

## 千葉県におけるキョンのベイズ法による個体数推定(2012年度)

浅田 正彦

千葉県生物多様性センター

**摘 要**：2012年度のキョンの市町村別生息個体数について、一部ユニットにおいて糞粒法調査を実施し、従来の糞粒区画法および出生数捕獲数法による推定とともに、ベイズ法による推定を行った。糞粒区画法による推定の結果、市町村ごとの最小補正值～最大補正值は、鴨川市1,826頭～7,053頭、君津市902頭～3,225頭、勝浦市(U1のみ)187頭～749頭、市原市168頭～597頭、いすみ市(H2のみ)1926頭～7,017頭、木更津市87頭～309頭、袖ヶ浦市0頭であった。出生数捕獲数法により全市町村合計の個体数を推定すると、2013年3月末で最小補正值8,763頭、中間補正值21,069頭、最大補正值33,297頭となった。ベイズ法による推定では、2012年度末(2013年3月末時点)の全ユニット合計個体数は中央値26,915頭(95%信用区間：22,573～32,966頭)となった。ベイズ法推定値は従来の手法の中間補正值と最大補正值の間に、95%信用区間値が含まれており、より精度の高い推定方法となっていた。

### はじめに

キョン (*Muntiacus reevesi*) は、日本において千葉県房総半島と東京都伊豆大島で野生化している外来生物で、千葉県内では勝浦市にあった私立観光施設(2001年閉園)が侵入源であり、侵入時期は聞き取り情報から1960年代から1980年代終わりまでの間であると推定されている(浅田ら2000)。近年、県内において個体数増加と分布拡大に伴う農作物被害が増加しており(浅田ら2000; 浅田2002)、千葉県では外来生物法に基づく「千葉県キョン防除実施計画」による防除を実施している。この防除実施計画の中で、生息状況のモニタリングを実施し、捕獲の効果検証をおこなうとともに、その結果をその後の事業に適切に反映していくこととしている。

これまでキョンの個体数推定は、区画法

(Maruyama and Furubayashi 1983; 仲真ほか1980)による推定生息密度と、固定ライントランセクト法による発見糞粒数との関係から全体の密度を推定する糞粒区画法(浅田・落合2007)を用いてきた(千葉県環境生活部自然保護課・房総のシカ調査会2001, 2002, 2007; 千葉県環境生活部自然保護課ほか2008; 浅田2009, 2011)。しかし、従来とられてきたこの方法では、すべての変数に正規性を仮定したり、変数間の回帰分析の際に考慮されるべき推定誤差を無視して、平均値だけを用いて算出するといった現実を正しく反映していない方法であった。このような背景を踏まえ、浅田ほか(印刷中)は、区画法および糞粒法調査結果と、捕獲数を用いて、状態空間モデルを階層ベイズモデルとして構成したものをマルコフ連鎖モンテカルロ法でパラメータ推定する個体数推定法(以下、ベイズ法

とする)により、2006～2011年度の個体数を推定した。そこで、2012年度のキョンの市町村別生息個体数について、一部ユニットにおいて糞粒法調査を実施し、従来の糞粒区画法および出生数捕獲数法(浅田・落合 2007)による推定とともに、ベイズ法(浅田ほか 印刷中)による推定を行った。

## 方 法

### 1 糞粒法による糞粒調査

糞粒調査は2012年12月～2013年1月に鴨川市、君津市、勝浦市、市原市、いすみ市、木更津市、袖ヶ浦市において調査を行った。調査を行ったユニット数(ライン数)は鴨川市15ユニット(39ライン)、君

津市14ユニット(38ライン)、勝浦市1ユニット(2ライン)、市原市9ユニット(17ライン)、いすみ市1ユニット(3ライン)、木更津市4ユニット(8ライン)、袖ヶ浦市2ユニット(3ライン)の計46ユニット(110ライン)とした(図1)。千葉県の子ホンジカおよびキョンの糞粒調査は、予算上の理由で、分布域のほぼ半数のユニット毎に実施され、2年間で全域のユニットを調査さえてきたが、2012年度以降は、3分割して3年間で全域を調査するように変更された。また、一部のユニット(G1, U1, H2)については毎年調査することとしている。調査方法は房総半島の子ホンジカで行ってきた糞粒区画法(浅田・落合 2007)と同様である。調査対象とするユニット毎にユニット面積に応じた1～3本の

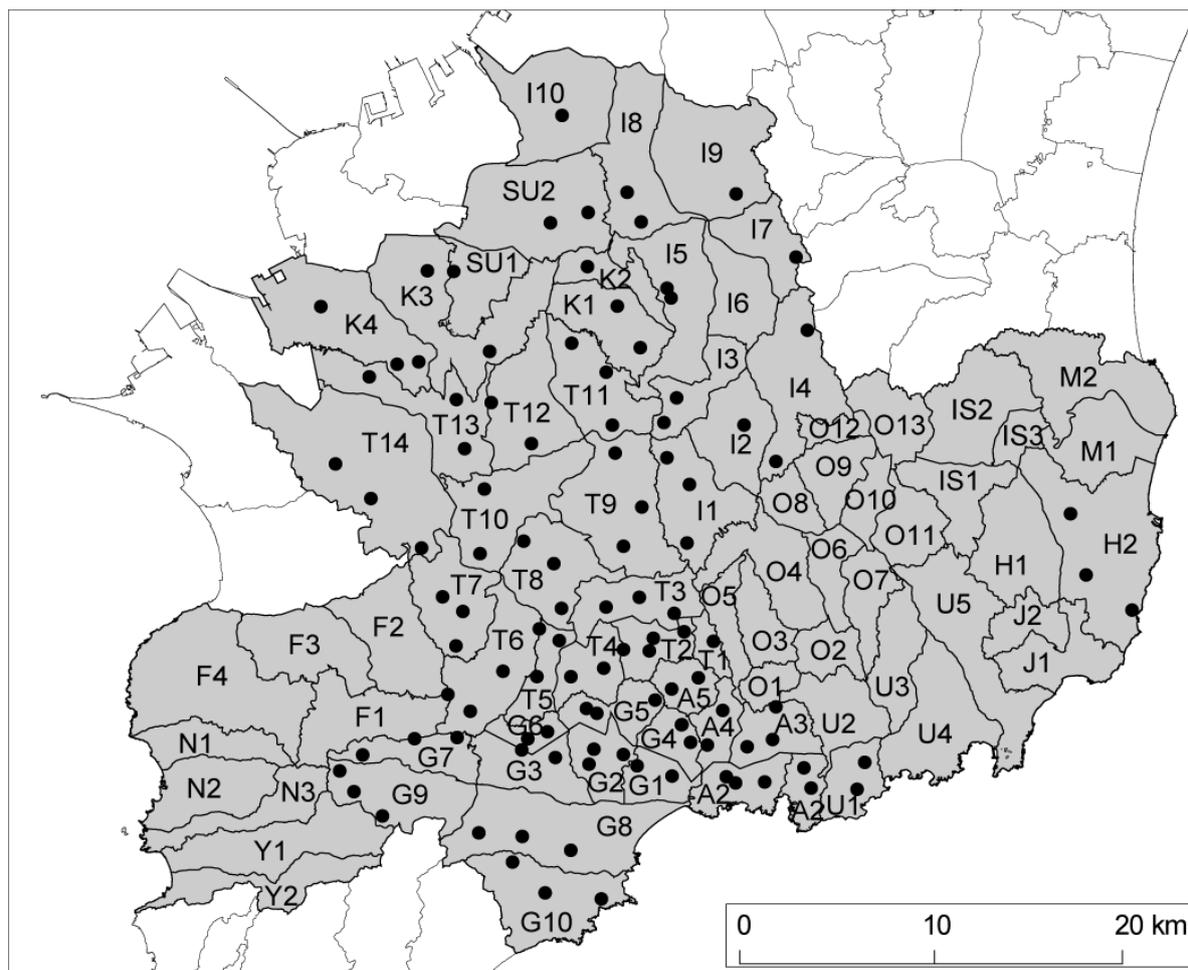


図1 キョンの個体数推定のための糞粒調査ラインとベイズ法推定対象ユニット

図中の●は糞粒法調査ラインの位置を、灰色域はベイズ法推定対象ユニットを、英数字はユニット名を示す。

調査ライン（以下、ラインとする）を稜線上に設定し、そのライン上に5mおきに設置した1m×1mの調査プロット内の糞粒数を、リター層を排除しながら全て数え上げた。ラインの距離は1.0kmとし、1ラインにつき200プロット設置した。この方法は、1) 1日1頭当たりの排糞数は一定で、2) どの地域においても稜線上の糞粒数は地域全体の糞粒数に比例し、3) 糞の消失率には地域差がなく、4) 糞の発見率は場所や調査員によって左右されないと仮定したときに、稜線上に設置した調査区画内の糞粒数と個体数は比例するという考え方に基づいた調査方法である（千葉県環境生活部自然保護課・房総のシカ調査会 1998, 浅田・落合 2007）。同所的に生息しているニホンジカとキョンの糞の判別については、糞の短径が7mm以下のものをキョンの糞と判定した（千葉県環境部自然保護課・房総のシカ調査会 2000）。現地調査は、株式会社野生動物保護管理事務所に委託し、実施した。

## 2 糞粒区画法, 出生数捕獲数法による推定

糞粒区画法として、2012年度に糞粒調査を実施した地域について、区画法（見落とし率を考慮した密度補正後）と糞粒法による糞粒数による回帰式（千葉県・房総のシカ調査会 2007）に基づき、ユニット単位の生息密度を推定した。回帰式は次のとおりである。

- 1) 最小補正值 (1.1) を用いた場合  

$$y = 0.151x - 0.464 \dots \dots (1)$$

$$(R^2 = 0.876, n = 37, P < 0.001)$$
- 2) 中間補正值 (2.5) を用いた場合  

$$y = 0.344x - 1.041 \dots \dots (2)$$

$$(R^2 = 0.876, n = 37, P < 0.001)$$
- 3) 最大補正值 (3.9) を用いた場合  

$$y = 0.536x - 1.634 \dots \dots (3)$$

$$(R^2 = 0.876, n = 37, P < 0.001)$$

ただし、 $y$ は推定密度（頭/km<sup>2</sup>）を、 $x$ は糞粒調査における100プロット当たりの出現糞粒数を示す。なお、上記の3式においては、糞粒数がごく少ない場合、生息密度がマイナス値として表されるが、この場合は便宜的に生息密度を0.0頭/km<sup>2</sup>として生息頭数を求めた。さらに、2011年度調査を実施した他の市町について、出生数捕獲数法（浅田・落合 2007）による推定を行った。すなわち、2012年3月末時点での推定個体数（浅田 2012）と、年増加率（ $\lambda=1.356$ , 千葉県ほか (2008) より）、2012年度の市町別の年間捕獲数から2013年3月末時点での個体数を推定し、市町毎および全県のキョン個体数を推定した。

## 3 ベイズ法による個体数推定

この2012年度の糞粒法調査結果および2006～2011年度の結果（千葉県環境生活部自然保護課・房総のシカ調査会 2007；千葉県環境生活部自然保護課ほか 2008；浅田 2009, 2011, 2012, 2013b）、2006～2008年度に実施された区画法調査結果（千葉県環境生活部自然保護課・房総のシカ調査会 2007；千葉県環境生活部自然保護課ほか 2008）と、捕獲数を用いて2012年度末個体数をベイズ法により推定した。対象としてユニットはこれまでに糞粒調査と捕獲を実施したことがある81ユニットとした（図1）。構成した階層ベイズモデルやその推定方法については浅田ほか（印刷中）の手法に従い、浅田ほか（印刷中）の推定結果のうち、2005年度個体数と糞粒法変換係数の事後分布を、今回の計算の事前分布として用いた。マルコフ連鎖モンテカルロ法の計算はソフトウェアR（URL: <http://www.r-project.org/>; 2013年6月2日版）およびWinBUGS（Lunn et al. 2000）を用いた。

状態空間モデルは二つのプロセスがあり、直接測定できない個体数の増減についてのシステムプロセス（生態学的プロセ

ス) と、その個体数から観測される個体数指標についての観測プロセスである。今回、千葉県のコウモリ個体群の個体数推定において用いたWinBUGSの状態空間モデルのスク립トを図2に示した。

状態空間モデルのシステムプロセスは、直接測定できない個体数の真の時間的变化に関する部分で、81ユニットの8年間の個体数変動を対象とし、ユニット・年単位で、ある年度末個体数は、前年度末個体数に、出生や死亡、移出入のイベントが含まれる増加が起こり、その後には捕獲がなされると仮定して、システムプロセスを構築した。2005年度末の初期個体数は、浅田ほか

```

model{
  for(i in 1:NL){
    for(j in 2:NY){
      # ---Observation process for block count method---
      BN[i,j] ~ dpois(mu.BN[i,j])
      log(mu.BN[i,j]) <- log.mu.BN[i,j]
      log.mu.BN[i,j] ~ dnorm(mean.log.mu.BN[i,j], tau.precBN)I(-5,8)
      mean.log.mu.BN[i,j] <- log(B * n[i,j])

      # ---Observation process for fecal-pellet method---
      FN[i,j] ~ dpois(mu.FN[i,j])
      log(mu.FN[i,j]) <- log.mu.FN[i,j]
      log.mu.FN[i,j] ~ dnorm(mean.log.mu.FN[i,j], tau.precFN)I(-5,8)
      mean.log.mu.FN[i,j] <- F * n[i,j] / FA[i]

      # ---System process for each unit and each year---
      n[i,j] <- max.n[i,j] - CAPT[i,j]
      max.n[i,j] ~ dpois(mu.n[i,j])I(min.n[i,j],)
      min.n[i,j] <- 1 + CAPT[i,j]
      mu.n[i,j] <- r[i] * n[i,j-1]
    }

    # ---The first year's abundance for each unit---
    n[i,1] <- trunc(n0[i])
    n0[i] ~ dunif(Nlower[i], Nupper[i])

    # ---Population growth rate (r) for each unit---
    r[i] <- exp(lr[i])
    lr[i] ~ dnorm(mu.r, tau.r)
  }

  # ---Prior---
  mu.r ~ dnorm(0.0, 0.01)
  tau.r <- pow(sigma.tau.r, -2)
  sigma.tau.r ~ dunif(0, 100)
  B ~ dnorm(0.0, 0.01)I(0,)
  tau.precBN <- pow(sigma.tau.precBN, -2)
  sigma.tau.precBN ~ dunif(0, 100)
  F ~ dnorm(Fmu, Ftau)
  tau.precFN <- pow(sigma.tau.precFN, -2)
  sigma.tau.precFN ~ dunif(0, 100)
}

```

図2 コウモリのベイズ法による推定のためのWinBUGSスク립ト

(印刷中) による2005年度のユニット別推定個体数の50%信用区間値を上下限にもつ一様分布からの抽出とし、最終的な個体数推定値の検討から2005年度を除外した。

状態空間プロセスの二つ目の部分は、システムプロセスの“真の”個体数と関係がある密度指標を測定（観測）している観測プロセスである。本論のモデルでは、糞粒法（100プロット当り糞粒数）および区画法（推定生息密度に林野面積乗じた推定個体数）を採用し、これらの調査データと真の個体数との関係式を作成した。

糞粒法の糞粒数はカウントデータであり、負になることがなく、ポワソン分布をとると考えられる。そこで、100プロット当り糞粒数と生息密度の関係として、混合ポワソン回帰モデルと同様の式を仮定し、ポワソン分布の過分散として現れる糞粒法観測誤差が生じることを想定し、対数正規分布からの抽出とした。生息密度と糞粒数との変換係数は、2005～2011年度までの推定値（浅田ほか 印刷中）から計算した平均 0.0928、標準偏差0.0132の正規分布を事前分布とした。また、計算過程できわめて巨大（もしくは微小）な値が抽出される場合、エラーとなり計算が継続されなくなる現象が発生するため、エラー回避のために抽出される値の範囲に制限を設けた。これは後述する区画法観測プロセスにおいても同様とした。

区画法の観測プロセスは、真の生息頭数に、区画法調査時の見落とし率である区画法変換係数Bを乗じて、区画法観測誤差を考慮した対数正規分布から抽出した平均密度を平均値とするポワソン抽出とした。

マルコフ連鎖モンテカルロ法による計算は2万回行い、当初の1万回を切捨て、以後の10回ごとに結果を抽出する計算を、初期値の異なる3本の連鎖について行い、事後分布とした（すなわち、事後分布の標本数は3,000）。

収束診断方法は観測プロセス変換係数の  $B$  および  $F$ , デビアンズについて時系列プロットの目視による判定と, Gelman-Rubin 統計量 ( $R$ -hat) を併用して診断した (計算方法は, マッカーシー (2007), 古谷 (2010) などを参照). Gelman-Rubin 統計量 ( $R$ -hat) は 1.1 未満となっているときに, 連鎖が定常状態に収束していると判断した.

この推定結果に基づき, ユニットおよび市町村単位と, 千葉県全体の推定個体数の年変化と分布構造について検討した.

### 結 果

#### 糞粒法調査および糞粒区画法, 出生数捕獲数法による推定

糞粒調査の結果を 100 プロット当たりの出現糞粒数に換算してまとめた (表 1). 100 プロット当たりの平均出現粒数は最小が 0, 最大が 961.2 (H2) であった.

糞粒区画法による推定の結果, 市町村ごとの最小補正值~最大補正值は, 鴨川市 1,826 頭~7,053 頭, 君津市 902 頭~3,225 頭, 勝浦市 (U1 のみ) 187 頭~749 頭, 市原市 168 頭~597 頭, いすみ市 (H2 のみ) 1,926 頭~7,017 頭, 木更津市 87 頭~309 頭, 袖ヶ浦市 0 頭であった (表 2).

また, 糞粒区画法を実施しなかったユニットについて, 出生数捕獲数法による推定を行い, 全市町村合計の個体数を推定すると, 2013 年 3 月末で最小補正值 8,763 頭, 中間補正值 21,069 頭, 最大補正值 33,297 頭となった (表 3).

#### ベイズ法による推定

構築した階層ベイズモデルについて, マルコフ連鎖モンテカルロ法を実施した結果, 時系列プロット (図 3) は適切に安定しており, Gelman-Rubin 統計量 ( $R$ -hat) の点推定値は,  $B$  1.01,  $F$  1.05, デビアンズ

表 1 2012 年 12 月~2013 年 1 月に実施した糞粒法の結果

市町村	ユニット	100プロット当たりの出現糞粒数			平均
		ライン1	ライン2	ライン3	
鴨川市	A1	255.5	93.0	-	174.3
	A2	30.5	155.0	5.5	63.7
	A3	57.0	97.5	126.0	93.5
	A4	23.0	99.0	-	61.0
	A5	59.5	17.5	-	38.5
	G1	78.5	234.5	-	156.5
	G2	135.0	566.0	166.0	289.0
	G3	107.5	156.5	207.0	157.0
	G4	111.0	134.0	-	122.5
	G5	177.0	125.5	2.0	101.5
G6	58.5	241.0	-	149.8	
G7	17.5	17.0	115.0	49.8	
G8	343.0	31.0	117.5	163.8	
G9	0.0	57.0	12.5	23.2	
G10	29.0	60.0	282.5	123.8	
君津市	T1	26.5	-	-	26.5
	T2	75.5	12.5	51.5	46.5
	T3	215.0	44.0	147.0	135.3
	T4	84.0	62.0	13.5	53.2
	T5	66.0	0.0	67.5	44.5
	T6	4.0	0.0	10.0	4.7
	T7	0.0	1.0	0.0	0.3
	T8	290.0	21.5	94.5	135.3
	T9	48.0	42.0	16.5	35.5
	T10	30.5	0.0	-	15.3
	T11	0.0	0.0	18.0	6.0
	T12	0.0	0.0	-	0.0
	T13	6.0	0.0	0.0	2.0
	T14	27.5	0.0	0.0	9.2
勝浦市	U1	344.0	111.0	-	227.5
市原市	I1	10.5	2.5	0.0	4.3
	I2	12.0	-	-	12.0
	I3	0.0	10.5	-	5.3
	I4	0.0	0.0	0.0	0.0
	I5	2.0	4.0	200.0	68.7
	I7	0.0	-	-	0.0
	I8	0.0	0.0	-	0.0
	I9	-	0.0	-	0.0
	I10	-	0.0	-	0.0
	いすみ市	H2	907.0	1,230.5	746.0
木更津市	K1	0.0	0.0	-	0.0
	K2	114.0	-	-	114.0
	K3	0.0	0.0	-	0.0
	K4	0.0	0.0	0.0	0.0
袖ヶ浦市	SU1	0.0	-	-	0.0
	SU2	0.0	0.0	-	0.0

ス 1.00 と, いずれも 1.1 以下であった.

マルコフ連鎖モンテカルロ法によって推定できたユニット別 2012 年度末個体数の事後分布は表 4 のようになった. 2012 年度末 (2013 年 3 月末時点) の全ユニット合計個

表2 糞粒数-生息密度の回帰式に基づくユニット別の生息頭数推定

2013年1月の糞粒法調査結果から回帰式による密度換算を行い、生息頭数を推定した。推定方法は本文参照。

市町	ユニット	平均糞粒数	推定密度(頭/km <sup>2</sup> )			生息可能面積(km <sup>2</sup> )	2013年1月推定頭数			2~3月捕獲数	2013年3月末推定頭数		
			最小	中間	最大		最小	中間	最大		最小	中間	最大
鴨川市	A1	174.3	25.8	58.9	91.8	4.6	119	271	422	54	65	217	368
	A2	63.7	9.1	20.9	32.5	7.3	67	152	237	22	45	130	215
	A3	93.5	13.7	31.1	48.5	11.1	152	345	538	22	130	323	516
	A4	61.0	8.7	19.9	31.1	7.5	66	150	233	0	66	150	233
	A5	38.5	5.3	12.2	19.0	6.8	36	83	129	4	32	79	125
	G1	156.5	23.2	52.8	82.3	5.0	116	264	411	43	73	221	368
	G2	289.0	43.2	98.4	153.3	7.7	332	757	1,180	33	299	724	1,147
	G3	157.0	23.2	53.0	82.5	6.5	151	344	536	22	129	322	514
	G4	122.5	18.0	41.1	64.0	7.1	128	292	455	0	128	292	455
	G5	101.5	14.9	33.9	52.8	10.1	150	342	533	0	150	342	533
君津市	G6	149.8	22.1	50.5	78.6	4.7	104	237	370	0	104	237	370
	G7	49.8	7.1	16.1	25.1	5.9	42	95	148	1	41	94	147
	G8	163.8	24.3	55.3	86.2	11.9	289	658	1,026	16	273	642	1,010
	G9	23.2	3.0	6.9	10.8	10.6	32	73	114	0	32	73	114
	G10	123.8	18.2	41.6	64.7	14.6	266	607	945	7	259	600	938
	T1	26.5	3.5	8.1	12.6	4.2	15	34	53	2	13	32	51
	T2	46.5	6.6	15.0	23.3	9.6	63	144	224	2	61	142	222
	T3	135.3	20.0	45.5	70.9	11.6	232	528	822	3	229	525	819
	T4	53.2	7.6	17.2	26.9	10.8	82	186	290	0	82	186	290
	T5	44.5	6.3	14.3	22.2	7.2	45	103	160	1	44	102	159
勝浦市	T6	4.7	0.2	0.6	0.9	21.0	5	12	18	0	5	12	18
	T7	0.3	0.0	0.0	0.0	14.5	0	0	0	1	0	0	0
	T8	135.3	20.0	45.5	70.9	14.2	284	646	1,007	0	284	646	1,007
	T9	35.5	4.9	11.2	17.4	24.6	120	275	428	0	120	275	428
	T10	15.3	1.8	4.2	6.5	16.7	31	70	109	1	30	69	108
	T11	6.0	0.4	1.0	1.6	13.9	6	14	22	0	6	14	22
	T12	0.0	0.0	0.0	0.0	11.3	0	0	0	0	0	0	0
	T13	2.0	0.0	0.0	0.0	18.2	0	0	0	0	0	0	0
	T14	9.2	0.9	2.1	3.3	30.7	28	65	101	0	28	65	101
	市原市	U1	227.5	33.9	77.2	120.3	6.5	220	502	782	33	187	469
いすみ市	I1	4.3	0.2	0.4	0.7	16.9	3	8	12	0	3	8	12
	I2	12.0	1.3	3.1	4.8	8.6	12	27	41	0	12	27	41
	I3	5.3	0.3	0.8	1.2	7.5	2	6	9	0	2	6	9
	I4	0.0	0.0	0.0	0.0	15.1	0	0	0	0	0	0	0
	I5	68.7	9.9	22.6	35.2	15.2	151	343	535	0	151	343	535
	I7	0.0	0.0	0.0	0.0	5.8	0	0	0	0	0	0	0
	I8	0.0	0.0	0.0	0.0	7.2	0	0	0	0	0	0	0
	I9	0.0	0.0	0.0	0.0	11.1	0	0	0	0	0	0	0
	I10	0.0	0.0	0.0	0.0	10.8	0	0	0	0	0	0	0
	木更津市	H2	961.2	144.7	329.6	513.6	13.8	1,996	4,548	7,087	70	1,926	4,478
袖ヶ浦市	K1	0.0	0.0	0.0	0.0	12.4	0	0	0	1	0	0	0
	K2	114.0	16.8	38.2	59.5	5.2	87	199	309	0	87	199	309
	K3	0.0	0.0	0.0	0.0	16.1	0	0	0	0	0	0	0
	K4	0.0	0.0	0.0	0.0	9.2	0	0	0	0	0	0	0
袖ヶ浦市	SU1	0.0	0.0	0.0	0.0	9.2	0	0	0	0	0	0	0
	SU2	0.0	0.0	0.0	0.0	5.5	0	0	0	0	0	0	0

表3 千葉県の子の個体数推定(2013年3月末時点)

	2012年3月末時点*			2012年出生による増加**			年間捕獲頭数	2013年3月末時点		
	最小値	中間値	最大値	最小値	中間値	最大値		最小値	中間値	最大値
鴨川市	-	-	-	-	-	-	-	1,826	4,446	7,053
君津市	-	-	-	-	-	-	-	902	2,068	3,225
大多喜町	497	1,141	1,780	674	1,547	2,414	51	623	1,496	2,363
勝浦市	1,735	4,036	6,322	2,353	5,473	8,573	185	2,168	5,288	8,388
御宿町	965	2,201	3,430	1,309	2,985	4,651	8	1,301	2,977	4,643
富津市	43	97	152	58	132	206	0	58	132	206
市原市	-	-	-	-	-	-	-	168	384	597
鋸南町	8	21	33	11	28	45	5	6	23	40
いすみ市	1,338	3,131	4,914	1,814	4,246	6,663	190	1,624	4,056	6,473
木更津市	-	-	-	-	-	-	-	87	199	309
袖ヶ浦市	-	-	-	-	-	-	-	0	0	0
南房総市	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
計	-	-	-	-	-	-	-	8,763	21,069	33,297

\*2012年3月末時点推定値は浅田(2013)より.

\*\*出生は年1回( $\lambda=1.356$ )で, 全ての捕獲は出生後に行われたと仮定している.

体数は中央値26,915頭(95%信用区間: 22,573~32,966頭)となった(図4). ユニットごとの推定個体数変動について, 50%信用区間値で検討すると(図5), ほとんどのユニットで個体数が増加していることがわかったが, その一方で, A1およびG1ユニットでは2~3年間で個体数が減少していることが推定された.

2012年度のユニット別個体数中央値を生息可能面積(林野面積)で除した推定密度の空間構造についてみると, 生息密度が70頭/km<sup>2</sup>以上と比較的高い地域が, 勝浦市南部(U1・U4)と, 御宿町(J1, J2)か

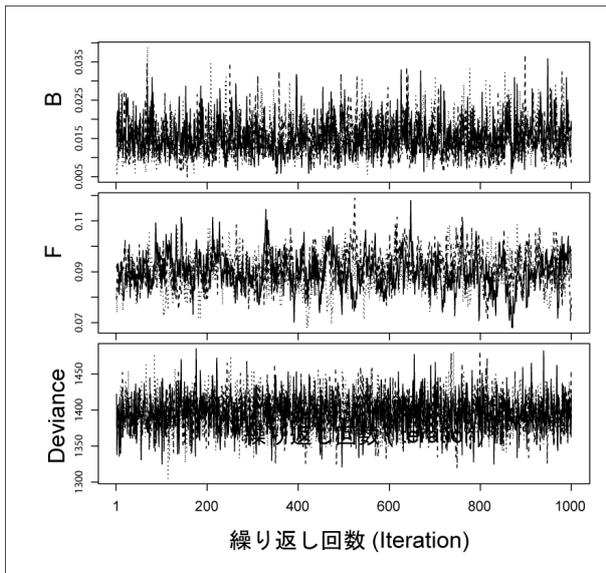


図3 ベイズ法による事後分布の時系列プロット  
3本の連鎖別の区画法観測プロセス変換係数(B, 上図), 糞粒法変換係数(F, 中図)およびデビアンズ(Deviance, 下図)の推移を示した.

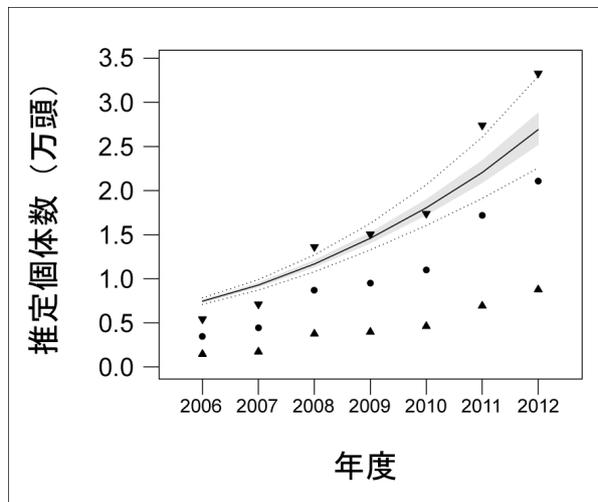


図4 キョンのベイズ法推定による全域個体数の推移  
2006~2012年度における階層ベイズ法による推定値(黒実線:中央値, 灰色部:50%信用区間, 破線:95%信用区間)を示した. あわせて従来の糞粒区画法および出生数捕獲数法(本調査結果および浅田・落合 2007)の組み合わせで行った推定値も示した. 推定値と推定幅として, 糞粒区画法における糞粒数に対する区画法推定密度の回帰直線の傾きと切片, および出生数捕獲数法における増加率推定のための妊娠率と性齢構成比率の平均値と95%信頼区間(浅田 2009)を用い, 合算値(平均:●, 95%信頼区間:▲~▼)を示した.

表4 千葉県のコヨンにおける2012年度個体数推定値（2013年3月末）（つづく）

市町村	ユニット	推定個体数					面積 (km <sup>2</sup> )	推定密度				
		2.5%	25.0%	50.0%	75.0%	97.5%		2.5%	25.0%	50.0%	75.0%	97.5%
勝浦市	U1	292	410	472	538	680	6.5	44.6	62.7	72.2	82.3	104.0
	U2	318	503	622	741	1,000	10.3	30.9	48.8	60.4	71.9	97.1
	U3	335	507	608	719	969	9.7	34.7	52.5	63.0	74.5	100.4
	U4	571	832	967	1,130	1,451	13.7	41.7	60.7	70.6	82.5	105.9
	U5	471	789	958	1,123	1,481	17.0	27.8	46.5	56.5	66.3	87.4
	全体		2,697	3,351	3,672	3,981	4,704	57.1	47.2	58.6	64.3	69.7
大多喜町	O1	105	187	235	287	390	4.9	21.6	38.6	48.5	59.2	80.4
	O2	230	349	417	495	646	6.8	33.7	51.1	61.1	72.5	94.6
	O3	327	497	588	685	879	9.2	35.4	53.8	63.6	74.1	95.1
	O4	334	539	678	824	1,133	14.9	22.4	36.2	45.5	55.3	76.0
	O5	49	120	171	238	399	7.5	6.5	16.0	22.8	31.8	53.3
	O6	39	100	138	181	284	5.5	7.1	18.1	25.0	32.8	51.5
	O7	160	284	369	463	647	8.4	19.1	33.9	44.1	55.3	77.3
	O8	11	41	68	100	177	5.5	2.0	7.5	12.4	18.2	32.2
	O9	212	349	438	532	708	7.9	27.0	44.5	55.8	67.8	90.2
	O10	10	32	52	75	139	4.3	2.3	7.4	12.1	17.4	32.3
	O11	87	169	221	278	393	5.9	14.7	28.5	37.3	47.0	66.4
	O12	10	51	93	153	257	3.5	2.9	14.6	26.6	43.7	73.4
	O13	7	49	98	171	301	4.6	1.5	10.6	21.3	37.1	65.3
	全体		2,782	3,351	3,656	3,999	4,734	88.9	31.3	37.7	41.1	45.0
鴨川市	G1	109	207	261	311	426	5.0	22.0	41.7	52.6	62.7	85.9
	G2	195	348	432	517	691	7.7	25.4	45.4	56.3	67.4	90.1
	G3	177	294	359	427	585	6.5	27.1	45.1	55.1	65.5	89.7
	G4	294	414	485	560	709	7.2	41.1	57.9	67.8	78.3	99.2
	G5	283	436	526	616	794	10.1	28.0	43.1	52.0	60.9	78.5
	G6	183	258	302	351	453	4.7	38.8	54.7	64.0	74.4	96.0
	G7	158	245	302	360	470	5.9	26.9	41.7	51.4	61.2	79.9
	G8	433	632	747	866	1,119	11.9	36.3	52.9	62.6	72.5	93.7
	G9	52	200	308	409	594	10.6	4.9	18.9	29.0	38.5	56.0
	G10	365	567	701	859	1,159	14.6	25.0	38.8	48.0	58.8	79.3
	A1	10	67	117	168	279	4.6	2.2	14.5	25.3	36.3	60.3
	A2	80	201	276	354	513	7.3	11.0	27.5	37.8	48.5	70.3
	A3	130	331	445	569	788	11.2	11.7	29.7	39.9	51.0	70.7
	A4	208	323	391	464	628	7.5	27.8	43.1	52.2	61.9	83.8
	A5	180	291	356	426	568	6.8	26.5	42.8	52.4	62.6	83.5
	全体		4,801	5,569	6,042	6,557	7,586	121.5	39.5	45.8	49.7	53.9
鋸南町	N1	123	228	300	381	540	8.5	14.5	26.9	35.4	45.0	63.8
	N2	5	19	32	52	103	9.4	0.5	2.0	3.4	5.6	11.0
	N3	111	205	269	342	497	7.5	14.8	27.4	36.0	45.7	66.4
	全体		338	508	621	733	954	25.3	13.3	20.1	24.5	29.0
君津市	T1	2	15	32	63	138	4.2	0.5	3.6	7.6	15.0	32.9
	T2	359	510	593	685	855	9.6	37.6	53.3	62.0	71.7	89.4
	T3	456	627	737	846	1,091	11.6	39.3	54.1	63.5	72.9	94.1
	T4	256	422	527	630	846	10.8	23.7	39.1	48.8	58.3	78.3
	T5	177	281	343	410	565	7.2	24.5	39.0	47.6	56.9	78.4
	T6	218	395	510	640	1,018	21.0	10.4	18.8	24.3	30.5	48.5
	T7	2	8	18	38	106	14.5	0.1	0.6	1.2	2.6	7.3
	T8	346	562	686	824	1,096	14.2	24.3	39.5	48.2	57.9	77.1
	T9	375	668	844	1,054	1,459	24.6	15.2	27.1	34.3	42.8	59.3
	T10	97	206	294	385	688	16.7	5.8	12.4	17.6	23.1	41.3
	T11	2	10	20	38	121	13.9	0.1	0.7	1.4	2.7	8.7
	T12	2	9	19	36	106	11.3	0.2	0.8	1.7	3.2	9.4
	T13	2	10	20	36	101	18.2	0.1	0.5	1.1	2.0	5.5
	T14	2	11	23	46	160	30.7	0.1	0.4	0.7	1.5	5.2
	全体		3,668	4,405	4,772	5,231	6,154	208.5	17.6	21.1	22.9	25.1

表4 千葉県のキヨンにおける2012年度個体数推定値（2013年3月末）（つづき）

市町村	ユニット	推定個体数					面積 (km <sup>2</sup> )	推定密度				
		2.5%	25.0%	50.0%	75.0%	97.5%		2.5%	25.0%	50.0%	75.0%	97.5%
富津市	F1	25	75	122	177	311	18.9	1.3	4.0	6.4	9.4	16.4
	F2	48	114	176	253	490	19.4	2.5	5.9	9.1	13.0	25.3
	F3	190	358	466	578	930	15.1	12.6	23.7	30.8	38.2	61.5
	F4	84	198	292	406	667	34.1	2.5	5.8	8.6	11.9	19.6
	全体	593	922	1,100	1,296	1,846	87.5	6.8	10.5	12.6	14.8	21.1
市原市	I1	53	126	184	252	411	16.9	3.1	7.5	10.9	14.9	24.3
	I2	16	48	77	112	196	8.6	1.9	5.6	9.0	13.1	22.8
	I3	12	40	64	93	169	7.5	1.6	5.4	8.6	12.5	22.7
	I4	14	101	188	281	495	15.1	0.9	6.7	12.5	18.6	32.8
	I5	179	413	557	731	1,071	15.2	11.8	27.1	36.6	48.0	70.3
	I6	11	76	131	192	342	4.5	2.4	16.8	29.0	42.5	75.7
	I7	6	28	53	90	192	5.8	1.0	4.8	9.1	15.4	32.9
	I8	8	41	75	125	249	7.2	1.1	5.7	10.4	17.3	34.5
	I9	11	68	136	224	443	11.1	1.0	6.1	12.2	20.1	39.8
	I10	10	55	110	201	447	10.8	0.9	5.1	10.2	18.6	41.5
全体	1,113	1,459	1,692	1,970	2,511	102.7	10.8	14.2	16.5	19.2	24.4	
御宿町	J1	314	444	512	581	722	6.5	48.2	68.1	78.5	89.1	110.7
	J2	232	334	386	442	559	5.1	45.5	65.5	75.7	86.7	109.6
	全体	651	805	898	992	1,201	11.6	56.0	69.3	77.3	85.4	103.4
いすみ市	H1	496	788	934	1,083	1,397	13.8	35.9	57.1	67.7	78.5	101.2
	H2	864	1,195	1,350	1,503	1,906	17.8	48.5	67.0	75.7	84.3	106.9
	IS1	166	296	376	459	665	8.2	20.4	36.3	46.1	56.3	81.6
	IS2	12	41	66	102	194	8.1	1.5	5.1	8.2	12.6	24.0
	IS3	33	59	74	89	119	1.2	28.0	50.0	62.7	75.4	100.8
	M1	178	276	333	400	528	5.5	32.3	50.1	60.4	72.6	95.8
	M2	68	151	212	288	498	9.1	7.4	16.5	23.2	31.5	54.5
	全体	2,547	3,089	3,365	3,656	4,487	63.7	40.0	48.5	52.8	57.4	70.5
南房総市	Y1	18	53	83	124	221	11.9	1.5	4.4	7.0	10.4	18.5
	Y2	18	58	91	131	246	8.9	2.0	6.5	10.2	14.7	27.6
	全体	72	139	183	240	379	20.8	3.4	6.7	8.8	11.5	18.2
木更津市	K1	10	63	123	229	455	12.4	0.8	5.1	10.0	18.5	36.8
	K2	47	156	215	270	375	5.2	9.0	29.8	41.1	51.6	71.7
	K3	9	74	162	304	626	16.1	0.6	4.6	10.1	18.9	38.9
	K4	9	55	107	177	349	9.2	1.0	6.0	11.6	19.2	37.9
	全体	316	508	662	875	1,265	42.9	7.4	11.8	15.4	20.4	29.5
袖ヶ浦市	SU1	10	47	94	154	322	9.2	1.1	5.1	10.2	16.7	35.0
	SU2	6	29	57	98	195	5.5	1.1	5.3	10.4	17.9	35.6
	全体	42	107	163	238	414	14.7	2.8	7.3	11.1	16.2	28.2
千葉県全体		22,573	25,246	26,915	28,784	32,966	845	26.7	29.9	31.8	34.1	39.0

各市町村の全体の個体数はユニットの合計とは異なる値となる。

らいすみ市南部（旧大原町H2）にみられ、そのユニットの隣接するユニットで、50～70頭/km<sup>2</sup>の地域がみられた（図6）。

## 考 察

### 糞粒区画法・出生数捕獲数法とベイズ法の比較

MCMC法により抽出された事後分布の3本の連鎖は、時系列プロットの形状や

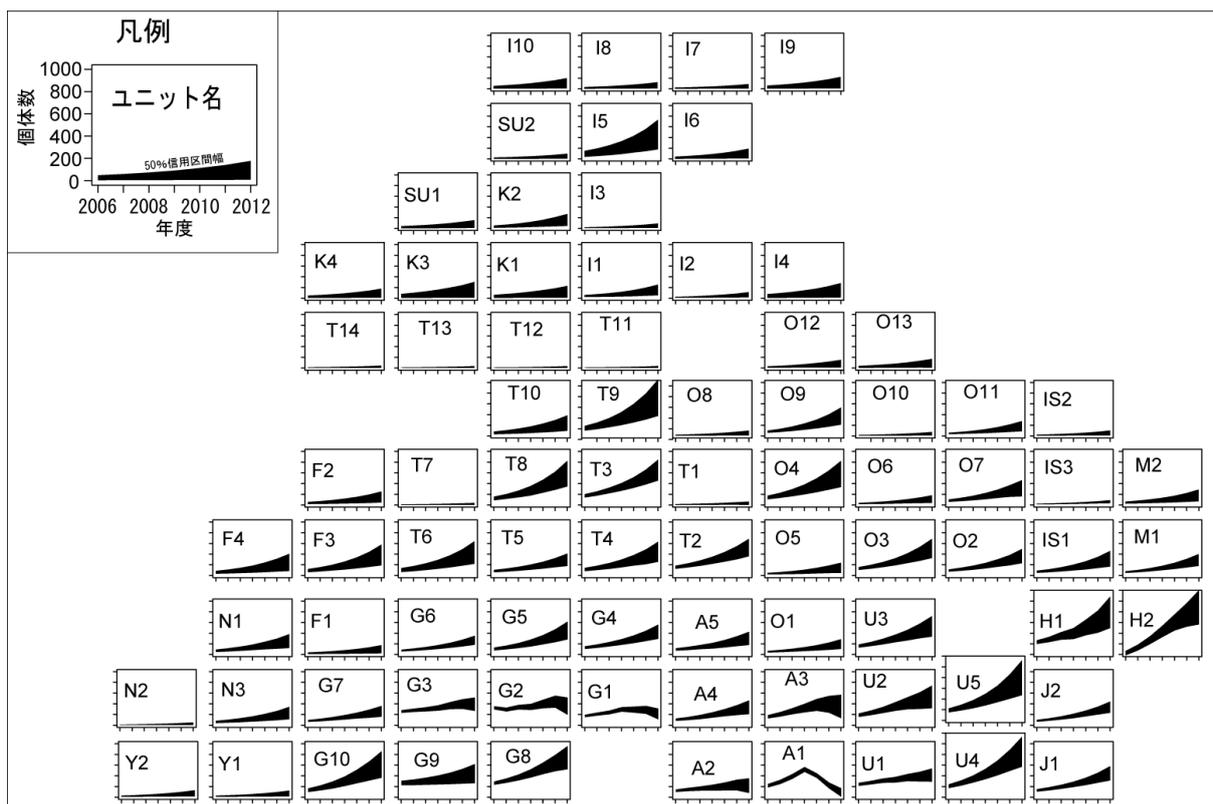


図5 千葉県におけるキョンのユニット別個体数推移  
 図中の黒帯はベイズ法による事後分布の50%信用区間を、英数字はユニット名を示す。

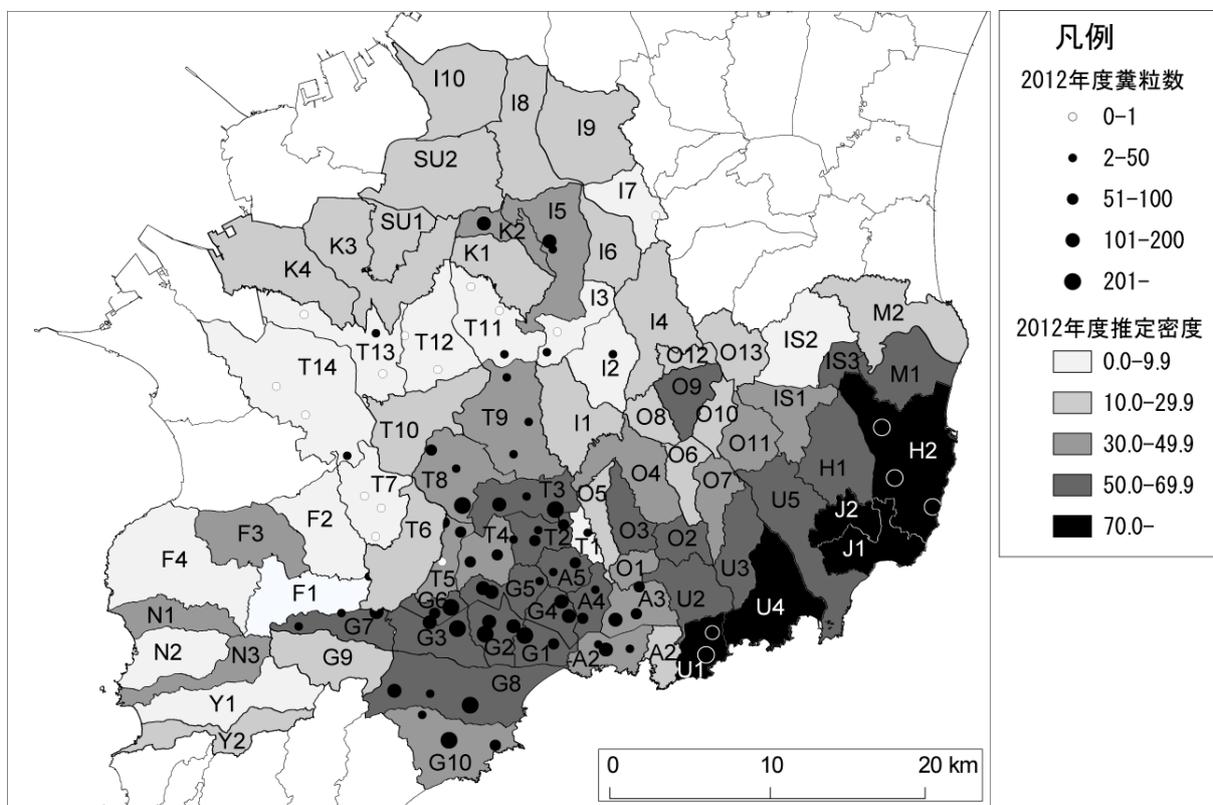


図6 2012年度のキョンの糞粒調査結果およびベイズ法推定結果  
 糞粒調査結果は100プロットあたり糞粒数を調査ラインごとに示した。ベイズ法推定密度は事後分布の中央値をランク別に示した。図中の英数字はユニット名を示した。

Gelman-Rubin 統計量 (R-hat) から、各連鎖は定常状態に収束していると判断された。

従来行われてきた糞粒区画法と出生数捕獲数法の併用による個体数推定については、段階的に推定を重ねていく計算過程で、推定誤差の取り扱いに問題、ベイズ法は推定誤差を考慮した階層ベイズモデルのために、適切に考慮されていると考えられる方法である。全県の個体数推定値において、ベイズ法推定値は従来の手法の中間補正值と最大補正值の間に、95%信用区間値が含まれており、より精度の高い推定方法となっていた。この関係は2011年度までの推定結果（浅田ほか 印刷中）と同様であった。

### 推定個体数の年変化と分布構造

ベイズ法で推定された2012年度のユニット別生息密度の分布構造では、事後分布中央値が70頭/km<sup>2</sup>以上の高密度ユニットは、勝浦市南部と、御宿町からいすみ市南部に位置していた。千葉県のカヨン個体群は、勝浦市西部 (U1) にかつて営業していた民間観光施設から逸出した個体が起源であり（浅田ほか 2000），勝浦市では、創始個体の侵入地点を中心に周辺に密度の高い地域があり、分布拡大の周縁に行くにしたがって低密度となっていた。一方、御宿町からいすみ市南部の地域では、2006年以降にカヨンの定着が確認されており（浅田 2013b），餌植物の競合種であるニホンジカの生息がほとんどないことから、食物資源が豊富で、個体の栄養状態がよいことが推測され、高密度で生息していた要因と考えられる。

### 引用文献

Asada, M. and Ochiai, K. 2009. Sika deer in an evergreen broad-leaved forest zone on the

Boso Peninsula, Japan. In: (D. R. McCullough, S. Takatsuki and K. Kaji, eds.) Sika Deer, pp. 385-404. Springer, Tokyo.

浅田正彦 2002. キョソ. In: (日本生態学会 編) 外来種ハンドブック, p. 79. 地人書館, 東京.

浅田正彦 2009. 千葉県におけるカヨソの分布状況と個体数推定 (2008年度). 千葉県生物多様性センター研究報告 1: 21-26.

浅田正彦 2011. 2009年度「野生獣の生息状況・農作物被害状況アンケート調査」結果. 千葉県生物多様性センター研究報告 3: 1-15.

浅田正彦 2012. 千葉県におけるカヨソの個体数推定および栄養状態モニタリング (2010年度). 千葉県生物多様性センター研究報告 5: 37-44.

浅田正彦 2013a. 千葉県におけるニホンジカの分布息および個体数推定 (2011年度). 千葉県生物多様性センター研究報告 6: 1-12.

浅田正彦 2013b. 千葉県におけるカヨソの個体数推定および栄養状態モニタリング (2011年度). 千葉県生物多様性センター研究報告 6: 20-28.

浅田正彦・長田 穰・深澤圭太・落合啓二. 状態空間モデルを用いた階層ベイズ推定法によるカヨソ (*Muntiacus reevesi*) の個体数推定. 哺乳類科学 54 (印刷中).

浅田正彦・落合啓二・長谷川雅美 2000. 房総半島及び伊豆大島におけるカヨソの帰化・定着状況. 千葉中央博自然誌研究報告 6: 87-94.

浅田正彦・落合啓二 2007. 千葉県房総半島のニホンジカの個体数推定法と将来予測. 哺乳類科学. 47: 45-53.

浅利裕伸・佐伯真美 2006. 伊豆大島における外来種カヨソ *Muntiacus reevesi* の分布状況. ANIMATE (6): 33-35.

- Buckland, S. T., Newman, K. B., Thomas, L. and Koesters, N. B. 2004. State-space models for the dynamics of wild animal populations. *Ecological Modelling* 171: 157-175.
- Brooks, S. P., King, R. and Morgan, J. T. 2004. A bayesian approach to combining animal abundance and demographic data. *Animal Biodiversity and Conservation* 27: 515-529.
- Chaplin, R. E. and Dangerfield, G. 1973. Breeding records of Muntjac deer (*Muntiacus reevesi*) in captivity. *Journal of Zoology* 170: 150-151.
- Chapman, N. G. 1993. Reproductive performance of captive Reeves' muntjac. *In*: (N. Ohtaishi and H. -I. Sheng, eds.) *Deer of China*, pp. 199-203. Elsevier Science Publishers B. V., Amsterdam.
- Chapman, N. G., Furlong, M., & Harris, S. 1997. Reproductive strategies and the influence of date of birth on growth and sexual development of an aseasonally - breeding ungulate: Reeves' muntjac (*Muntiacus reevesi*). *Journal of Zoology* 241: 551-570.
- Chapman, N. and Harris, S. 1996. *Muntjac*. Mammal Society and the British Deer Society, London, 28 pp.
- Chaloupka, M. and Balazs, G. 2007. Using bayesian state-space modelling to assess the recovery and harvest potential of the Hawaiian green sea turtle stock. *Ecological Modelling* 205: 93-109.
- 千葉県 2004. 千葉県房総半島におけるニホンジカの保護管理に関する調査報告書 (総合版: 1992~2003年度) . 134 pp.
- 千葉県環境生活部自然保護課・房総のシカ調査会 2001. 千葉県イノシシ・キョン管理対策調査報告書 1. 95 pp.
- 千葉県環境生活部自然保護課・房総のシカ調査会 2002. 千葉県イノシシ・キョン管理対策調査報告書 2. 97 pp.
- 千葉県環境生活部自然保護課・房総のシカ調査会 2007. 平成18年度外来種緊急特別対策事業 (キョンの生息状況等調査) 報告書. 88 pp.
- 千葉県環境生活部自然保護課・千葉県立中央博物館・房総のシカ調査会 2008. 平成19年度外来種緊急特別対策事業 (キョンの生息状況等調査) 報告書. 73 pp.
- Choquenot, D., Lukins, B. and Curran, G. 1997. Lamb predation by feral pigs in Australia's semi-arid rangelands. *Journal of Applied Ecology* 34: 1445-1454.
- Cooke, A. S. 1997. Effects of grazing by muntjac (*Muntiacus reevesi*) on bluebells (*Hyacinthoides non-scripta*) and a field technique for assessing feeding activity. *Journal of Zoology, London* 242: 365-410.
- Cooke, A. S., Green, P. and Chapman, B. G. 1996. Mortality in feral population of muntjac *Muntiacus reevesi* in England. *Acta Theriologica* 41: 277-286.
- Cooke, A. S. and Lakhani, K. H. 1996. Damage to coppice regrowth by muntjac deer *Muntiacus reevesi* and production with electric fencing. *Biological Conservation* 75: 231-238.
- Dorazio, R. M. and Johnson, F. A. 2003. Bayesian inference and decision theory – A framework for decision making in natural resource management. *Ecological Applications* 13: 556-563.
- 古谷知之 2010. ベイズ統計データ分析. 朝倉書店, 東京, 195 pp.
- Fukasawa, K., Hashimoto, T., Tatara, M. and Abe, S. 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* 50: 469-478.
- 深澤圭太・角谷拓 2009. 始めよう! ベイズ推定によるデータ解析. *日本生態学会誌* 59: 167-170.

- Gimenez, O., Bonner, S., King, R., Parker, R. A., Brooks, S. P., Jamieson, L. E., Grosbois, V. Morgan, B. J. T. and Thomas, L. 2009. WinBUGS for population ecologists: Bayesian modelling using Markov chain Monte Carlo methods. *Environmental and Ecological Statistics* 3 (Section X): 883-915.
- Harris, S., Morris, P., Wray, S. and Yalden, D. 1995. A review of British mammals: population estimates and conservation status of British mammals other than cetaceans. JNCC, Peterborough, 168 pp.
- Hemami, M., Watkinson, A. R and Dolman, P. M. 2005. Population densities and habitat associations of introduced muntjac *Muntiacus reevesi* and native roe deer *Capreolus capreolus* in a lowland pine forest. *Forest Ecology and Management* 215: 224-238.
- Iijima, H., Nagaike, T. and Honda, T. 2013. Estimation of deer population dynamics using a Bayesian state-space model with multiple abundance indices. *Journal of Wildlife Management* 77: 1038 - 1047.
- Kaji, K., Okada, H., Yamanaka, M., Matsuda, H. and Yabe, T. 2004. Irruption of a colonizing sika deer population. *Journal of Wildlife Management* 68: 889-899.
- Kery, M. and Schub, M. 2011. Bayesian population analysis using WinBUGS. Elsevier, Waltham, 535 pp.
- King, R., Morgan, B. J. T., Gimenez, O. and Brooks, S. P. Bayesian Analysis for Population Ecology. CRC press, Florida, 442 pp.
- 久保拓弥 2013. データ解析のための統計モデリング入門 一般化線形モデル・階層ベイズモデル・MCMC. 岩波書店, 東京, 267pp.
- Link, W.A., Cam, E., Nichols, J.D. and Cooch, E.G. 2002. Of BUGS and birds: Markov Chain Monte Carlo for hierarchical modeling in wildlife research. *Journal of Wildlife Management* 66: 277-291.
- Lunn, D.J., Thomas, A., Best, N., and Spiegelhalter, D. 2000. WinBUGS - a Bayesian modelling framework: concepts, structure, and extensibility. *Statistics and Computing* 10: 325-337.
- Maruyama, N. and Furubayashi, K. 1983. Preliminary examination of block count method for estimating numbers of sika deer in Fudakake. *Journal of the Mammalogical Society of Japan* 9: 274-278.
- マッカーシー, M. A. 2007. 生態学のためのベイズ法 (野間口眞太郎, 訳). 共立出版, 東京, 316 pp.
- McCullough, D. R., Kurtis, C. J. and Pei, Y. W. 2000. Home Range, Activity Patterns, and Habitat Relations of Reeves' Muntjacs in Taiwan. *Journal of Wildlife Management* 64: 430-441.
- Millar, R. B. and Meyer, R. 2000a. Bayesian state-space modeling of age -structured data: fitting a model in just the beginning. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 57: 43-50.
- Millar, R. B. and Meyer, R. 2000b. Non-linear state space modeling of fisheries biomass dynamics by using Metropolis-Hastings within-Gibbs sampling. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)* 49: 327-342.
- 仲真 悟・丸山直樹・花輪伸一・森 治 1980. 青森県脇野沢村におけるニホンカモシカの直接観察にもとづく個体数推定. *哺乳動物学雑誌* 8: 59-69.
- Ntzoufras, Ioannis. 2009. Bayesian Modeling Using WinBUGS. John Wiley and Sons, New Jersey, 492pp.
- Pavlov, P. M. and Hone, J. 1982. The behaviour of feral pigs, *Sus scrofa*, in flocks of lambing ewes. *Australian Wildlife Research* 9: 101-109.
- Pei, K., Taber, R. D., O'Gara, B. W. and Wang, Y. 1995. Breeding cycle of the Formosan Reeves' muntjac (*Muntiacus reevesi micrurus*) in northern Taiwan, Republic of China. *Mammalia* 59: 223-228.

- Pollard, E. and Cooke, A. S. 1994. Impact of muntjac deer *Muntiacus reevesi* on egg-laying sites of the white admiral butterfly *Ladoga camilla* in a Cambridgeshire wood. *Biological Conservation* 70: 189-191.
- 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. 兵庫県におけるツキノワグマの保護管理の現状と課題 (兵庫県森林動物研究センター研究部, 編), pp. 26-38. 兵庫県森林動物研究センター, 兵庫.
- Sheng, H. 1992. Reeves' muntjac *Muntiacus reevesi* In: (H. I. Sheng et al., eds.) *Deer in China*, pp.126-148. East China Normal University Press, Shanghai (in Chinese with English summary).
- Suzuki, M., Miyashita, T., Kabaya, H., Ochiai, K., Asada, M. and Tange, T. 2008. Deer density affects ground-layer vegetation differently in conifer plantations and hardwood forests on the Boso Peninsula, Japan. *Ecological Research* 23: 151-158.
- 丹後俊郎・タエコ ベック 2011. ベイジアン統計解析の実際 -WinBUGSを利用して-. 朝倉書店, 東京, 262pp.
- de Valpine, P. and Hastings, A. 2002. Fitting population models incorporating process noise and observation error. *Ecological Monographs* 72: 57-76.
- Yamamura, K., Matsuda, H., Yokomizo, H., Kaji, K., Uno, H., Tamada, K. and Hirakawa, H. 2008. Harvest-based Bayesian estimation of sika deer populations using state-space models. *Population Ecology* 50: 131-144.
- 山道真人・角谷拓 2009. マルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法を用いたシミュレーションモデルのパラメータ推定: ベイジアンキャリブレーション入門. *日本生態学会誌* 59: 207-216.

---

著者: 浅田正彦 〒260-0852 千葉市中央区青葉町955-2 千葉県立中央博物館内 千葉県環境生活部自然保護課自然環境企画室生物多様性センター asada@chiba-muse.or.jp  
“Population estimation for Reeves’s muntjac for FY 2012 in Chiba Prefecture, Japan.” Masahiko Asada, Chiba Biodiversity Center, Aoba-cho 955-2, Chuo-ku, Chiba 260-0852, Japan.  
E-mail: asada@chiba-muse.or.jp