

原著論文

ツキノワグマの個体群動態の推定（兵庫県 2011 年）

坂田宏志^{1,2*}・岸本康誉^{1,2}・関香菜子¹

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

- ・ 2011 年までに入手されたデータから、兵庫県のツキノワグマの自然増加率や個体数を、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。
- ・ 推定は、出没情報件数、捕獲数、捕殺数、標識放獣数と再捕獲数のデータをもとに、ブナ科堅果類の豊凶の影響を補正する手法（坂田ほか 2011b）を改良して用いた。
- ・ 前年の推定個体数の事後分布を事前分布として用いることで、過去のデータと推定結果を反映させ、最近 10 年間のデータによって自然増加率等を推定し直すことで、これらの値の年次変動を反映させる手法を採用した。
- ・ ブナ科堅果類の豊凶指数に関して、モデル式への導入の仕方を改良した。
- ・ 自然増加率は、2002 年から 2011 年の中央値の平均で 11.6%と推定された。
- ・ 個体数は、2011 年当初の段階で、中央値 506.4 頭（90%信頼限界では 300.1~750.7 頭）で、2010 年と比べて個体数が減少していると推定された。

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、兵庫県におけるツキノワグマ (*Ursus thibetanus*) の保全と管理の意思決定に資するため、2011 年末までに得られたデータから、最近の自然増加率や生息個体数などの推定を行う。

推定には、兵庫県が実際の管理事業の中で体系的に収集しているデータを用いる。具体的には、兵庫県森林動物研究センターが行っている錯誤捕獲個体の放獣と有害捕獲個体の学習放獣の記録、殺処分や事故死などの人為的な死亡個体の記録、市町で記録している出没情報の件数などである。出没件数や捕獲数は、ブナ科堅果類の豊凶に大きく左右されることが明らかになっているため、藤木ほか(2011) の手法による豊凶調査データを用いて、その影響を考慮した推定を行う。

自然増加率や個体数の推定は、上記の方針に基づいて、収集できた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。

* 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

これらの作業の中では、自然増加率、個体数の他に、標識放獣した個体の生存率や生存数、豊凶に応じて変化する個体数と出没件数の関係を規定する係数や捕獲率、出没件数や捕獲数を左右する誤差変動の大きさなどを構築したモデルの中で推定する。これらの手法は、坂田ほか (2011b) の手法(以下、旧手法)を改良して用いた。

改良点の1つは、10年間の期間を区切って自然増加率や捕獲率、出没率を推定することで、これまで一定と仮定してきた変数に年次変動を導入することである。長期間のデータによる推定が必要な反面、長期間にわたって、堅果類の豊凶が同じであれば自然増加率や捕獲率、出没率は一定とする旧手法の仮定を適用することは妥当ではない。これを解決するために、前年までの捕獲数や放獣数と推定個体数の情報を事前分布に活かすことで、関係者が共有している情報を反映させた。また、データを最近10年間に区切り、10年ごとに自然増加率等を推定することで、長期的な自然増加率等の変動に対応する方法を用いた。これは、移動平均によって、短期的な誤差変動が大きい値の長期的な変動を把握するのと、類似した考え方である。

この手法の改良は、年次変動をモデル化するときオーバーフィッティングが起こってしまうという問題の解決に有用である。たとえば、自然増加率や捕獲率、出没率等の年次変動を引き起こす要因は、ブナ科堅果類の豊凶以外にも考えられる。しかし、それについてデータはない。通常はプロセス誤差を導入して年次変動を評価することになるが、この手法ではモデルの自由度が上がり、オーバーフィッティングを起こす。移動平均方式の推定は、自由度を抑えてオーバーフィッティングを防ぎながら、長期的な年次変動を評価できるという利点もある。

ベイズ推定には、関係者が共有している情報を事前分布に活かすことで、それと整合性が高い推定ができるという利点もある。また、これによって前年の推定値との整合性もある程度保たれるという効果もある。広域の野生動物の個体数推定においては、一定の推定誤差は避けられないし、新たなデータによって過去の推定を修正することも避けられない。一方で、現実の特定鳥獣保護管理計画の運用や合意形成においては、一度公表した推定値との整合性は高い方が望ましい。特に個体数は、多くのステークホルダーが注目する数値であるため、観測データとの齟齬がない限り、事前分布の設定において個体数の推定値の整合性を重視する手法を採用した。

改良点の2つめは、ブナ科堅果類の豊凶指数の扱い方である。豊凶指数は兵庫県のツキノワグマの個体群動態の推定に大きな影響を持つが、同じ年でも地域によって豊凶の度合いが大きく異なることが明らかになっている。旧手法では過去5年間のツキノワグマの出没エリアにおける豊凶指数の単純な平均を用いていたが、より適切に影響を評価するため過去5年間のクマの出没密度で重みづけをした平均を用いることとした。また、豊凶指数はカウントデータが元になっているため、自然対数をとってモデル式へ導入することとした。

2. 方法

対象とする期間と地域

対象期間は2002年から2011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

推定にあたっては、次にあげるデータを用いた。

出没情報件数 Sight[i] : i年に行政に寄せられたツキノワグマの目撃や痕跡等の情報を集計し、年ごとの合計件数を出没情報件数として扱う。兵庫県では県内の市町に寄せられた情報が、所定のフォーマットで記録され、県の農林事務所を通じて森林動物研究センターで全県の情報が集計されている(稲葉 2011)。出没情報件数は、個体数を反映する指標として用いる。

初捕獲個体数 Cn[i] : i年に確保され、放獣の標識の有無を確認できた生体または死体のうち、標識がないことが確認された個体数。標識にはマイクロチップ、イヤタグ、テレメトリー発信機つきの首輪などがある。兵庫県でツキノワグマを放獣する際には、原則としてすべての個体にマイクロチップを装着している(坂田ほか 2011a)。

再捕獲個体数 Cm[i] : i年に確保された生体または死体のうち、放獣の標識を装着していることが確認できた個体数。

捕獲個体数 CT[i] : 生体・死体を問わず、i年に捕獲や交通事故等の人為的な行為によって確保された全個体数。個体数の動向を反映する指標として扱う。ただし、独立した調査計画に基づいて実施される学術捕獲による捕獲数は、個体数動向の指標としてはふさわしくない。そのため学術捕獲の捕獲数はこの変数には含めない。

新規標識放獣個体数 Rm[i] : i年に新たに標識をして放獣した個体数。

人為的死亡個体数 Kill[i] : i年に人為的に死亡した個体数(交通事故等による死亡も含む)。

人為的死亡(標識あり)個体数 Killm[i] : i年に人為的に死亡した個体のうち、前年度までの放獣の標識が付いていた個体数(Kill[i]の内数)。

ブナ科堅果類の豊凶指数 Nut[i] : i年の豊凶指数。人と自然の博物館及び森林動物研究センターの調査結果から集計したツキノワグマの出没地域での豊凶指数(藤木ほか 2011)。実際の推定には、自然対数をとって平均0、分散1に標準化して用いる。

なお、捕獲のカウントについては、同一年内に同一個体が再捕獲や再放獣された場合は、繰り返しカウントしない。以上の方法で集計されたデータは表1のとおりである。

表1 入力データセット

year	Sight	Cn	Cm	CT	Rm	Kill	Killm	Nut
2002	224	12	0	12	5	7	0	
2003	96	6	0	7	4	3	0	
2004	985	47	1	51	35	9	3	
2005	125	5	0	5	3	2	0	0.901
2006	743	49	5	61	43	11	3	0.179
2007	190	17	6	17	16	3	3	0.882
2008	448	40	11	49	38	7	4	0.450
2009	181	16	4	13	14	2	0	1.107
2010	1617	160	35	193	91	84	24	0.067
2011	355	21	12	34	18	4	3	0.573

推定するパラメータ

以下の考え方に基づいて、lire、irr、psp、psr、pcp、pcr、lnN2010、lnN2002、svp、nutx2002-2004、sightv、CTv の 14 の変数について事前分布を設定して推定し、目的である自然増減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、各推定変数の定義と事前分布設定の際の考え方は、以下のとおりである。

1. nutx2002-2004 (調査の行われていない年のブナ科堅果類の豊凶指数) : 平均 0、分散 1 に標準化された指数とし、事前分布も期待値 0、分散 1 の正規分布とする。

2. ir[i] (i 年の自然増減率) : 出生と自然死亡の結果としての雌雄合わせた全個体数に対する増減の比率とする。自然増加率は豊凶によって変動すると考え

$$1+ir[i]= \exp(lire) \times \exp(irr \times \log(Nut[i]))$$

とする。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。irr については、年齢構成 (斎田ほか 2011) や妊娠率 (中村ほか 2011)、テレメトリー調査で確認した生存率 (未発表 : 平均で 79%以上と推定され、豊凶による変動は小さかった) の調査結果を考え合わせると、変動の範囲は限定されると考えられることから、事前分布は分散を狭めた正規分布とする。

3. ps[i] (i 年の個体数と出没情報件数の比率を示す係数) : この係数は豊凶によって変動すると考え

$$ps[i]= \exp(psp) \times \exp(psr \times \log(Nut[i]))$$

とする。psp、psr とともに事前の情報は十分でないため、事前分布の分散は大きめに設定する。

4. pc[i] (i 年の捕獲率) : この捕獲率は豊凶によって変動すると考え

$$pc[i]=1/(1+\exp(-pcp \times \exp(pcr \times \log(Nut[i]))));$$

とする。pcp、pcr とともに事前の情報は十分でないため、事前分布の分散は大きめに設定する。

2～4については、 $\log(Nut[i])$ は平均 0、分散 1 に標準化した値を用いる。調査を行っていない年の豊凶指数 Nut[i]については、推定値である nutx[i]を代入する。

5. lnN2010 (2010 年の生息個体数の自然対数値) : 事前分布は正規分布とし、平均値は、坂田ほか(2011b)による推定結果の平均値とした。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になる値を設定した。具体的には、2010 年に人為的に確保された個体は 193 頭であるので、生息数はこれ以下を下限にすれば十分と考え、95%信頼限界の下限が 169 頭となる分散 0.5 とした。95%信頼限界の上限は 2700 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。

6. lnNm2002 (2002 年の標識付き個体数の自然対数値) : 事前分布は正規分布とし、平均値は、坂田ほか(2011b)による推定結果の平均値とした。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になる値を設定した。別途行ったテレメトリー調査の結果から、年あたりの生存率は 79%以上と考えられ (未発表)、1994 年から 2001 年までに標識放獣された個体が累計 73 個体である。年あたりの生存率が 50%と考えると 2002 年の標識付き個体数は 9 個体、97.5%と考えると 66 個体となる。これらの

ことから、95%信頼限界が8~68頭となる分散0.3とした。

7. sv (標識個体の生存・関与率) : 標識放獣された個体が、次の捕獲の対象となる割合を表す係数で、

$$sv=1/(1+\exp(-svp))$$

とする。具体的には、生存率に加えて、捕獲によって2回目以降の捕獲確率に変化する影響などを、反映させることを想定している。テレメトリー調査による生存率に関する調査では明確な年次変動がないため(未発表)、豊凶によって変わらないと仮定する。調査結果は変動も小さいため、分散も小さめとする。

8. 出没件数、捕獲数、再捕獲個体の割合の期待値からの誤差分散 sightv、CTv : それぞれ、観測モデルで示す確率分布の誤差分散として推定する。事前分布は、逆ガンマ分布を用いる。
9. 各推定変数の初期値は、事前分布の期待値を初期値とした。

表2 推定した変数とその初期値および事前分布

正規分布は(期待値, 分散)を、逆ガンマ分は(shape, scale)を示す。

ブロック	推定変数	初期値	事前分布
1	lire	0.1148	正規分布(log(1.15)-0.5*0.05, 0.05)
1	irr	0	正規分布(0, 0.01)
1	psp	-4.8602	正規分布(log(1.15)-0.5*10, 10)
1	psr	0	正規分布(0,5)
1	pcp	-1.3863	正規分布(log(0.2/(1-0.2)), 10)
1	pcr	0	正規分布(0, 5)
1	svp	1.3863	正規分布(log(0.8/(1-0.8)), 1)
1	lnN2010	6.5152	正規分布(6.5152, 0.5)
1	lnNm2002	3.144785	正規分布(3.1448, 0.3)
1	nutx2002-nutx 2004	0	正規分布(0, 1)
2	sightv	0.1000	逆ガンマ分布(0.01, 0.01)
2	CTv	0.1000	逆ガンマ分布(0.01, 0.01)

個体群動態の過程モデル

個体群動態の過程モデルは、全生息個体数は2010年を起点とし、2010年から現在へは、

$$N[2011] = (N[2010] - \text{Kill}[2010]) \times (1 + \text{ir}[2010])$$

2010年から過去へは、

$$N[i-1] = N[i] / (1 + \text{ir}[i-1]) + \text{Kill}[i-1]$$

のように変化するものと仮定する。

標識付きの生息個体数については2002年を起点として

$$Nm[i+1] = (Nm[i] + Rm[i] - \text{Killm}[i]) \times sv$$

のように変化するものと仮定する。

ここで $N[i]$ と $Nm[i]$ は、それぞれ i 年の生息個体数と i 年に生存し捕獲される可能性のある標識付き個体の生息個体数の推定値。

2010 年の全生息個体は、 $N[2010]=\exp(\ln N[2010])$ とし、2002 年の標識付き個体数 $Nm[2002]=\exp(\ln Nm[2002])$ とする。

生息個体数および標識付きの生息個体数は、いずれも冬眠あけの時点での個体数を想定している。

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. 出没情報件数に関する観測モデル

$$\log(\text{Sight}[i]) = \log(\text{ps}[i] \times N[i]) + e_{\text{sight}}[i]$$

2. 捕獲件数に関する観測モデル

$$\log(\text{CT}[i]) = \log(\text{ps}[i] \times N[i]) + e_{\text{CT}}[i]$$

3. 標識個体の捕獲割合に関する観測モデル

$$Cm[i] \sim \text{Bin}(Ca[i], Nm[i]/N[i])$$

$e_{\text{sight}}[i]$ 、 $e_{\text{CT}}[i]$ は、誤差変動を示し、それぞれ期待値 0、分散が sightv 、 CTv 、 mkv の正規分布に従うものとする。また、再捕獲個体数 $Cm[i]$ は、捕獲個体数 $Ca[i]$ 、確率 $Nm[i]/N[i]$ の二項分布に従うものとする。なお、記号 $\sim \text{Bin}(n, p)$ は、二項分布に従うことを示している。

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 2 つのブロックに分けて、独立サンプラーを用いたメトロポリス法によっ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 1000 万回のうち 1,000 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、Roberts *et 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、SCALE 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 (Kass *et 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 9,000 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、CTv 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。CTv については、 $P=0.0163$ と前後のサンプル間で有意な差があった。ただし、その差は小さかったため(推定値で 0.014)、他のすべての変数で有意差がなかった結果を踏まえて、推定値に大きな影響は無いものと判断した。

表 3 事後分布の統計量

推定値	平均	標準偏差	5%点	中央値	95 %点
lire	0.1099	0.0352	0.0519	0.1101	0.1671
irr	0.0303	0.0782	-0.0990	0.0302	0.1586
psp	-0.1198	0.2630	-0.5182	-0.1345	0.3476
psr	-0.8213	0.1082	-0.9979	-0.8204	-0.6498
pcp	-2.2802	0.4009	-2.8520	-2.3239	-1.5709
pcr	0.5309	0.1834	0.3081	0.4994	0.8515
svp	2.2622	0.6727	1.2525	2.2019	3.4584
lnN2010	6.3191	0.2397	5.8897	6.3408	6.6789
lnNm2002	2.5212	0.4453	1.7685	2.5339	3.2483
nutx2002	0.1330	0.3105	-0.3865	0.1427	0.6267
nutx2003	0.9327	0.2576	0.5369	0.9255	1.3654
nutx2004	-1.3985	0.3848	-2.0037	-1.4068	-0.7548
sightv	0.0742	0.0646	0.0211	0.0553	0.1842
CTv	0.2361	0.2064	0.0735	0.1831	0.5653

表 4 推定された自然増加率(ir[i])と、標識個体の生存・関与率(sv)

変数	平均	標準偏差	5%点	中央値	95 %点
ir2002	0.1211	0.0470	0.0447	0.1206	0.1976
ir2003	0.1545	0.0953	0.0044	0.1497	0.3152
ir2004	0.0803	0.1282	-0.1072	0.0703	0.3065
ir2005	0.1434	0.0763	0.0224	0.1403	0.2716
ir2006	0.0906	0.0826	-0.0401	0.0881	0.2302
ir2007	0.1426	0.0747	0.0240	0.1395	0.2681
ir2008	0.1184	0.0395	0.0545	0.1179	0.1843
ir2009	0.1516	0.0928	0.0055	0.1468	0.3080
ir2010	0.0677	0.1576	-0.1681	0.0574	0.3450
ir2011	0.1267	0.0468	0.0522	0.1255	0.2046
sv	0.8909	0.0597	0.7777	0.9004	0.9695

推定値

推定した変数の事後分布は表 3 の通りであった。

表 3 の結果に基づいて計算した各年の自然増加率と、標識個体の生存・関与率は表 4 のとおりであった。自然増加率は堅果類の豊凶によって左右されるが、全体として、中央値で毎年 6% から 15% 程度増加していると推定された。

さらに、これらの結果に基づいて計算した個体数の動向を図 1 に示す。また、各年の生息個体数と、生存し捕獲される可能性のある標識付きの生息個体数は表 5 のとおりであった。

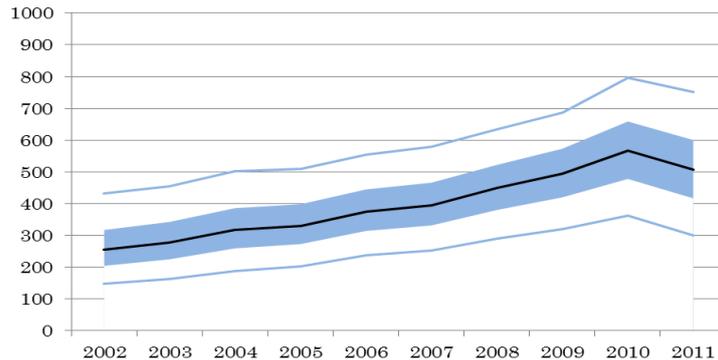


図 1 兵庫県のツキノワグマの推定生息個体数の動向

中央値と 50%信頼限界、90%信頼限界を示す。

表 5 推定された生息個体数 $N[i]$ および標識付きの生息個体数 $Nm[i]$

変数	平均	標準偏差	5%点	50%点	95%点
N2002	268.0	91.2	146.1	254.3	432.2
N2003	289.7	91.8	163.1	277.6	455.4
N2004	328.0	97.7	188.2	317.6	500.5
N2005	339.8	95.2	201.5	330.2	510.0
N2006	382.8	97.4	236.2	375.0	553.3
N2007	403.0	100.5	251.3	395.6	579.6
N2008	453.8	103.8	289.2	450.0	634.1
N2009	498.3	110.7	320.3	495.2	686.6
N2010	570.7	131.3	361.3	567.2	795.5
N2011	512.9	136.3	300.1	506.4	750.7
Nm2002	13.7	6.3	5.9	12.6	25.7
Nm2003	16.7	5.9	9.4	15.7	28.1
Nm2004	18.6	5.8	11.2	17.6	29.5
Nm2005	45.2	7.1	34.5	44.8	57.6
Nm2006	43.3	8.6	29.3	43.3	57.3
Nm2007	74.6	12.0	53.9	75.3	93.1
Nm2008	78.7	15.4	52.1	79.6	102.2
Nm2009	101.3	19.8	67.1	102.3	131.6
Nm2010	103.9	23.9	63.1	104.8	141.0
Nm2011	153.6	30.7	101.2	154.7	201.6

個体数の年次変動では 2010 年まで単調な増加を示していたが、2011 年には減少していると推定された。

推定された生息個体数と出没情報件数の比率を示す係数と捕獲率は、表 6 のとおりである。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。

表 6 生息個体数と出没情報件数の比率を示す係数 $ps[i]$ と捕獲率 $pc[i]$

変数	平均	標準偏差	5%点	50 %点	95 %点
ps2002	0.8492	0.3305	0.4416	0.7847	1.4530
ps2003	0.4422	0.1689	0.2324	0.4109	0.7610
ps2004	2.9753	1.2155	1.4603	2.7409	5.2536
ps2005	0.5098	0.1514	0.3195	0.4833	0.8016
ps2006	1.8650	0.5495	1.1808	1.7630	2.9190
ps2007	0.5183	0.1534	0.3251	0.4912	0.8145
ps2008	0.8852	0.2478	0.5733	0.8416	1.3625
ps2009	0.4331	0.1326	0.2663	0.4095	0.6879
ps2010	4.1706	1.4827	2.4311	3.8820	6.8634
ps2011	0.7305	0.2069	0.4693	0.6946	1.1309
pc2002	0.0863	0.0470	0.0345	0.0753	0.1736
pc2003	0.0285	0.0204	0.0103	0.0247	0.0581
pc2004	0.2451	0.0795	0.1314	0.2363	0.3917
pc2005	0.0378	0.0203	0.0205	0.0342	0.0659
pc2006	0.1916	0.0648	0.1082	0.1802	0.3166
pc2007	0.0391	0.0206	0.0213	0.0354	0.0678
pc2008	0.0939	0.0391	0.0521	0.0849	0.1642
pc2009	0.0269	0.0177	0.0133	0.0240	0.0479
pc2010	0.2863	0.0726	0.1758	0.2813	0.4147
pc2011	0.0715	0.0312	0.0399	0.0644	0.1250

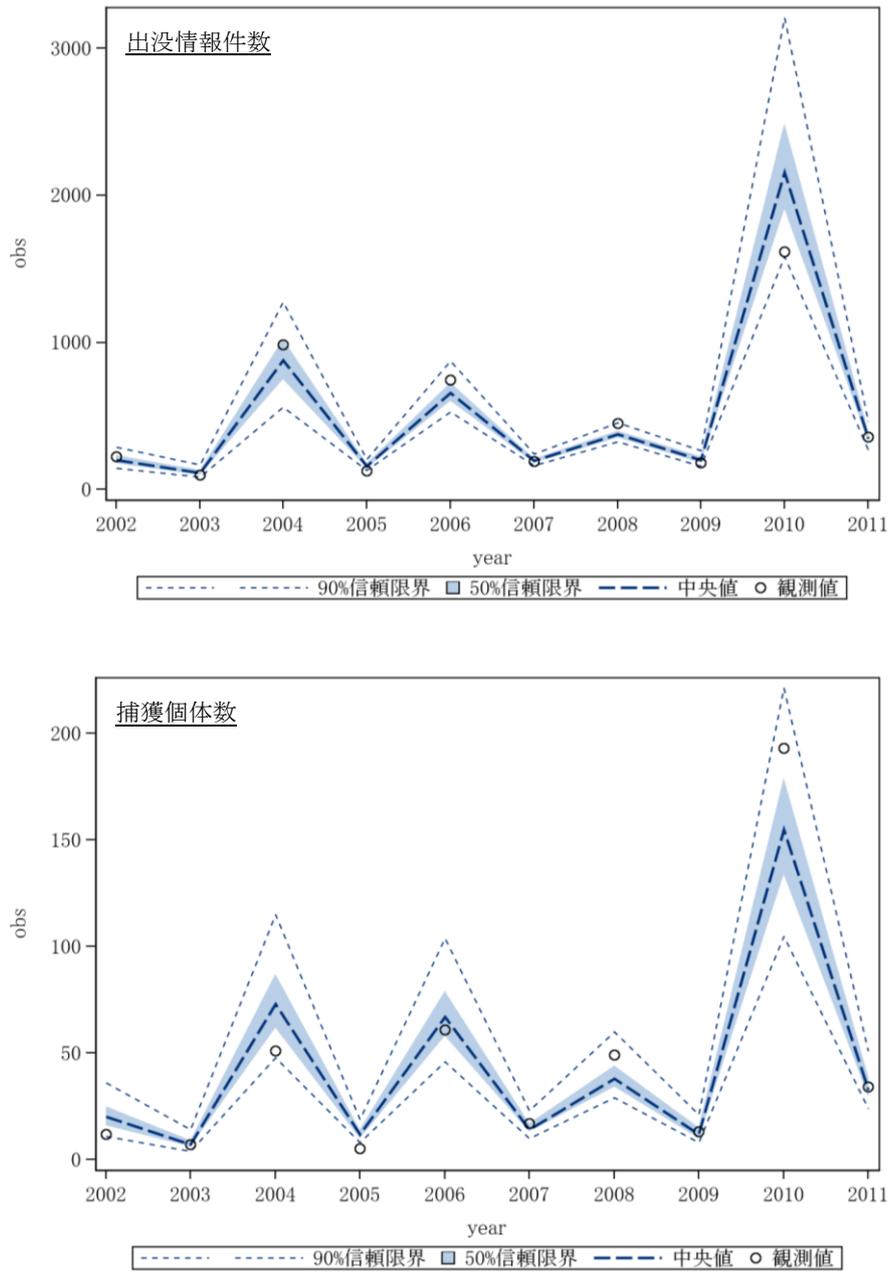


図2 観測値と期待値との関係

上図 出没情報件数の観測値と期待値

下図 捕獲個体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。

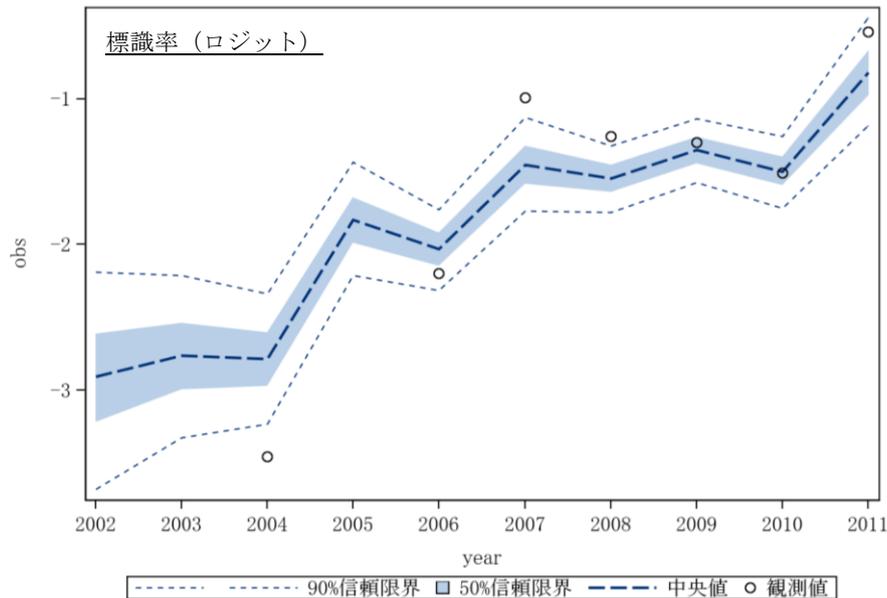


図3 観測値と期待値との関係

標識率(ロジット)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。

4. 考察

2011年のデータから見た兵庫県のツキノワグマの自然増加率と生息個体数の推定値は、2010年の推定から下方修正することとなった。2010年の個体数でいえば648.6頭から567.2頭と1割程度の方修正となった。自然増加率は、1994年から2009年の中央値の幾何平均は22.0%であったが、2002年から2010年は11.6%と推定された。これは、2011年のブナ科堅果類の豊凶指数が高くなかったのかかわらず、出没件数や捕獲件数が少なかったことや、捕獲したクマのうち再捕獲個体の割合が2011年は28.6%と2010年の15.4%と比較して高かったことを反映した推定値である。

結果として、2011年の推定個体数は、中央値で506.4頭、90%信頼限界が300.1~750.7頭となった。2010年から2011年の個体数は減少傾向と推定されたが、2010年は凶作のため出没が多く捕殺数や交通事故による人為的死亡が84頭と多かったことに加え、凶作の為に自然増加率も低かったことが原因として考えられる。一方、2011年は、豊凶指数は0.57とあまり高くはなかったが、12.6%程度の自然増加率が推定され、人為的死亡は4頭と少なかったため、現時点での推定結果にもとづけば、2012年には当初には再度増加が予測される。

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・横山真弓・坂田宏志 2011 兵庫県内におけるブナ科樹木 3 種の堅果の豊凶とツキノワグマの餌資源としての評価.「兵庫県におけるツキノワグマの保護管理の現状と課題」, 兵庫ワイルドライフモノグラフ 3 号, pp.39-49. 兵庫県森林動物研究センター.
- 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.
- 兵庫県 2009 第 2 期ツキノワグマ保護管理計画. 兵庫県, 30pp.
- 稲葉一明 2011 兵庫県のツキノワグマの出没状況と対策.「兵庫県におけるツキノワグマの保護管理の現状と課題」, 兵庫ワイルドライフモノグラフ 3 号, pp.1-17. 兵庫県森林動物研究センター.
- 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: A Roundtable Discussion. *The American Statistician* 52:93-100.
- 中村幸子・横山真弓・森光由樹 2011 兵庫県におけるツキノワグマの繁殖状況.「兵庫県におけるツキノワグマの保護管理の現状と課題」, 兵庫ワイルドライフモノグラフ 3 号, pp.102-106. 兵庫県森林動物研究センター.
- Roberts GO, Gelman A, Gilks WR 1997 Weak convergence and optimal scaling of random walk Metropolis algorithms. *Annals of Applied Probability* 7:110-120.
- 齋田栄里奈・横山真弓・中村幸子・森光由樹 2011 兵庫県において捕獲されたツキノワグマの性・年齢構成の特徴.「兵庫県におけるツキノワグマの保護管理の現状と課題」, 兵庫ワイルドライフモノグラフ 3 号, pp.94-101. 兵庫県森林動物研究センター.
- 坂田宏志・横山真弓・森光由樹・中村幸子・齋田栄里奈 2011a 兵庫県におけるツキノワグマの管理のためのデータ収集.「兵庫県におけるツキノワグマの保護管理の現状と課題」, 兵庫ワイルドライフモノグラフ 3 号, pp.18-25. 兵庫県森林動物研究センター.
- 坂田宏志・岸本康誉・関香菜子 2011b ツキノワグマの生息動向と個体数の推定.「兵庫県におけるツキノワグマの保護管理の現状と課題」, 兵庫ワイルドライフモノグラフ 3 号, pp.26-38. 兵庫県森林動物研究センター.
- SAS Institute Inc. 2011 SAS/STAT® 9.3 User's Guide. SAS Institute Inc., Cary, NC.