごとの妊娠率を調べた研究では、2 歳以上の妊娠率は 75～100% と高かったが、1 歳では 15.6% と、シカの高密度化以前 (1980～1990 年代) の値に比べて低下していたことが報告されている (松金・横山 2018)。このことから、推定された見かけの増加率の高さが、妊娠率が高いことを反映しているとは考えにくい。見かけの増加率が高く推定された理由として他に考えられる要因に、移入による増加が挙げられる。兵庫県内でのシカの分布は、2000 年代に入ってから拡大傾向の地域があり (井上・高木 2019)、本州部では他府県とも分布が連続していることから、各市町に生息する集団は外部からの移出入がある開放系として解釈される。特に移入の影響が相対的に大きいと想定される分布辺縁部や県境付近では、繁殖による自然増加よりも高い個体群成長のパターンが見られる可能性がある。また、捕獲や密度指標の観測が集落周辺でしか行われていない場合、捕獲の及ばない領域からの市町内での移入も見かけ上の増加としてモデル内では扱われる。移入以外では、捕獲頭数の内訳に幼獣やオスの捕獲が含まれることも、見かけの増加率を高めたかもしれない。シカは一夫多妻型の繁殖様式をもっているため、次世代の加入数にはメスの繁殖個体数が重要となる。しかしモデルの上では、メス成獣の捕獲も繁殖齢に達していない幼獣やオスの捕獲も区別されずに扱われている。県全体の傾向でみると、捕獲が強化された 2010 年度以降で比較的高い増加率を示していることから、幼獣やオスへの捕獲圧の上昇が見かけの増加率の推定値に影響した可能性も考えられる。これらの効果を分離検証するには、捕獲の位置情報や個体情報を含んだ、質の高いデータの収集とそれに対応したモデルの構築が必要となる。そのため現段階では、高い見かけの増加率については、あくまでも密度指標動態の傾向を示すパラメータの推定値であり、そのまま個体群の自然増加率を反映するパラメータとして解釈するのは注意が必要である。

SPUE の不確実性を考慮しないモデルでは、増加率はおおよそ 1.1 程度となり、繁殖による増加で説明できる程度の推定値となった。しかしながら生息密度は過去から高密度状態 (市町レベルで最大 100 頭/km²) が維持されていたという結果になり、現実をどれほど反映できているかは疑わしい。SPUE の観測値と期待値の関係性は、両モデルで大きな差がなく、高密度で中程度の成長率の個体群 (モデル 2) であっても、中程度の密度で高成長率の個体群 (モデル 1) であっても、SPUE の変動パターンを同程度に説明できてしまう。今回は、データ収集様式の変更に伴う不確実性の存在が事前に判断できたために、不確実性を考慮したモデル (モデル 1: フルモデルに相当) を当てはめ、結果として WAIC も低いモデルが構築できたが、データ収集様式に関する事前の情報がない条件では、単純に SPUE のパターンのみから、推定

結果やモデルの妥当性を判断するのは難しいかもしれない。また、2006 年度以前の SPUE の観測値は、期待値からのずれが大きいデータが含まれ (図 3-13a, c)、考慮できていない観測バイアスが存在している可能性がある。実際に 2005 年度のデータにおいて出猟努力量の集計に不備が確認された地域 (淡路地域: 解析から除いている) もあり、行政システムの中で収集されたデータについては、どのような様式で収集・整備されたのか注意する必要があるだろう。

今後モデルの検証および推定値の妥当性を検証する方法としては、データの分割によるクロスバリデーションや、独立なデータにより得られた推定値との比較が挙げられる。例えば、カメラトラップ法に基づく密度推定 (Nakashima et al. 2018; Rowcliffe et al. 2008) や、区画法による密度推定などが挙げられる。ただし、これらの調査法は調査労力の関係から現実的には小スケールでしか行えないため、市町レベルより高解像度のスケールのモデルを構築し、結果を比較する必要があるだろう。

3-5. 結論

兵庫県では順応的管理の考え方のもと、科学的モニタリングに基づく個体数推定、予測に基づく捕獲目標設定、目標達成のための施策の実行を進めてきた。今回、既存データの再整備とモデルの大幅な見直しを経て、市町別の動態把握がある程度可能なモデルの構築を行った。その結果、市町ごとにみると個体数の減少トレンドという形で捕獲の効果を検証することができた。この結果は兵庫県のシカ管理政策の大きな一つの成果であると同時に、市町ごとの今後取り組むべき課題も明確になったといえる。

現状の推定値における課題としては、データとモデルの空間スケールの不一致に対して十分に対応できていない部分があげられる。今後もモデルの構造の見直しとデータ収集の両面から、特にデータが不足しがちな分布辺縁部での推定精度の改善を図る必要があるだろう。将来、捕獲事業が進むに連れて潜在的なデータの量は増えることが予想される一方で、事業の複雑化や作業量の増大によって、個体数推定や対策立案に必要なデータの収集が困難になる危険性もある。兵庫県のシカ個体群管理を今後も推進する上で、モニタリングの継続、個体数推定や現状分析のアップデート、施策へのフィードバックといった順応的管理の体制を維持することが重要である。

謝辞

本研究の一部は、科学研究費助成事業若手研究 (B)「野生動物による生態系改変の Ecological memory の定量評価と応答予測」(課題番号: 17K12843) および環境研究総合推進費「異質環境下におけるシカ・イノシシの個体数推定モデルと持続可能な管理システムの開発」(課題番号: 4-1704) によって行われた。

引用文献

- Brooks SP, Gelman A (1998) General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7: 434–455
- Denwood MJ (2016) runjags: An R Package Providing Interface Utilities, Model Templates, Parallel Computing Methods and Additional Distributions for MCMC Models in JAGS. *Journal of Statistical Software*, 71: 1–25
- 藤木大介, 高木俊 (2019) 兵庫県におけるニホンジカの科学的モニタリングに基づく順応的管理の評価と展望. 「兵庫県におけるニホンジカ管理の現状と成果」 兵庫ワイルドライフモノグラフ, 11: 14–29
- 濱崎伸一郎, 岸本真弓, 坂田宏志 (2007) ニホンジカの個体数管理にむけた密度指標 (区画法, 糞塊密度および目撃効率) の評価. *哺乳類科学*, 47: 65–71
- 兵庫県 (2017) 第2期ニホンジカ管理計画. 兵庫県, 神戸
- 飯島勇人 (2017) シカの管理目標のあり方. (梶光一, 飯島勇人 編) 日本のシカ, 224–239. 東京大学出版会, 東京
- Iijima H, Nagaike T, Honda T (2013) Estimation of deer population dynamics using a Bayesian state-space model with multiple abundance indices. *The Journal of Wildlife Management*, 77: 1038–1047
- Iijima H, Ueno M (2016) Spatial heterogeneity in the carrying capacity of sika deer in Japan. *Journal of Mammalogy*, 97: 734–743
- 井上裕司, 高木俊 (2019) 兵庫県におけるニホンジカ管理政策の概要. 「兵庫県におけるニホンジカ管理の現状と成果」, 兵庫ワイルドライフモノグラフ, 11: 1–13
- 伊藤健雄 (1986) 金華山におけるニホンジカの個体群変動. *哺乳類科学*, 26: 29–31
- Kaji K, Okada H, Yamanaka M, Matsuda H, Yabe T (2004) Irruption of a Colonizing Sika Deer Population. *The Journal of Wildlife Management*, 68: 889–899
- 環境省, 農林水産省 (2013) 「抜本的な鳥獣捕獲強化対策」
<https://www.env.go.jp/nature/choju/effort/effort9.html>, 2019年1月22日確認
- 環境省 (2015a) 「特定鳥獣保護・管理計画作成のためのガイドライン (ニホンジカ編・平成27年度)」 <https://www.env.go.jp/nature/choju/plan/plan3-2e/index.html>, 2019年1月22日確認
- 環境省 (2015b) 「改正鳥獣法に基づく指定管理鳥獣捕獲等事業の推進に向けたニホンジカ及びイノシシの生息状況等緊急調査事業の結果について」
<https://www.env.go.jp/press/100922.html>, 2019年1月22日確認
- 環境省 (2018) 「全国のニホンジカ及びイノシシの個体数推定等の結果について (平成30年度)」 <https://www.env.go.jp/press/105959.html>, 2019年1月22日確認
- 環境省生物多様性センター「自然環境保全基礎調査植生調査第6回・第7回植生調査」

- http://www.biodic.go.jp/kiso/fnd_f.html, 2019 年 1 月 22 日確認
- 岸本康誉, 藤木大介, 坂田宏志 (2012) 森林生態系保全を目的とした広域モニタリングによるニホンジカの密度管理手法の提案. 「兵庫県におけるニホンジカによる森林生態系被害の把握と保全技術」, 兵庫ワイルドライフモノグラフ, 4: 92–104
- 栗山武夫, 山端直人, 高木俊 (2018a) 兵庫県の野生動物の生息と被害の動向調査の概要. 「兵庫県の大型・中型野生動物の生息状況と農業被害～鳥獣害アンケートと出猟カレンダーの分析～」, 兵庫ワイルドライフモノグラフ, 10: 1–8
- 栗山武夫, 山端直人, 高木俊 (2018b) 兵庫県の野生動物の生息と被害の動向 (2006–2016 年度). 「兵庫県の大型・中型野生動物の生息状況と農業被害～鳥獣害アンケートと出猟カレンダーの分析～」, 兵庫ワイルドライフモノグラフ, 10: 9–31
- Matsuda H, Uno H, Tamada K, Kaji K, Saitoh T, Hirakawa H, Kurumada T, Fujimoto T (2002) Harvest-based estimation of population size for sika deer on Hokkaido Island, Japan. *Wildlife Society Bulletin*, 30: 1160–1171
- 松金 (辻) 知香, 横山真弓 (2018) 兵庫県における高密度下でのニホンジカの繁殖特性. *哺乳類科学*, 58: 13–21
- 松本崇, 岸本康誉, 太田海香, 坂田宏志 (2014a) ニホンジカの個体群動態の推定と将来予測 (兵庫県本州部 2012 年). 兵庫ワイルドライフレポート, 2: 12–36
- 松本崇, 岸本康誉, 太田海香, 坂田宏志 (2014b) ニホンジカの個体群動態の推定と将来予測 (兵庫県淡路島 2012 年). 兵庫ワイルドライフレポート, 2: 37–61
- Nakashima Y, Fukasawa K, Samejima H (2018) Estimating animal density without individual recognition using information derivable exclusively from camera traps. *Journal of Applied Ecology*, 55: 735–744
- Plummer M (2003) JAGS: A Program for Analysis of Bayesian Graphical Models Using Gibbs Sampling. *Proceedings of the 3rd International Workshop on Distributed Statistical Computing (DSC 2003)*
- R Core Team (2018) R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria
- Rowcliffe JM, Field J, Turvey ST, Carbone C (2008) Estimating animal density using camera traps without the need for individual recognition. *Journal of Applied Ecology*, 45: 1228–1236
- 高木俊, 栗山武夫, 山端直人 (2018) 景観構造を考慮したシカ・イノシシの農業被害と密度指標の関係分析. 「兵庫県の大型・中型野生動物の生息状況と農業被害～鳥獣害アンケートと出猟カレンダーの分析～」, 兵庫ワイルドライフモノグラフ, 10: 32–45
- Vehtari A, Gelman A, Gabry J (2017) Practical Bayesian model evaluation using leave-one-out cross-validation and WAIC. *Statistics and Computing*, 27: 1413–1432
- Watanabe S (2010) Asymptotic Equivalence of Bayes Cross Validation and Widely

Applicable Information Criterion in Singular Learning Theory. *Journal of Machine Learning Research*, 11: 3571–3594

Yamamura K, Matsuda H, Yokomizo H, Kaji K, Uno H, Tamada K, Kurumada T, Saitoh T, Hirakawa H (2008) Harvest-based Bayesian estimation of sika deer populations using state-space models. *Population Ecology*, 50: 131–144