

原著論文

# 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 2011 年)

坂田宏志<sup>1,2\*</sup>・岸本康誉<sup>1,2</sup>・関香菜子<sup>1</sup>

<sup>1</sup>兵庫県森林動物研究センター・<sup>2</sup>兵庫県立大学自然・環境科学研究所

## 要 点

- ・ 2010 年までに入手されたデータから、兵庫県のニホンジカの自然増加率や個体数の推定を、階層ベイズモデルを構築し、マルコフ連鎖モンテカルロ法によって推定した。
- ・ 推定にあたっては、銃猟時の目撃効率、糞塊密度、狩猟捕獲数、有害捕獲数のデータを基に、それぞれデータの誤差変動を組み込んだモデルを構築した。
- ・ また、前年の推定個体数の事後分布を事前分布として活用することで、過去の推定結果を反映させ、さらに、捕獲率の年次変動を組み込んだモデルを構築した。
- ・ 自然増加率は、20.0%(90%信頼限界で 11.0~34.0%)と推定された。
- ・ 個体数は、単純な増加傾向にあり、2010 年末の段階で、中央値で 147,700.5 頭 (90%信頼限界では 74,914.7~35,2765.2 頭程度) と推定された。
- ・ さらに、3 通りの捕獲計画 (今後、継続的に 3 万頭捕獲、3 万 7 千頭捕獲、4 万頭捕獲) に基づく個体数の将来予測の結果、中央値でみると、いずれの捕獲計画においても、個体数は減少すると予測された。しかし、50%の信頼限界では、3 万 7 千頭、4 万頭を捕獲した場合は、減少するものの、3 万頭の場合、増加する可能性もあると予測された。

**key words** : 個体数管理 自然増加率 ベイズ推定 マルコフ連鎖モンテカルロ法 個体数推定

## 1. はじめに

この論文では、兵庫県本州部におけるニホンジカ *Cervus nippon* (以下、シカ) の保全と管理の意思決定に資するため、自然増加率や生息個体数などの推定を行う。さらに、目標捕獲頭数を設定する際の判断材料を提供するために、複数通りの捕獲数のシナリオを設定し、捕獲計画に基づくシカの将来的な個体数の変動を予測した。

推定には、兵庫県で体系的に収集している 2001 年から 2010 年までのデータを用いる。具体的には、兵庫県森林動物研究センターが行っている、尾根上の 1km 当たりのシカの糞塊数 (糞塊密度) と狩猟登録者の報告に基づく銃猟時の平均目撃数 (目撃効率)、狩猟による捕獲

---

\*連絡先 : 〒669-3842 兵庫県丹波市青垣町沢野 940 兵庫県森林動物研究センター

e-mail: sakata@wmi-hyogo.jp

数、有害による捕獲数である。

自然増加率や個体数は、上記のデータとの時系列的な関係を記述する階層ベイズモデルを構築し、マルコフ連鎖モンテカルロ法によって推定する。これらのモデルの中では、自然増加率や個体数のほか、捕獲率や観測データとの比率を表す係数に加え、複数の観測データに含まれる誤差変動を明示的に組み込んだ上で、その誤差の大きさも推定する。これらの手法は、兵庫県や島根県、全国（環境省自然環境局生物多様性センター 2011）のニホンジカの個体数推定に適用されており、本稿では、それを改良したモデルを用いて推定する。

モデルの主な改良点は、①捕獲率の年変動をモデルに組み込んだことと、②前年の個体数の推定結果や事前に得られた情報を参考にして一部の推定変数の事前分布を限定したことである。狩猟や有害捕獲における捕獲率は、都道府県が設定する目標捕獲数や個体数管理事業の実施により、大きく左右される。特に、2010年度の兵庫県では、これまでの2万頭から3万頭以上へ目標捕獲頭数の変更や、狩猟に対する報償費の導入があったため、捕獲率が変化している可能性が高い。これらの問題を解決するために、捕獲率に年次変動を組み込み、社会的条件の変化による推定への影響に配慮した。

また、前年の捕獲数や推定個体数から導かれる情報を事前分布に活用し、前年を起点として、翌年と過去の個体数を推定するモデルを採用した。この方法は、関係者が持っている情報や過去の推定個体数と、新たな推定値との乖離を少なくするために有効である。推定結果をもとに、捕獲目標などに関する合意を形成していく上では、新たなデータの誤差変動によって大幅な見直しを頻繁に行うことや、既知の知見やデータから常識的に想定される結果と大きく異なる推定値を出すことは避けなくてはならない。特に、前年の捕獲数や推定個体数は、利害関係者にとって注目度の高い値であり、次年度の増加見込み頭数は、予算や労力を伴う捕獲計画を左右する重要な推定値である。そのため、統計解析手法の中にも、関係者の認識とデータが示す結果をすり合わせて、社会的な合意を図る仕組みが必要になる。その意味で、事前情報と新たなデータが示す確率論的な変動を合わせて、推定値の確率分布を提示するベイズ推定の手法は、有効であると考えられる。

## 2. 方法

### 対象とする期間と地域

対象期間は 2001 年から 2010 年まで、対象地域は兵庫県とする。分析の際は、年度ではなく 1 月から 12 月までの年で区切る。

### 用いたデータ

推定には、次にあげるデータを用いた。

有害捕獲数（年度）  $i\_yugai[i]$  :  $i$  年度の有害捕獲許可による捕獲数。銃猟とわな猟の合計値を生息数の動向を反映する指標として用いる。

糞塊密度  $fun\_d[i]$  :  $i$  年度の 10 月下旬から 11 月上旬に所定のラインセンサスにより確認した 1km あたりの平均糞塊数。生息密度の動向を反映する指標として用いる。

目撃効率  $spue[i]$  :  $i$  年度に狩猟登録者から得られた銃猟による狩猟時の目撃効率。生息密

度の動向を反映する指標として用いる。

狩猟捕獲数  $r\_ca[i]$  :  $i$  年度の狩猟による捕獲数。銃猟とわな猟の合計値を生息数の動向を反映する指標として用いる。

有害捕獲数 (年)  $y\_ca[i]$  :  $i$  年度の 1 月から次年度の 12 月までの有害捕獲許可による捕獲数。

森林面積  $f\_area$  : 兵庫県本州部の森林面積。生息密度の期待値を計算する際に用いる。

以上の方法で収集したデータを表 1 に示す。

表 1 入力データセット

year	i_yugai	fun_d	spue	r_ca	y_ca	f_area
2001	2871	13.91	2.20	6847	3337	5452.07
2002	3417	17.42	1.80	7768	3620	5452.07
2003	3490	13.20	1.97	8966	3793	5452.07
2004	4093	14.06	1.90	8270	4633	5452.07
2005	4904	16.06	2.26	9217	5455	5452.07
2006	5295	18.22	1.97	9556	6185	5452.07
2007	6414	15.71	1.78	9657	7969	5452.07
2008	8022	19.34	1.76	10811	9345	5452.07
2009	8187	20.02	1.70	11394	15261	5452.07
2010	17137	25.66	2.13	26130		5452.07

### 推定するパラメータ

以下の考え方に基づいて、 $lire$ 、 $pre$ 、 $pry$ 、 $lr\_spue$ 、 $lr\_fun$ 、 $\ln Nins$ 、 $v\_spue$ 、 $v\_fun$ 、 $v\_ryo$ 、 $v\_yugai$ 、 $v\_gr$ 、 $v\_gy$  の 12 変数について事前分布を設定して推定し、目的である自然増加率や個体数を推定する。推定変数の初期値と事前分布は表 2 のとおりである。各推定変数の定義と事前分布を設定する際の考え方は、以下のとおりである。

1. 自然増加率の自然対数値  $lire$  :  $lire$  については、環境省の特定哺乳類生息動向調査の個体数推定（環境省生物多様性センター 2011）に採用された事前分布を用いる。また、 $\exp(lire)$  を自然増加率  $ire$  とする。
2. 生息密度と目撃効率の比率を示す係数の自然対数値  $lr\_spue$  : 事前分布は正規分布を仮定し、事前の情報は十分でないため、その分散は大きめに設定した。また、 $\exp(lr\_spue)$  を  $rs$  とした。
3. 生息密度と糞塊密度の比率を示す係数の自然対数値  $lr\_fun$  : 事前分布は正規分布を仮定し、事前の情報は十分でないため、その分散は大きめに設定した。また、 $\exp(lr\_fun)$  を  $rf$  とした。
4. 狩猟による捕獲率  $pr[i]$  :  $i$  年の係数。この係数は、媒介変数  $pre$  と年ごとのランダム効果 ( $\gamma_r[i]$ ) によって、0 から 1 の間で変動すると考え、 $pr[i] = (1 / (1 + \exp(-\log(pre / (1 - pre)) - \gamma_r[i])))$  とする。

$pre$  は事前情報がないため、事前分布は 0 から 1 までの一様分布に設定した。また、

$\gamma_r$  は平均 0 で分散  $v_{gr}$  の正規分布に従う階層的な事前分布を設定した。この分散  $v_{gr}$  の事前分布は形状、尺度ともに 0.01 の逆ガンマ分布を用いた。

5. 有害による捕獲率  $py[i] : i$  年の係数。この係数は、媒介変数  $pry$  と年ごとのランダム効果 ( $\gamma_y[i]$ )、狩猟による捕獲率  $pr[i]$  によって、変動すると考え、

$$py[i] = (1 - pr[i]) \times (1 / (1 + \exp(-\log(pry / (1 - pry)) - \gamma_y[i])))$$

とする。

この係数は、0 から  $1 - pr[i]$  の間で変動するように設定しているため、狩猟と有害による捕獲率の合計値  $pr[i] + py[i]$  が 0 から 1 の間で変動することになる。

$pry$  は事前情報がないため、事前分布は 0 から 1 までの一様分布に設定した。また、 $\gamma_y$  は平均 0 で分散  $v_{gr}$  の正規分布に従う階層的な事前分布を設定した。この分散  $v_{gy}$  の事前分布は形状母数、尺度母数ともに 0.01 の逆ガンマ分布を用いた。

6. 1 年前 (2009 年) の生息個体数の自然対数値  $\ln N_{ins}$  : 事前分布は正規分布とし、平均値は、兵庫県が昨年に行った個体数の平均値を用いた。分散は、分布の 95% 信頼限界が、既存の情報から考えられるおおよその限界値がになる値を設定した。具体的には、2010 年の狩猟期間に捕獲された個体は 26,130 頭であるので、生息数はこれ以下を下限にすれば十分であると考え、95% 信頼限界の下限が 25,098 頭となる分散 0.9 とした。95% 信頼限界の上限は 1,034,490 頭となるが、現実的に想定できる値を十分にカバーすると考えられる。
7. 目撃効率、糞塊密度、狩猟捕獲数、有害捕獲数の期待値からの誤差分散  $v_{spuev\_funv\_ryov\_yugai}$  : それぞれ、観測モデルで示す確率分布の誤差分散として観測データから推定する。これらの誤差分散の事前分布は、それぞれ、形状母数、尺度母数ともに 0.01 の逆ガンマ分布を用いた。
8. 各推定変数の初期値は、事前分布の期待値とした。捕獲率のランダム効果と尤度関数の変動部分  $v_{gr}$ 、 $v_{gy}$ 、 $v_{spue}$ 、 $v_{fun}$ 、 $v_{ryo}$ 、 $v_{yugai}$  については、それぞれ初期値を 0.01 とした。

### 個体群動態の過程モデル

個体群動態の過程モデルは、生息個体数は 2009 年を起点として、翌年の 2010 年までの変化を

$$N[2010] = ire \times N[2009] - caa [2009]$$

2000 年までの変化を

$$N[i] = (N[i+1] + caa[i]) / ire$$

のように変化するものと仮定する

ここで、 $N[i]$  は、 $i$  年の生息個体数と  $i$  年の捕獲数を示す。また、 $caa[i]$  は、 $i$  年の捕獲数であり、 $i$  年の狩猟捕獲数  $r_{ca}[i]$  と有害捕獲数  $y_{ca}[i]$  の合計値である。

2009 年の個体数は  $N_{2009} = \text{round}(\exp(\ln N_{ins}))$  とした。なお、生息個体数は、年末時点での個体数を想定している。

表2 推定した変数とその初期値および事前分布

事前分布の引数は、正規分布は（期待値，分散）、逆ガンマ分布は（形状母数、尺度母数）、ベータ分布は（形状母数  $\alpha$ , 形状母数  $\beta$ ）を示す。

ブロック	推定変数	初期値	事前分布
1	Lire	0.1789	正規分布(log(1.2)-0.5*0.006826535,0.006826535)
1	Pre	0.5000	ベータ分布(1,1)
1	Pry	0.5000	ベータ分布(1,1)
1	lr_spue	-2.3026	正規分布(log(0.1),5)
1	lr_fun	0	正規分布(log(1),5)
1	lnNins	11.9900	正規分布(11.9900,0.9)
2	v_gr	0.0100	逆ガンマ分布(0.01,0.01)
3	v_gy	0.0100	逆ガンマ分布(0.01,0.01)
4	v_spue	0.0100	逆ガンマ分布(0.01,0.01)
4	v_fun	0.0100	逆ガンマ分布(0.01, 0.01)
4	v_ryo	0.0100	逆ガンマ分布(0.01,0.01)
4	v_yugai	0.0100	逆ガンマ分布(0.01,0.01)
4	v_gs	0.0100	逆ガンマ分布(0.01,0.01)

### 観測モデル

推定する個体数と観測されるデータとの関係を示す観測モデルは以下のとおりとする。

#### 1. 目撃効率に関する観測モデル

$$\log(\text{SPUE}[i]) = \log(\text{rs} \times \text{N}[i]/\text{f\_area}) - 0.5 \times \text{v\_spue} + \text{e\_spue}[i]$$

#### 2. 糞塊密度に関する観測モデル

$$\log(\text{fun}[i]) = \log(\text{rf} \times \text{N}[i]/\text{f\_area}) - 0.5 \times \text{v\_fun} + \text{e\_fun}[i]$$

#### 3. 狩猟捕獲数に関する観測モデル

$$\log(\text{r\_ca}[i]) = \log(\text{pr}[i] \times \text{N}[i]) - 0.5 \times \text{v\_ryo} + \text{e\_ryo}[i]$$

#### 4. 有害捕獲数に関する観測モデル

$$\log(\text{i\_yugai}[i]) = \log(\text{py}[i] \times \text{N}[i]) - 0.5 \times \text{v\_yugai} + \text{e\_yugai}[i]$$

$\text{e\_spue}[i]$ 、 $\text{e\_fun}[i]$ 、 $\text{e\_ryo}[i]$ 、 $\text{e\_yugai}[i]$ は、誤差変動を示し、それぞれ期待値 0、分散が  $\text{v\_spue}$ 、 $\text{v\_fun}$ 、 $\text{v\_ryo}$ 、 $\text{v\_yugai}$  の正規分布に従うものとする。

### マルコフ連鎖モンテカルロ法

これまで述べたデータとモデルおよび事前分布の設定にもとづいて、マルコフ連鎖モンテカルロ法（Gilks *et al.* 1996）による推定を行った。この推定は SAS/STAT9.3 の MCMC Procedure を用いた（SAS Institute Inc. 2011）。

### サンプリング

推定変数を表2のとおり4つのブロックに分けて、メトロポリス法と conjugate サンプリングによる独立サンプラーを用いて事後分布をサンプリングした。サンプリング回数については、最初の500万回はサンプリングせず、次の2000万回のうち2,000回に1回サンプリ

ングし、計 1 万回のサンプリングを行った。

提案分布は、正規分布とし、実際のサンプリング回数に合わせて 5 万回のサンプリングによる事後分布にもとづいて、Robertset *al.* (1997) の示した最適な採択率 23.4% を目標に  $\pm 7.5\%$  の範囲の採択率になるように、スケールと共分散行列のチューニングを行った。

### 収束判定

収束判定は、有効サンプルサイズ (Kasset *al.* 1998) と Geweke 検定 (Geweke 1992) の 2 つの基準で確認した。有効サンプルサイズによる判定では、これが 1,000 以上であることを基準とした。Geweke 法では、サンプリングされたデータのうち、最初の 1,000 回と最後の 5,000 回の期待値の差を検定し、棄却水準が 0.05 にならないことを基準とした。

## 3. 結果

### 収束

いずれの推定変数についてもサンプリングの際の自己相関はほとんどなく、有効サンプル数は 7,000 を超え、良好なサンプリングができたと判断された。Geweke 検定では、gamma\_y\_2005 および gamma\_y\_2008 以外の推定変数は、すべて基準を上回り収束していると判断できた。gamma\_y\_2005 と gamma\_y\_2008 については、それぞれ、 $P=0.0354$  と  $P=0.0314$  となり、前後のサンプルの間で有意差があった。ただし、その差は小さかったため (それぞれ、推定値で 0.015、0.017、有害捕獲率に換算した値では 0.00068、0.00088)、他のすべての変数で有意差がなかった結果も踏まえて、推定値に大きな影響は無いものと判断した。

### 推定値

推定した変数の事後分布は表 3 の通りであった。また、事前分布と事後分布の形状を図 1 に示した。

表 3 の結果に基づいて計算した自然増加率(ir)と、目撃効率の係数(rs)、糞塊密度の係数(rf)、各年の狩猟捕獲率(pr[i])、有害捕獲率(py[i])は表 4 のとおりであった。また、得られたデータの観測値と期待値との関係を図 2、図 3 に示した。

全ての変数で、事後分布の幅は、事前分布の幅より狭まった。しかし、自然増加率と基準年 (2009 年) の生息個体数の自然対数値は、絞られる幅が他の変数に比べて少なく、事前分布の設定が推定に影響を与えていた。

自然増加率は、20.0%(90%信頼限界で 11.0~34.0%)となり、昨年の 15.8%(90%信頼限界で 10.4%~24.5%)や一昨年の 15.0%(90%信頼限界で 8.5%~26.9%)より高く推定された。また、捕獲率は、大きな年次変動は見られないものの、2010 年のみ他の年より高く、前年の 2009 年の中央値と比べると、狩猟では 3.3%、有害では 2.0%それぞれ高く推定された。

また、これらの結果に基づいて計算した個体数と増加個体数の動向をそれぞれ図 4、図 5、表 5 に示す。個体数は、2001 以降、単調に増加していると推定された。また、増加個体数についても、個体数の増加に伴い、増加していると推定された。

さらに、3通りの捕獲計画（継続的に3万頭捕獲、3万7千頭捕獲、4万頭捕獲）に基づく個体数の将来予測を図6に示す。中央値で見ると、いずれの捕獲計画においても、個体数は減少すると予測された。一方、50%の信頼限界で見ると、3万7千頭、4万頭を捕獲した場合は、減少するものの、3万頭の場合、増加する可能性もあると予測された。また、不確実性は大きく、90%の信頼限界では、いずれの捕獲計画であっても、増加する可能性があるとして予測された。

表3 事後分布の統計量

変数	平均値	標準偏差	5%	中央値	95%
lire	0.1878	0.0579	0.1042	0.1821	0.2924
pre	0.0981	0.0460	0.0376	0.0906	0.1846
pry	0.0639	0.0357	0.0220	0.0568	0.1301
lr_spue	-2.3869	0.4809	-3.2220	-2.3524	-1.6559
lr_fun	-0.2409	0.4732	-1.0736	-0.2024	0.4795
lnNins	11.9264	0.4545	11.2469	11.8837	12.7304
v_spue	0.0860	0.0669	0.0253	0.0684	0.2013
v_fun	0.0315	0.0218	0.0119	0.0257	0.0698
v_ryo	0.0673	0.0655	0.0099	0.0495	0.1835
v_yugai	0.1174	0.1304	0.0102	0.0794	0.3564
gamma_r_2001	-0.0331	0.1666	-0.3115	-0.0263	0.2239
gamma_r_2002	-0.0109	0.1639	-0.2847	-0.0065	0.2467
gamma_r_2003	0.0217	0.1622	-0.2411	0.0203	0.2854
gamma_r_2004	-0.0475	0.1658	-0.3244	-0.0398	0.2104
gamma_r_2005	-0.0358	0.1616	-0.3016	-0.0318	0.2158
gamma_r_2006	-0.0491	0.1634	-0.3134	-0.0426	0.2059
gamma_r_2007	-0.0775	0.1678	-0.3528	-0.0687	0.1794
gamma_r_2008	-0.0602	0.1650	-0.3376	-0.0534	0.1969
gamma_r_2009	-0.0601	0.1683	-0.3443	-0.0534	0.2013
gamma_r_2010	0.2999	0.2682	-0.0649	0.2599	0.7931
gamma_y_2001	-0.1827	0.2470	-0.6089	-0.1598	0.1757
gamma_y_2002	-0.1319	0.2300	-0.5297	-0.1152	0.2069
gamma_y_2003	-0.1575	0.2376	-0.5638	-0.1375	0.1930
gamma_y_2004	-0.1155	0.2239	-0.4933	-0.0997	0.2190
gamma_y_2005	-0.0608	0.2113	-0.4121	-0.0494	0.2662
gamma_y_2006	-0.0551	0.2104	-0.4024	-0.0486	0.2771
gamma_y_2007	0.0057	0.2082	-0.3278	0.0048	0.3442
gamma_y_2008	0.0830	0.2174	-0.2436	0.0694	0.4438
gamma_y_2009	0.0674	0.2153	-0.2585	0.0536	0.4403
gamma_y_2010	0.4542	0.3778	-0.0615	0.4099	1.1126

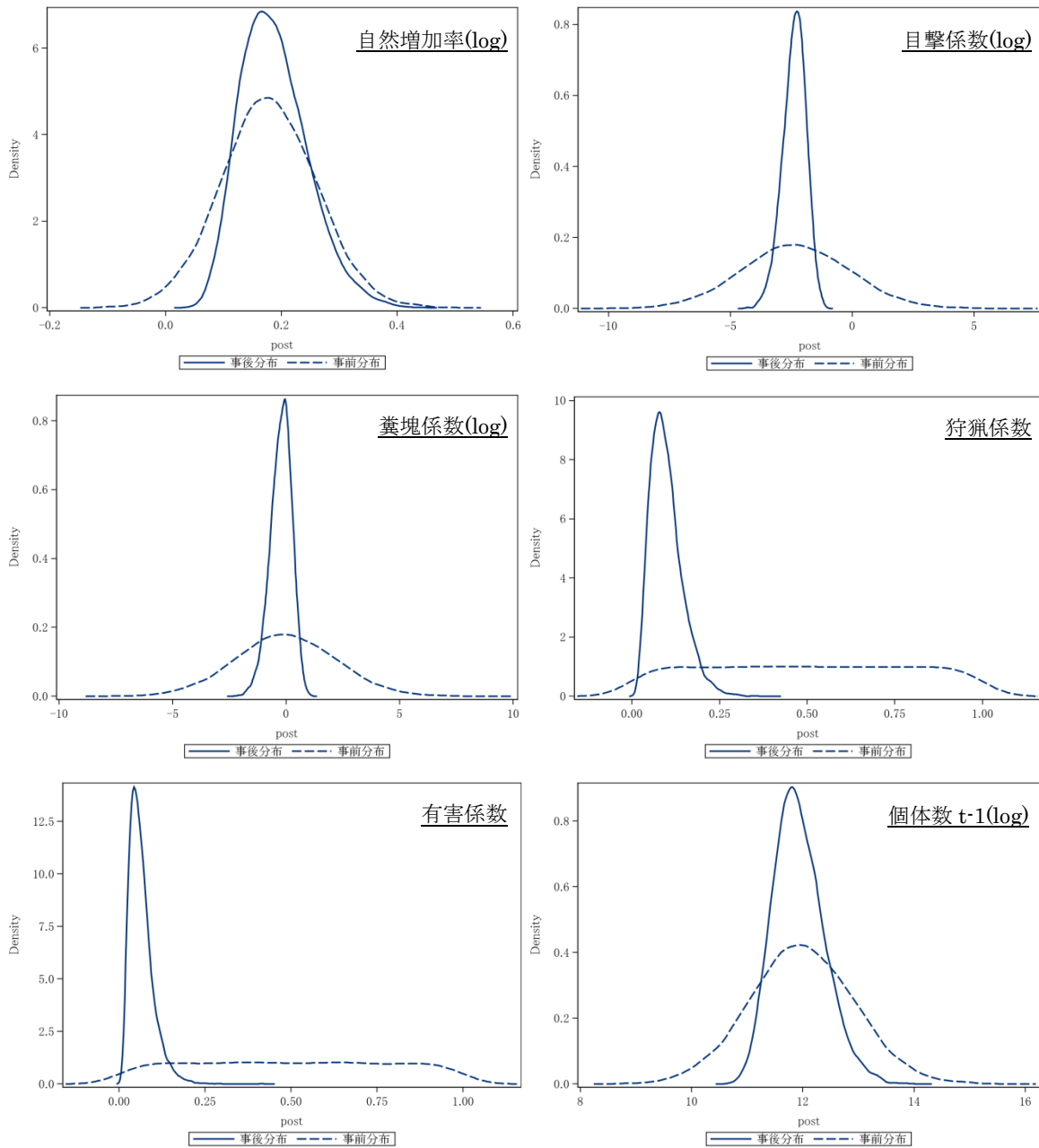


図1 パラメータの事前分布と事後分布との関係

左上図 自然増加率 右上図 生息密度と目撃効率の比率を示す係数の自然対数値  
 左中図 生息密度と糞塊密度の比率を示す係数の自然対数値 右中図 狩猟による捕獲率  
 左下図 有害による捕獲率 右下図 1年前(2009)年の生息数個体数の自然対数値  
 実線は事後分布を破線は事前分布をそれぞれ示す。



表 4 推定された自然増加率 (ir) と、目撃効率の係数 (rs)、糞塊密度の係数 (rf)、  
狩猟捕獲率 (pr [i])、有害捕獲率 (py [i])

変数	平均	標準偏差	5%点	中央値	95 %点
ire	1.2086	0.0712	1.1098	1.1998	1.3396
rf	0.8728	0.3935	0.3418	0.8168	1.6153
rs	0.1025	0.0474	0.0399	0.0951	0.1909
pr_2001	0.0965	0.0486	0.0348	0.0883	0.1886
pr_2002	0.0981	0.0483	0.0357	0.0899	0.1908
pr_2003	0.1008	0.0493	0.0371	0.0922	0.1942
pr_2004	0.0950	0.0472	0.0346	0.0866	0.1848
pr_2005	0.0958	0.0471	0.0355	0.0880	0.1838
pr_2006	0.0946	0.0466	0.0349	0.0869	0.1809
pr_2007	0.0922	0.0452	0.0346	0.0842	0.1780
pr_2008	0.0934	0.0453	0.0348	0.0856	0.1781
pr_2009	0.0934	0.0453	0.0351	0.0856	0.1797
pr_2010	0.1283	0.0606	0.0480	0.1183	0.2406
py_2001	0.0487	0.0279	0.0164	0.0432	0.0996
py_2002	0.0506	0.0279	0.0175	0.0453	0.1022
py_2003	0.0493	0.0269	0.0171	0.0436	0.0992
py_2004	0.0515	0.0282	0.0179	0.0460	0.1032
py_2005	0.0538	0.0281	0.0192	0.0486	0.1054
py_2006	0.0542	0.0284	0.0194	0.0487	0.1074
py_2007	0.0572	0.0291	0.0211	0.0520	0.1112
py_2008	0.0612	0.0309	0.0227	0.0557	0.1175
py_2009	0.0605	0.0310	0.0221	0.0550	0.1164
py_2010	0.0840	0.0455	0.0284	0.0746	0.1698

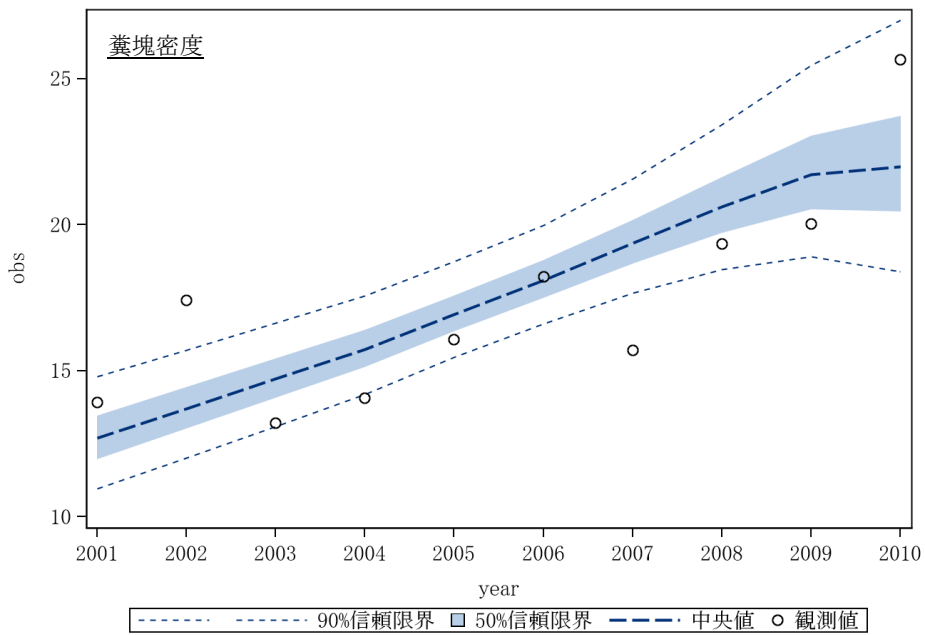
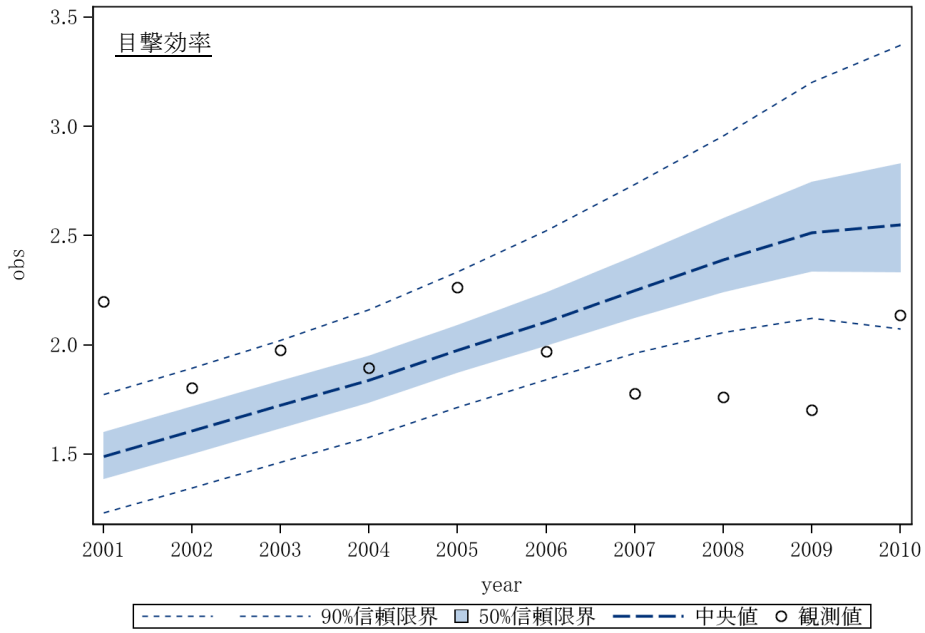


図2 観測値と期待値との関係

上図 目撃効率の観測値と期待値

下図 糞塊密度の観測値と期待値

中央値と 50%信頼限界、90%信頼限界を示す。

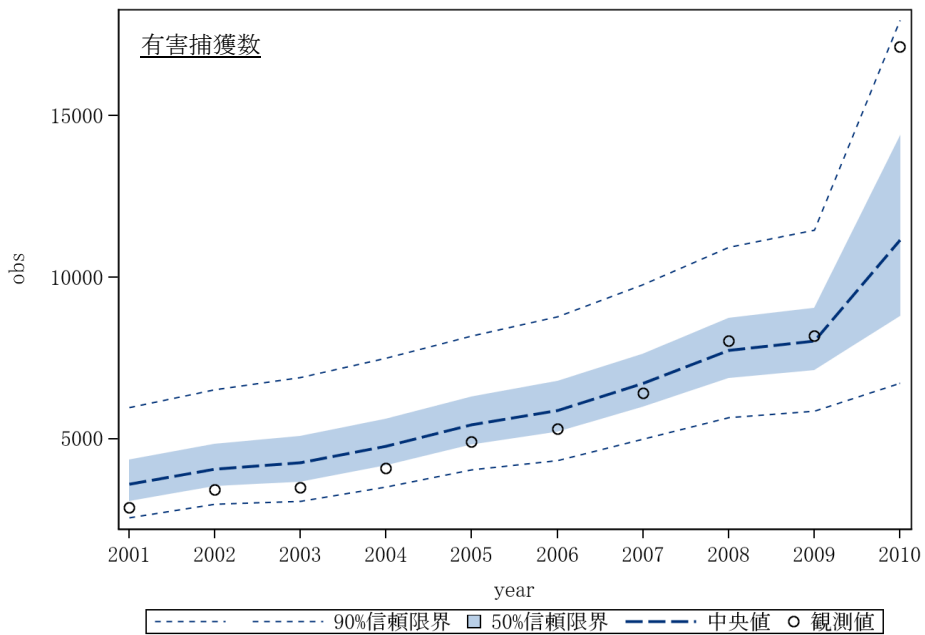
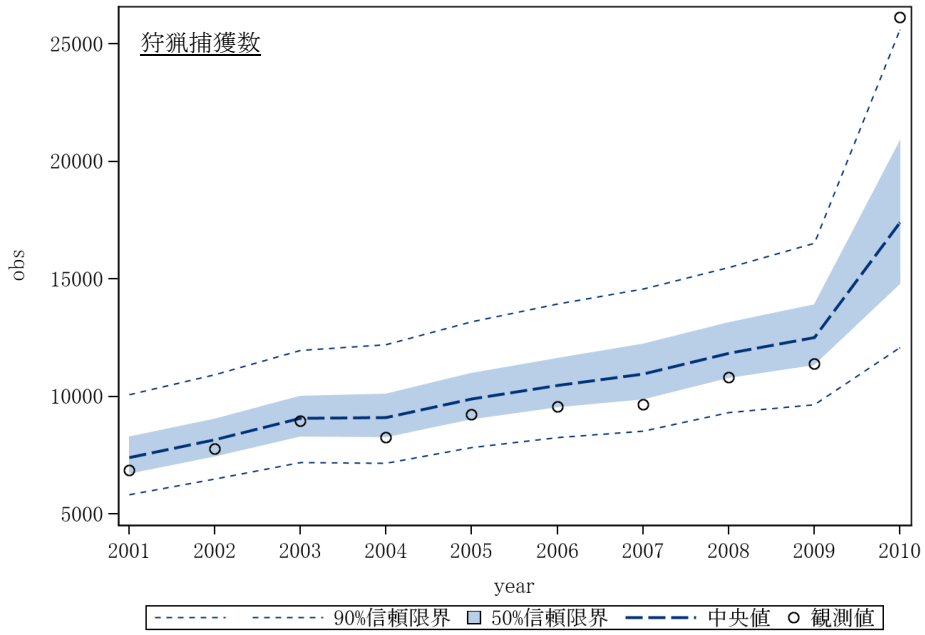


図3 観測値と期待値との関係

上図 狩猟捕獲数の観測値と期待値

下図 有害捕獲数の観測値と期待値

中央値と 50%信頼限界、90%信頼限界を示す。

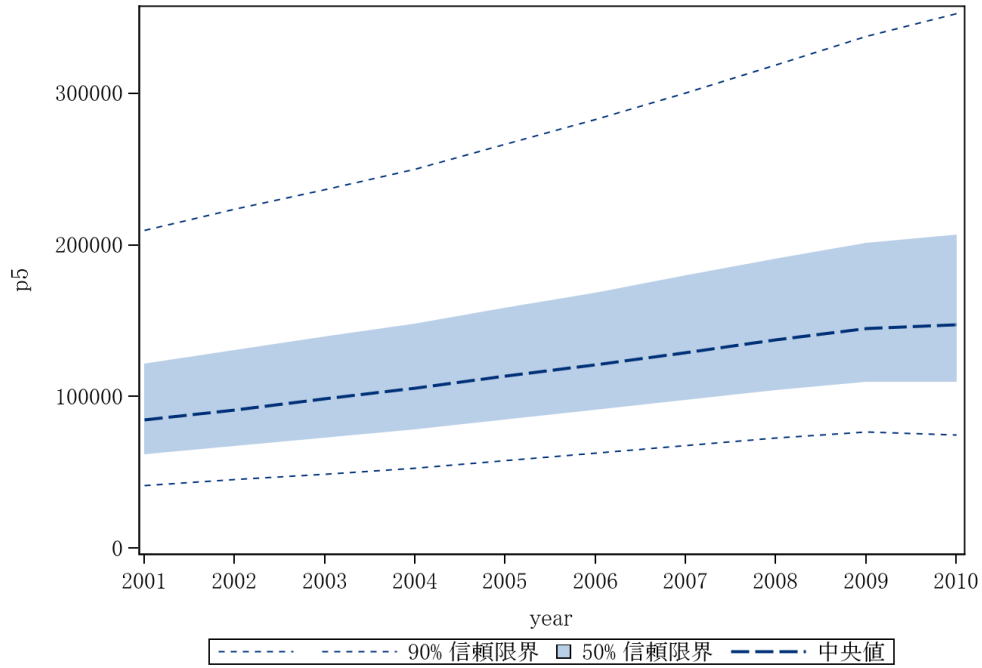


図4 兵庫県のニホンジカの推定生息個体数の動向  
中央値と 50%信頼限界、90%信頼限界を示す。

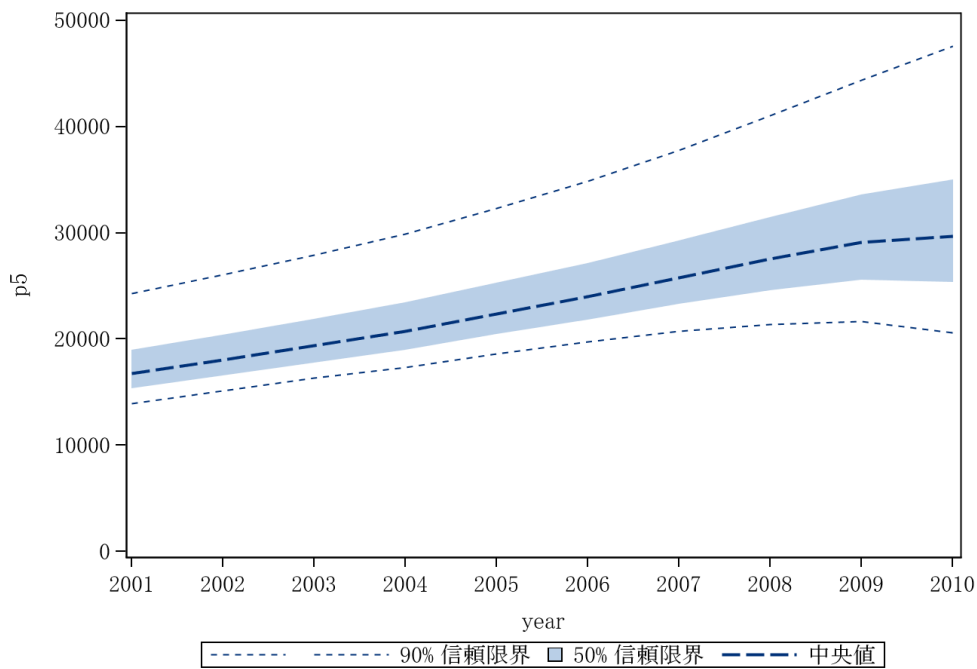


図5 兵庫県のニホンジカの推定増加個体数の動向  
中央値と 50%信頼限界、90%信頼限界を示す。

表5 推定された生息個体数  $N[i]$  および増加個体数  $inc[i]$ 

変数	平均	標準偏差	5%点	50 %点	95 %点
N2001	100577.8	59013.5	41410.9	84696.6	209943.7
N2002	108050.2	62306.9	45208.1	91468.1	223514.9
N2003	115701.3	65758.9	49117.8	98513.5	236621.2
N2004	123399.8	69399.0	52973.6	105490.8	249992.7
N2005	132381.9	73272.6	57925.4	113413.6	266354.0
N2006	141289.1	77370.7	62851.1	121289.8	283236.3
N2007	150810.8	81763.4	67923.9	129292.0	300507.4
N2008	160264.7	86505.4	72804.1	137740.0	319091.8
N2009	169001.6	91709.7	76642.0	144886.0	337864.5
N2010	172914.8	97556.8	74914.7	147700.5	352765.2
inc2001	17656.4	3648.7	13925.1	16735.4	24280.4
inc2002	19039.0	3891.2	15144.8	18038.7	26064.6
inc2003	20457.6	4182.9	16310.2	19392.4	27946.4
inc2004	21885.1	4541.2	17360.3	20750.8	29906.7
inc2005	23579.2	4936.2	18634.7	22376.4	32302.3
inc2006	25262.7	5433.7	19733.0	24004.5	34903.9
inc2007	27079.9	6037.4	20714.2	25762.7	37761.3
inc2008	28892.9	6794.8	21398.0	27525.6	41065.5
inc2009	30568.2	7752.3	21659.7	29128.2	44418.2
inc2010	31248.5	9010.8	20613.9	29662.5	47601.7

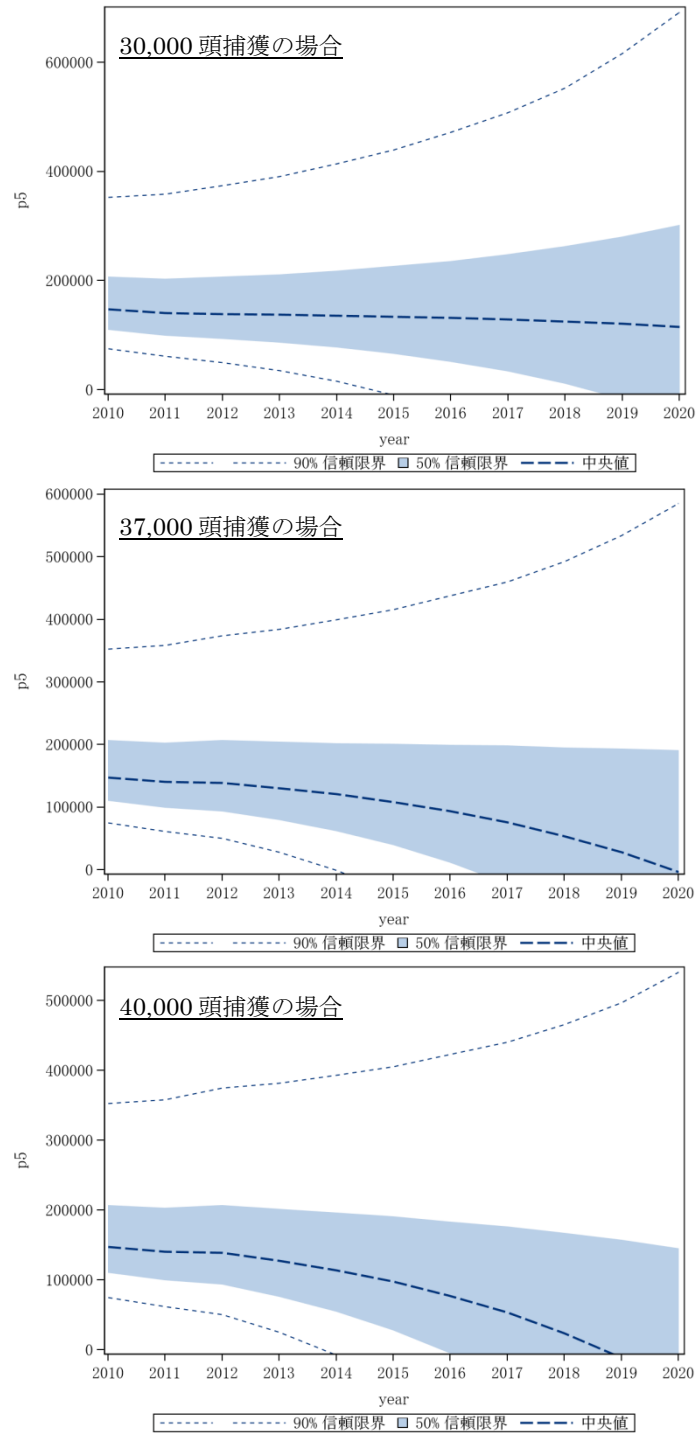


図6 捕獲計画に基づく兵庫県本州部のニホンジカの個体数の将来予測

上図 3 万頭の捕獲を続ける場合 中図 3 万 7 千頭の捕獲を続ける場合 下図 4 万頭の捕獲を続ける場合  
中央値と 50%信頼限界、90%信頼限界を示す。

## 4. 考察

推定の結果、兵庫県における 2010 年末時点までのニホンジカの生息個体数は、引き続き増加傾向にあったことを示していた。ただし、増加率は頭打ちとなってきており、捕獲事業の効果を示唆している。なお、2010 年の捕獲数増加（3 万 7 千頭）による効果は、2012 年度に集計される 2011 年度のデータでなければ検証できない。今後、2011 年度の猟期期間中の目撃効率と 2011 年の有害捕獲数の集計データを用いて推定しなおすことにより、その効果を検証していくことが可能になる。

2010 年のデータから、兵庫県のニホンジカの生息個体数の推定値は、2009 年の個体数で見ると、昨年の推定結果では 158,061 頭、今年の推定結果では 144,886.0 となり、その違いはわずか 8.3%であった。一方、過去 10 年間の平均的な増加率の中央値は、15.8%から 20.0%に上方修正することになった。このため、捕獲計画に基づく個体数の将来予測についても、上方修正することになった。3 万頭を捕獲し続けた場合をみると、昨年の計算では、50%以上の確率で減少すると予測されたが、今年の計算では、中央値では減少するものの 50%の信頼限界では増加する可能性もあると予測された。

これらの結果は、毎年の変動によっても左右されるものである。特に今年度の推定においては、捕獲目標の変更や狩猟における捕獲報償金の支給の開始などの大きな社会的条件の変化があったため、今年度の推定値の変化に対する解釈には注意が必要である。いずれにしても、継続的なモニタリングと推定を行って、順応的に対策を意思決定していく必要がある。

## 謝辞

本研究の一部は、環境省の環境研究総合推進費（D-1003）により実施された。

## 引用文献

- 藤木大介 2011 広域スケールでのシカによる森林生態系被害評価手法の確立。「野生鳥獣による森林生態系への被害対策技術開発事業報告書」, pp.39-50. 株式会社野生動物保護管理事務所,
- Geweke J 1992 Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to the Calculation of Posterior Moments. In Bayesian Statistics 4 (Bernardo JM, Berger JO, Dawid AP, Smith AFM, eds), pp.169-193, Oxford Univ Press, Oxford.
- Gilks WR, Richardson S, Spiegelhalter D 1996 Markov Chain Monte Carlo in Practice. Chapman & Hall/CRC, New York, USA, 512pp.
- 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. 411pp.
- Kass RE, Carlin BP, Gelman A, Neal R 1998 Markov Chain Monte Carlo in

Practice:ARoundtable Discussion. The American Statistician 52:93–100.

Roberts GO, Gelman A, Gilks WR 1997 Weak convergence and optimal scaling of random walk Metropolis algorithms. Annals of Applied Probability 7:110-120.

SAS Institute Inc. 2011 SAS/STAT® 9.3 User's Guide. SAS Institute Inc., Cary, NC.