

秋田県のツキノワグマ生息数推定についての検討

Critique on the Estimation of Bear Population in Akita Prefecture

山上 俊彦*

Toshihiko YAMAGAMI

要 旨

秋田県の公表するツキノワグマ生息数推定値が急増している。秋田県はカメラ・トラップ調査に基づくベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルを用いて推定している。この調査手法は限定された空間において生息密度を推定するためには有効な手法であり、海外で成果を上げてきた。但し、識別できない個体数を求める作業は、条件設定を変更すると大きく結果が異なる危険性があるため、結果の解釈には留意が必要である。秋田県に対する情報公開請求により得た資料を基に、推定内容を精査したところ、推定値が不安定であること、推定結果を外挿により県全体に敷衍し、異時点の推定結果を時点修正して集計することには問題があることが判明した。秋田県のツキノワグマは生息密度が低下しているが、食料不足等により外縁部に行動範囲を拡大している。秋田県のツキノワグマの生息数は減少している可能性が高く、秋田県は捕獲推進方針を撤回するべきである。

キーワード：生息密度、自然増加率、外挿、目視調査、生息域

はじめに

秋田県においては、2016 年からツキノワグマの捕獲数が急増している（表 1 参照）。「秋田県第二種特定鳥獣管理計画（第 4 次ツキノワグマ）」（2017 年 3 月）で示された生息数推定値は 2016 年度当初で 1,015 頭となっており、2016 年度においては、推定値の約半数相当分、2017 年度は生息数推定値の半数を大きく上回った頭数を捕獲している。すでに秋田県のツキノワグマは成獣 800 頭を下回り個体群維持が不可能、絶滅に向かっていると危惧せざるを得ない状況にある。

ところが秋田県の同管理計画においては、専門家から生息数推定値が実態と乖離しているという指摘があること、カメラ・トラップ法によるモニタリングを行うことという記載がある。

このような事情から、秋田県は同管理計画公表後に、推定対象となる生息区域を拡げることで

* 日本福祉大学経済学部経済学科

2017年度当初の推定生息数を1429頭と試算している¹。さらに秋田県はカメラ・トラップ調査に依拠した空間明示型標識・再捕獲（spatial mark-recapture）法²と調査対象外地域への推定結果の外挿により2018年度当初は2,300頭、2019年度当初は3,700頭、2020年度当初は4,400頭という生息数であったと主張している（表1参照）³。つまり秋田県では計画に記載されていない生息数推定値を用いてツキノワグマ捕獲を推進しようとしているのである⁴。

空間明示型標識・再捕獲法は標識・再捕獲法に空間情報を導入することで目視調査等では捕捉できないツキノワグマを含めた生息数を推定可能となる。そのため、従来型の標識・再捕獲法と比較して、ある程度の生息数推定値の上方修正は許容されるものである。しかし、空間情報を用いた観察されない個体数の推定による上方修正は、モデルの前提条件と整合的な範囲内に収まらなければならない。

推定は最尤推定法あるいはベイズ統計学を用いるが、このような不確実性の高い推定では、事前情報と整合性が図れたかのように見える非現実的シナリオが提示される可能性がある。推定過程に問題がある場合、空想的な過大推定値となるため、ツキノワグマの被害拡大予想を誇張し捕殺を促進する可能性がある。

富山県の「ツキノワグマ管理計画（第3期）」（2017年3月）では、空間明示型標識・再捕獲法で求められた1,290頭が採用されている。富山県への情報開示請求によって入手した富山県（2015）（2016）⁵は、2014年度にカメラ・トラップ法によりツキノワグマの生息数調査を行った調査結果をまとめたものである。同報告書では、従来型の標識・再捕獲法と空間明示型標識・再捕獲法による推定を調査対象外地域への外挿により求めた結果を比較しており、後者は2.2倍程度に推定数が大きくなるという結果となっている。

表1 秋田県におけるツキノワグマ生息数推定数と捕獲数（単位：頭）

年度	推定生息数	狩猟による捕獲	有害捕獲許可による捕獲	個体数調整による捕獲	捕獲数総計
2015	1,034	5	81	20	106
2016	1,015	1	456	19	476
2017	1,429	41	769	24	834
2018	2,300	34	388	21	443
2019	3,700	43	505	27	575
2020	4,400	-	-	-	-

注：推定生息数は年度当初、捕獲数は当該年度の値である。
資料：秋田県資料を基に筆者作成。

- 1 秋田県（2017）
- 2 空間明示型捕獲・再捕獲（spatial capture-recapture: SCR）法とも呼ばれる。
- 3 秋田県（2019b）、秋田県（2020b）。
- 4 朝日新聞「クマ推定生息数4,400頭に増 管理計画見直しも」2020年2月27日
- 5 これらは富山県の業務委託報告書であり、受託業者も判明しているが、富山県の行政文書として受け取っており、内容の責任は富山県にあると判断してこの表記としている。

富山県では推定におけるパラメータ推定値が公表されていないため、内容の精査ができない。但し、結果を見る限りでは、生息密度の高いと思われる地域では空間明示型標識・再捕獲法は生息密度の高さを強調した結果となること、推定結果を他地域に外挿することは過大推定に陥る可能性があることが読み取れる。

本論では、秋田県の生息数推定結果はどこに問題があるのか検討する。で秋田県に隣接し、カメラ・トラップと同一の推定原理のヘア・トラップ調査を基に空間明示型標識・再捕獲法を用いて生息数推定を行った岩手県の推定内容について検討し、で秋田県について検討を加える。

で発見した問題点を列挙する。さらに付論としてベイズ空間明示型標識・再捕獲法の概略を述べる。

． 岩手県についての検討

1. 岩手県調査の概略

岩手県は、「第3次ツキノワグマ保護管理計画」（2013年3月）において、空間明示型標識・再捕獲法を用いたツキノワグマ生息数推定値を提示している。同計画では、北奥羽（2009年）、北上高地（北部）（2010年）、北上高地（南部）（2012年）で行われたヘア・トラップ調査の結果に基づいて空間明示最尤法⁶を用いた推定を行い、北上高地地域個体群2,100頭、北奥羽地域個体群1,300頭、計3,400頭の結果を得たとしている。同保護管理計画では、この推定手法は（財）自然環境研究センターを研究代表機関とする「クマ類の個体数推定法の開発に関する研究」に従ったとしている。

ヘア・トラップ調査に基づく個体数推定の目的は一般的には、推定範囲である状態空間（調査対象地域とは必ずしも一致しない）の生息密度を把握することである。岩手県の同計画では、ヘア・トラップ調査の対象地域（トラップを設置した地域）は、全県総区画770区画のうち調査可能区画409区画の15%である62区画としている。

同保護管理計画の生息数推定値はヘア・トラップ調査から得た調査対象区域の生息密度を基に生息地域全体の個体数を外挿により推定したものと考えられる。つまりヘア・トラップによる生息数推定、その結果を用いた県生息域全体への外挿による拡大の2段階の手順を踏んで推定したと考えられる。

但し同保護管理計画では、ヘア・トラップ調査のデータや空間明示最尤法の推定結果、外挿方法については言及していない。そのため、筆者は岩手県に対して情報開示請求を行ったが、北奥羽（2009年）、北上高地（北部）（2010年）のヘア・トラップ調査の概略についての文書（以下「岩手県資料」）を入手したのみであった。その他の文書は県庁内に存在しないとのことであった。このような事情から、岩手県の生息数推定について、岩手県資料と北上高地（南部）（2012年）

6 Efford (2004) あるいは Borchers and Efford (2008) を参考にしたと考えられる。

の調査に言及した山内他（2013）の内容を検討する。

なお、「クマ類の個体数推定法の開発に関する研究」においては、北上山地において岩手県調査とは別個に行われたヘア・トラップ調査に基づく空間標識・再捕獲法による生息数推定が行われており、松田他（2011）において結果が記されている。従って、岩手県の同保護管理計画に記された推定値の妥当性を検討する資料として用いる。

2. 岩手県調査の検討内容

岩手県の同保護管理計画に記載された推定の根拠となるべき資料を取りまとめたのが表2である。調査時期を6月～8月に設定したことは評価できる。9月～10月は山中のツキノワグマが多く、生息密度が過大に推定される可能性がある。

空間明示最尤法によるパラメータ推定値に関する記載は一切ない。また、調査対象区域の明確な記載もない。これでは推定の妥当性を評価することはできない。

推定結果から、調査対象区域の生息密度は0.3頭/km²程度である。これはツキノワグマの生息密度の高い地域では妥当な数値である⁷。但し、ここで記した推定個体数は、この高い生息密度を調査対象外地域に外挿して求めた値であると考えられる。生息地における生息密度が全て同一という仮定は適切ではない。

また、生息数推定値を生息密度で割ることで生息地域とされる地域の面積が計算される。この面積は岩手県の人工林を含んだ森林面積とほぼ等しい。本来、空間明示最尤法はツキノワグマの行動中心の数を求めるものであり、人工林に行動中心があると想定することは適切ではない。こ

表2 岩手県調査内容概要

調査箇所	項目	内容
北奥羽地域	日時	2009年6月初旬～8月中旬
	識別個体数	224頭
	推定個体数	全域1,300(1,031～1,675)頭
	生息密度/km ²	0.36
	個体数/生息密度	4,333km ²
北上高地北部地域	日時	2010年6月初旬～8月中旬
	識別個体数	182頭
	推定個体数	全域1,160(913～1,425)頭
	生息密度/km ²	0.26
	個体数/生息密度	4,462km ²
北上高地南部地域	日時	2012年5月下旬?
	識別個体数	203頭
	推定個体数	全域940(751～1,130)頭
	生息密度/km ²	0.31
	個体数/生息密度	3,032km ²

注：岩手県資料及び山内他（2013）を基に筆者作成。

7 米田（2001, p.316）はツキノワグマの好適な生息地の生息密度は0.15～0.3頭/km²としている。

表3 北上山地の生息密度推定

区分	調査箇所	項目	内容	推定結果		
				パラメータ	意味	値
ケース1	北上山地	日時	2010年	パラメータ	意味	値
		識別個体数	-	λ_0	距離0の発見確率	0.044
		推定個体数	$0.4 \times 606 = 242$ 頭		空間尺度	1.76
		生息密度/km ²	0.4		存在確率	0.498
ケース2 2010年調査と 2011年調査の 重複箇所を推定	北上山地	日時	2010年	パラメータ	意味	値
		識別個体数	-	λ_0	距離0の発見確率	0.044
		推定個体数	-		空間尺度	2.150
		生息密度/km ²	0.323		存在確率	0.496
ケース3	北上山地	日時	2011年	パラメータ	意味	値
		識別個体数	-	λ_0	距離0の発見確率	0.090
		推定個体数	$0.188 \times 336 = 63$ 頭		空間尺度	2.390
		生息密度/km ²	0.188		存在確率	0.181

注：松田・堀野（2011）を基に作成。

これらの状況から推定生息数は過大なものとなっている可能性が高いと思われる。

次に松田他（2011）の推定結果のうちベイズ空間明示型標識・再捕獲モデル⁸によるものを取りまとめたのが表3である。2010年の調査，2010年調査と2011年調査が重複した部分，2011年の調査の推定が行われている。

ここでパラメータについて説明する。ツキノワグマはそれぞれ活動中心を持っており，トラップからの距離が遠いと捕獲される確率は低下する。 λ_0 は活動中心の位置がトラップから距離0の場合の捕捉確率， σ は距離が遠くなるにつれての捕獲確率の減衰状況を示す空間尺度である。推定ではこのような状況と整合的になるように捕獲されないツキノワグマも含めた活動中心の数を求めることとなっており，存在確率 ϕ は活動中心が存在する確率である。 σ が大きくなるとより遠隔の活動中心が捕捉されることとなる。

表3からは，パラメータ推定値のうち λ_0 は2.0前後であり， λ_0 ， ϕ ともにはほぼ妥当な範囲に収まっていると言える。但し，生息密度については2010年が0.4頭/km²，2011年が0.188頭/km²であり，同一地域であっても年次が異なると結果の相違が大きいことが示される。このことは推定方法が妥当なものであっても空間明示型標識・再捕獲モデルの推定結果にはブレが大きいことを示唆している。また，松田他（2011）では，ベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルと空間明示最尤法の推定結果の比較が提示されているが，ほぼ同程度の生息密度となっている。このような状況から岩手県の同計画においては，空間明示最尤法のパラメータ推定値は妥当な値となっている可能性が高い。問題があるとすればその他地域への外挿による拡大であろう。

8 Gardner et al. (2009), Royle et al. (2009a) に従っている。

． 秋田県についての検討

1. 秋田県調査の概略

秋田県では、目視調査に基づきツキノワグマの生息数推定が行われてきたところであり、前述の管理計画にも反映されている⁹。表 1 に示されるように同管理計画では、ツキノワグマの生息数は 2016 年度当初は 1,015 頭とされているが、秋田県 (2017) において、目視調査結果を基に生息区域を拡大することで生息数を見直したとしている。秋田県を 1,415 のメッシュ (3×3=9km²) に分割し、調査対象を 658 メッシュから 939 メッシュに拡大して当該年度の目視調査結果に拡大倍率を乗じることで 2017 年度当初は 1,429 頭の生息数があったとしている。また、同資料では 2018 年度当初は 1,429 頭から 274 頭¹⁰が生まれて 533 頭捕獲されたので 1,170 頭生息しているとしている。

秋田県 (2017) の推定の第 1 の問題点は、生息区域を拡大することに伴う拡大倍率を生息数推定値に機械的に乗じて生息数推定値を求めていることである。周辺地域の生息密度は調査対象地域よりも低いことから生息数は過大なものとなる。第 2 の問題点は、2017 年度当初から 2018 年度当初にかけての生息数の推移を考える際に、生存率、つまり年間に自然死する率を考慮していないことである。ツキノワグマの生存率については不明確なことが多かった。生存率を考慮しない場合、自然増加率の過大推定ひいては過大な個体数推定につながる可能性がある¹¹。生存率を 90%とした場合¹²、2018 年度当初は $(1,429 + 274) \times 0.9 - 533 = 1,000$ 頭となる。つまり生存率を考慮しなければ生息数推定値は 1 割誤差が発生するのである。

筆者は秋田県に対して情報開示請求を行い、カメラ・トラップ調査による 2018 年度当初、2019 年度当初、2020 年度当初の生息数推定の根拠資料を入手した。これらは、秋田県生活環境部自然保護課の調査業務委託報告書であり、当該部署がその内容に責任を持っているため、秋田県 (2018) (2019a) (2020a) と記すこととする。

秋田県 (2018) (2019a) (2020a) から判明したのは、秋田県では複数回のカメラ・トラップ調査を複数年実施しており、これにベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルを用いて調査対象 (カメラ・トラップ設置) 地域の生息数を推定したこと¹³、複数の推定結果の時点修正を行って、生息数推定値を合算し、さらに調査対象外地域に生息密度推定値を外挿して県全体の生息数推定値を求めたことである。

9 目視調査の手法は秋田県 (1983) に記されている。

10 秋田県 (2017) には 274 頭の根拠は明示されていない。

11 山上 (2014) (2019)。

12 兵庫県 (2019) は従前の推定において生存率の設定が不十分であったことを認めた上で、1996 年以降の捕獲履歴情報から生存率は東中国個体群 0.86~0.92、近畿北部個体群 0.83~0.97 であるとしている。ここから生存率は 0.9 程度、野生のツキノワグマは平均 10 歳程度の寿命であることが分かる。

13 Gardner et al. (2009), Royle et al. (2009a) に従っている。

ここで、2018年度当初の2,300頭、2019年度当初の3,700頭、2020年度当初の4,400頭の算出方法について、秋田県(2018)(2019a)(2020a)を基に述べる。

2018年度当初の2,300頭の算出方法は、秋田県(2018)に記載されている。秋田県の2017年度に実施した阿仁・森吉地域(169メッシュ)におけるカメラ・トラップ調査に基づく生息数推定値を2017年度当初に時点修正する。この数値を県全体の939メッシュのうち出羽丘陵地域141メッシュを除く798メッシュに拡大するために、阿仁・森吉地域の修正生息密度(0.414頭/km²)に当該年度の目視調査に基づく生息密度の阿仁・森吉地域(0.229頭/km²)と県全体(0.186頭/km²)の格差を考慮した補正係数0.812を乗じた値を用いる。さらに2014、2015年の秋田県立大学の出羽丘陵地域におけるカメラ・トラップ調査に基づく生息数推定値を再計算した数値を合計し、2018年度当初に時点修正する。

2019年度当初の3,700頭の算出方法は、秋田県(2019a)に記載されている。2018年度に秋田県が田沢及び湯沢地域、秋田県立大学が由利本荘(鳥海)地域において実施したカメラ・トラップ調査に基づく生息数推定値と、過去の阿仁・森吉地域、出羽丘陵地域におけるカメラ・トラップ調査に基づく生息数推定値を2018年度当初に時点修正して集計、さらに調査対象地域外の生息数については調査該当地域(465.5メッシュ)の生息密度(0.331頭/km²)に2018年度の目視調査に基づく生息密度の当該生息地域(0.150頭/km²)と県全体(0.164頭/km²)の格差を考慮した補正係数1.0939を用いて求め、全体を2019年度当初に時点修正している。

2020年度当初の4,400頭の算出方法は、秋田県(2020a)に記載されている。秋田県の2019年度に実施した白神及び鹿角地域におけるカメラ・トラップ調査に基づく生息数推定値と、過去の阿仁・森吉、田沢、湯沢、出羽丘陵、由利本荘(鳥海)地域におけるカメラ・トラップ調査に基づく生息数推定値を2020年度当初に時点修正した上で合計し(559.5メッシュ)、さらに調査対象外地域については隣接調査地域の推定生息密度を用いて外挿して求め、これらを合算して算出している。

ここから浮かび上がってくる秋田県(2018)(2019a)(2020a)の問題点は、ベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルによる生息数推定の妥当性、複数調査地域の生息数推定値を合算することの妥当性、生息数推定値の時点修正の妥当性、推定結果の未調査地域への外挿の妥当性である。

調査地域外の生息数推定においては、調査地域の生息密度に乗じる補正係数に問題がある。調査地域内部においても生息密度に差異があり、周辺部分は低い。隣接地域の生息密度は推定値よりも低くなるはずである。生息数の時点修正を行う際に生存率を考慮していないことが問題点として指摘できる。また、ツキノワグマの地域間移動を考えると調査結果を合算することは同一個体を二重、三重にカウントしている可能性がある。

2. 秋田県調査におけるツキノワグマ生息数推定の検討

ベイズ空間明示型標識・再捕獲法の推定結果の比較

ここではカメラ・トラップ調査に基づくベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルによる推定そのものに問題があるか否かを検討する。そのために、秋田県調査(2018)(2019a)(2020a)の調査内容をとりまとめたのが表4である。なお、調査対象(カメラ・トラップ設置)地域は面積が各調査で異なるため、比較可能とするために生息数推定値をメッシュ数で割り、さらに9で割って1km²の生息密度を記載している。

表4には秋田県調査と秋田県立大学調査が記載されている。このうち秋田県立大学調査については報告書中に詳細が記載されていない(表中の着色部分)。ここでは秋田県調査について検討を加える。秋田県調査(2017年度の阿仁・森吉地域)については、調査時期が第1期と第2期に分かれており、識別個体数が大幅に異なる。第2期は10月が対象となっており、この時期は堅果類を求めて山中のツキノワグマ数が多くなることが想定できる。この結果、生息数推定値は第2期が大きくなっている。秋田県(2018)では秋田県立大学の助言により観察数の大きい第2期のデータに基づいて推定することとしているが、この方針には大いに疑念が残るところである。パラメータ推定値については、第1期と第2期で存在確率が大きく異なっており、この差が観察

表4 秋田県調査報告概要

調査主体	調査個所 調査対象(生息)メッシュ	生息数推定値			パラメータ推定結果			
		項目	第1期	第2期				
秋田県立大学調査 (2014～2015年度)	出羽丘陵 288 (141)	日時	2014～2015年		表5、表6参照			
		推定消息数	212					
		密度/km ²	0.167					
秋田県調査 (2017年度)	阿仁・森吉(大館・鹿角・北秋田・上小阿仁・五城目・秋田) 176 (168.5)	日時	2017年8月12日～9月16日	2017年9月25日～10月30日	パラメータ	意味	第1期	第2期
		識別個体数	71	150	λ_0	距離0の発見確率	0.091	0.020
		推定個体数	175	511		空間尺度	1.034	1.940
		密度/km ²	0.115	0.337		存在確率	0.058	0.510
秋田県調査 (2018年度)	田沢 (仙北・大仙) 80 (69)	日時	2018年8月22日～9月27日	2018年9月27日～11月5日	パラメータ	意味	第1期	第2期
		識別個体数	58	102	λ_0	距離0の発見確率	0.106	1.201
		推定生息数	107	552		空間尺度	0.107	0.275
		密度/km ²	0.172	0.889		存在確率	18.355	0.547
秋田県調査 (2018年度)	湯沢(横手・湯沢・東成瀬) 80 (72)	日時	2018年8月22日～9月27日	2018年9月27日～11月5日	パラメータ	意味	第1期	第2期
		識別個体数	29	48	λ_0	距離0の発見確率	0.038	0.488
		推定生息数	68	333		空間尺度	23.37	0.426
		密度/km ²	0.105	0.514		存在確率	0.068	0.328
秋田県立大学調査 (2018年度)	鳥海(由利本荘) 15 (15)	日時	2018年		未公表			
		推定生息数	26					
		密度/km ²	0.193					
秋田県調査 (2019年度)	白神 (能代・八峰・藤原・北秋田) 80 (66)	日時	2019年9月20日～10月27日		パラメータ	意味	通期	
		識別個体数	82		λ_0	距離0の発見確率	0.801	
		推定生息数	517			空間尺度	0.232	
		密度/km ²	0.870			存在確率	0.427	
秋田県調査 (2019年度)	鹿角 (鹿角・小坂) 30 (28)	日時	2019年9月20日～10月27日		パラメータ	意味	通期	
		識別個体数	85		λ_0	距離0の発見確率	1.923	
		推定生息数	591			空間尺度	0.461	
		密度/km ²	2.345			存在確率	0.491	

資料：秋田県(2018)(2019a)(2020a)を基に筆者作成

表 5 秋田県立大学調査概要 (出羽丘陵・その 1)

項目	生息数推定値			パラメータ推定結果		
	第 1 期	第 2 期	第 3 期	パラメータ	意味	全期間
日時	2014年 6月26日～8月12日	2014年 9月29日～11月13日	-	λ_0	距離 0 の発見確率	0.0017
識別個体数	4	4			空間尺度	3.05
推定個体数	81				存在確率	0.2
密度/km ²	0.027 (42km × 72km)					
旧推定	58.3					
推定個体数/旧推定	1.40					

資料：前橋他 (2015) を基に筆者作成

表 6 秋田県立大学調査概要 (出羽丘陵・その 2)

項目	生息数推定値			パラメータ推定結果		
	第 1 期	第 2 期	第 3 期	パラメータ	意味	全期間
日時	2014年 6月26日～8月12日	2014年 9月29日～11月13日	2015年 5月16日～7月11日	λ_0	距離 0 の発見確率	0.045
識別個体数	4	4	5		空間尺度	2.39
推定個体数	55				存在確率	0.093
密度/km ²	0.018 (42km × 72km)					
旧推定	58.3					
推定個体数/旧推定	0.94					

資料：前橋他 (2016) を基に筆者作成

されない個体の推定数に影響を与えている。

秋田県調査 (2018 年度の田沢, 湯沢地域) では, 調査時期が第 1 期と第 2 期に分かれており, 秋田県調査 (2017 年度) と同様の問題点を指摘できる。パラメータ推定値は田沢, 湯沢地域いずれも第 1 期と第 2 期で存在確率が大きく異なっている。田沢地域では, 第 1 期の存在確率と第 2 期の発見確率が 1 を超えている (数値の着色部分)。発見確率の減衰率は第 1 期, 第 2 期いずれも想定される値を大きく下回っている。湯沢地域については, 第 1 期と第 2 期で発見確率, 存在確率共に大きく異なっている。発見確率の減衰率は第 1 期で過大 (数値の着色部分), 第 2 期で過小となっている。

秋田県 (2018) (2019a) いずれについても, 第 2 期の生息数推定値を年間推定値の算定に用いているため, 生息数推定値は過大推定である可能性が高いこと, パラメータ推定値が不安定であることが指摘できる。ベイズ空間明示型標識・モデルは第 1 期と第 2 期のデータを合算して安定したパラメータ推定値を得た後に行うのが適切である。また実施期間に山中にツキノワグマの多い 10 月が含まれることについては検討の余地がある。

秋田県調査 (2019 年度の白神, 鹿角地域) については, 第 1 期と第 2 期に分けていないことは一定の評価ができる。但し, いずれも発見確率の推定値が大きく鹿角では 1 を超えている (数値の着色部分)。従って秋田県 (2020a) では, パラメータの推定値については吟味が必要である。

秋田県の実施したベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルの生息数推定結果の妥当性を検証するために, 生息密度を比較してみる。生息密度については, 岩手県の調査から 0.3~0.4 頭/km² が上限であることが判明している。青井 (2018) は, ツキノワグマは行動範囲が広く, 岩手県から

秋田県に移動していること、秋田県で駆除しても岩手県から補填されるとしている。秋田県と岩手県のツキノワグマの生息密度は平準化するはずである。

このような観点から考えると、秋田県調査（2018年度）については、田沢・湯沢地域ともに第2期の生息密度が0.5頭/km²を超えている。秋田県調査（2019年度）については白神地域で0.7頭/km²、鹿角地域で2.0頭/km²を超えている。

表4のうち秋田県立大学による調査は詳細内容が公開されていない。出羽丘陵における秋田県立大学の調査については、前橋他（2015）（2016）で内容を確認できるため、表5、表6に概要を示した。

出羽丘陵における調査時期は第1期～第3期からなる。表5は第1期と第2期、表6は第1期～第3期を統合してベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルを推定している。表5、6からは、パラメータ推定値はほぼ妥当なものとなっている。生息密度の推定値は従前の目視調査の0.9又は1.4倍程度でほぼ妥当なものと言える。この結果は、データは統合して推定を行わなければならないことを示唆している。

但し、問題は秋田県の推定においては表4に示されるように出羽丘陵では212頭という数値が使われていることである。秋田県（2018）においては、この数値は前橋他（2015）を再検討したものであると記載されている。58頭が何故、212頭に膨れ上がるのか明確な説明が必要である。

なお、前橋他（2016）では、表6のカメラ・トラップのデータに目撃データを加えると生息数推定値は477頭に膨れ上がるという結果が示される。このことは周辺部へのツキノワグマの出没を考慮することは異常な推定値につながることで、つまりベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルは方法次第では風船のように生息数推定値を膨らませることが可能であることを示している。

ここで表4の内容をさらに検討する。識別個体数は、調査期間、メッシュ数に依存する。識別個体数を調査日数で除して1日当りの識別個体数を求めた。表7では、生息数推定値の識別個体数に対する比率(C)/(A)と生息数推定値の1日当りの識別個体数に対する比率(C)/(B)を示している。但しメッシュ数は比率に影響を与えないので考慮していない。ここで示した比率は識別個体数をどれだけベイズ推定で膨らませたかを示す拡張指標である。

この拡張指標をグラフにしたのが図1である。ここから田沢地域と湯沢地域の第2期の拡張度

表7 秋田県調査の精度比較

調査地域	時期	識別頭数(A)	識別頭数/日(B)	生息数推定値(C)	生息密度推定値/km ² (D)	(C)/(A)	(C)/(B)
阿仁・森吉地域	第1期	71	1.97	175	0.115	2.5	88.8
	第2期	150	4.17	511	0.337	3.4	122.5
田沢地域	第1期	58	1.57	107	0.172	1.8	68.2
	第2期	102	2.55	552	0.889	5.4	216.5
湯沢地域	第1期	29	0.78	68	0.105	2.3	87.2
	第2期	48	1.2	333	0.514	6.9	277.5
白神地域	通期	82	2.16	517	0.87	6.3	239.4
鹿角地域	通期	85	2.24	591	2.345	7.0	263.8

資料：秋田県（2018）（2019a）（2020a）を基に筆者作成

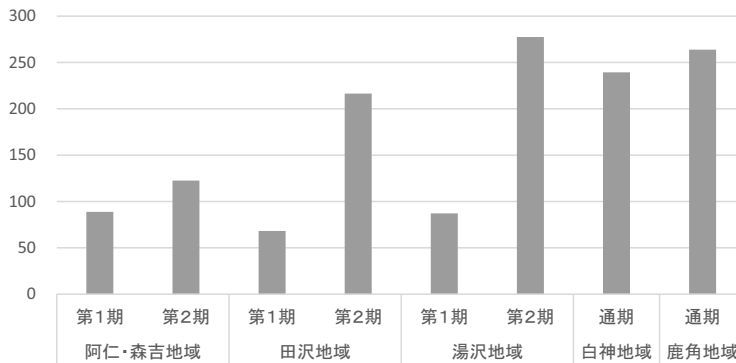


図1 調査地域別の拡張指標 (C)/(B)

合いが大きいことが分かる。つまり識別個体数が多いのみならず、拡張度合いも大きいため生息数推定値が大きくなっている。また、白神、鹿角地域については識別個体数が多いのみならず、拡張度合いが大きく、生息数推定値が大きくなっている。以上から秋田県においては識別個体数が多い時期を調査対象とし、ベイズ法による拡張度合いを大きくすることで生息数推定値を膨らませている可能性を指摘できる。

阿仁・森吉、田沢、湯沢地域は第1期と第2期を通算して推定をやり直す、白神、鹿角地域は全てのデータを用いて推定内容を再検討する必要があると考えられる。

ベイズ空間標識・再捕獲法においては各個体の活動範囲は等しいという前提が置かれている(付論参照)。泉山他(2009, p.55)はツキノワグマの追跡調査により、各個体の活動範囲は大きく異なること、行動圏は14km~26kmの半円状に広がること、行動圏面積の平均は雄で42.4km²、雌で15.9km²と異なること、標高640~2400m間で移動する3タイプがあることを指摘している。また、高島(2017, pp.560-563)はツキノワグマの追跡調査により、落葉広葉樹林を選択し、特に秋季に落葉広葉樹林を選択することを示している。この結果はツキノワグマが秋季に標高の高い地域に移動することを示唆する。

これらの結果は、移動距離において雌雄で異質であること、地域間での移動があること、一定地域内でも季節により生息域の標高を変えていることを示唆している。つまりベイズ空間標識・再捕獲法の推定結果には十分な吟味が必要であり、推定作業は推定用ソフトにデータを入力すれば完成する程単純で機械的なものではない。

推定結果の秋田県全県への敷衍の問題点

秋田県は調査時点の異なる複数地域の生息数推定結果を時点修正した上で集計するとともに、その生息密度を調査対象外地域に外挿して生息数を求めている。この3段階の過程において問題が発生していると考えられる。

秋田県(2019a)においては、生息数推定値の時点修正方法が記載されている。これに従うと、繁殖可能率0.77、雌比0.4、産仔数/頭0.75として産仔数を求めて年度当初の生息数に加算する

ものである¹⁴。

例えば年度当初 100 頭とすると産仔数は $23 (= 100 \times 0.4 \times 0.77 \times 0.75)$ 頭となる。秋田県の方式では次年度当初は $123 (= 100 + 23)$ 頭となる。但し、捕獲数は控除する。この計算方式では自然死は考慮しておらず、生存率 100%なので、自然増加率は 23%/年というあり得ない数値となってしまう。生存率を 90%とすると次年度当初生息数は単純に計算して $111 (= 123 \times 0.9)$ 頭で自然増加率は 11%/年となる。従って、秋田県は時点修正方法に改善の余地がある。ここから言えることは秋田県方式で時点修正を行うと年間 1 割以上の誤差が発生する可能性があるということである。

異なる調査対象地域の生息数推定値は単純に合算できない。ベイズ空間標識・再捕獲法における調査範囲は事前に設定された調査地域ではなく、推定過程において求められるものである（付論参照）。従って、調査範囲は事後的に検証してみる必要がある。調査対象（トラップ設置）地域は恣意的に区切って設定したものであり、実際には生息地域は接続している。ツキノワグマは調査対象地域と調査対象外地域とを往来している。さらに、生息数推定結果が異時点のものであれば、調査時点における環境が異なっているため、より取扱いには慎重でなければならない。

調査対象地域の生息密度を調査対象以外の地域へと外挿することは過大推定のリスクを伴う。なぜならば調査対象地域は生息密度が高いと考えられている箇所が選定されているからである。また、秋田県（2018）（2019a）（2020a）では調査対象区域内においてもメッシュ毎に生息密度は差異があるとしている。隣接地域に外挿する場合には最も低い生息密度を用いるといった慎重な取り扱いが必要である。

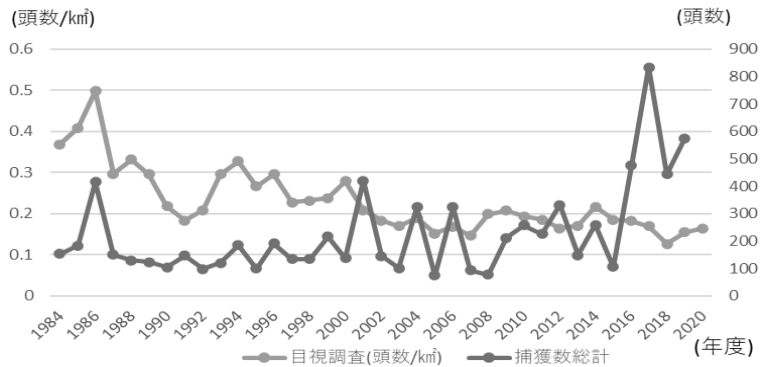
秋田県（2018）（2019a）では、調査対象地域と調査対象外地域との生息密度比率については、従前の直接目視による春季の調査結果に基づいて算出されたものであった。しかしツキノワグマが多く集まる秋季における調査対象地域と春季における調査対象外地域の生息密度比率は格差が拡大している。従って、外挿により生息数推定値は過大推定となっている可能性が高い。

目視調査との比較

ここでは、秋田県が現在も春季に目視調査を行っていることに着目して、ツキノワグマの生息数の推移について検討した。目視調査では全てのツキノワグマを観察できない。しかし生息数が増えているか否かの指標となり得る。

ここでは秋田県に対する情報開示請求により入手した目視調査結果から 1km^2 当りの頭数を求めた。その結果と年間捕獲数の推移を示したのが図 2 である。ここから分かることは秋田県におけるツキノワグマの生息密度は低下傾向を示していること、2001 年度の秋田県ツキノワグマ保護管理計画の策定以後、捕獲数が多くなり、生息密度の低下に拍車をかけていることである。

14 「秋田県第二種特定鳥獣管理計画（第 4 次ツキノワグマ）」においては、秋田県（1983）に従ったとして、この手法が採用されている。



資料：秋田県資料を用いて筆者作成

図2 秋田県のツキノワグマ目視調査の推移

高島 (2017, p.563) は、ツキノワグマは夏季に標高の低い地域に移動するが、このような地域の生息地は線的分布しているため人里周辺を利用する可能性が高まることを明らかにしている。この指摘は生息数の減少と生息域の拡大が両立する可能性を示唆する。

秋田県ではツキノワグマの生息密度が低下する中で、温暖化等に伴う山中の変化等の要因によりツキノワグマが夏季に周辺移動した可能性がある。その結果、行動範囲は外縁部に拡大したものと考えられる。このような状況の一断面のみをみてツキノワグマの生息域の拡大=生息数の増加と誤認した者が相当数存在していると考えられる。

3. 資料の再集計による分析

ここでは、秋田県 (2018) (2019a) (2020a) の内容を個票データを活用して検討してみる。同調査では識別された個体について個別に記載がなされている。ここから日別の識別個体数を求めて、グラフ化したものが本論付図1~5である。ここで解析に用いた期間とカメラ設置期間は異なることに注意する必要がある。阿仁・森吉地域、田沢地域、湯沢地域に共通していることは9月終盤~10月中盤にかけて識別される個体がそれ以前よりも多いことである。このことは、9月終盤~10月中盤にツキノワグマは山中に移動することを示している。解析期間をこの時期に限定すると生息数推定値は過大なものとなる。また、田沢・湯沢地域に関しては8月上旬の識別個体数が少ない期間を解析機関から除外しているという問題がある。

白神、鹿角地方の識別個体数を見ると、9、10月が8月よりも多くなっている。白神地域では10月が特に多く、鹿角地域では9月が多い。鹿角地域の9月上・中旬を解析期間から除外していることは過大推定を避けるという意味では評価できる。但し両地域共に9月下旬~10月に多く観察されることには相違ない。

いずれの地域についても山中でのツキノワグマ数が年間で多い時期を解析期間としている可能性が高いため、推定生息数が過大となっている可能性がある。

次にこれらの個票データから各地域のツキノワグマの成獣と幼獣の頭数を求め、その結果を基

表 8 自然増加率の推定

地域 (調査年)	観察値 (頭数)		自然増加率の算出		
	成獣	幼獣	年度当初成獣頭数	年度末総頭数	自然増加率
阿仁・森吉地域 (2017年)	168	33	$168/0.95 = 177$ 頭	$(177 + 33) \times 0.9 = 189$ 頭	6.8%
田沢地域 (2018年)	161	22	$161/0.95 = 169$ 頭	$(169 + 22) \times 0.9 = 172$ 頭	1.8%
湯沢地域 (2018年)	67	22	$67/0.95 = 71$ 頭	$(71 + 22) \times 0.9 = 84$ 頭	18.3%
白神地域 (2019年)	123	36	$123/0.95 = 129$ 頭	$(129 + 36) \times 0.9 = 149$ 頭	15.5%
鹿角地域 (2019年)	152	21	$152/0.95 = 160$ 頭	$(160 + 21) \times 0.9 = 163$ 頭	1.9%
合計	671	134	706 頭	757 頭	7.2%

資料：秋田県 (2018) (2019a) (2020a) を基に筆者作

に各地域の自然増加率を算定した。その結果は表 8 に示される。ここから自然増加率は平均で年間 7.2% となる。以上から、ツキノワグマの自然増加率は年間 5～8% 程度と想定しておくことが妥当である。

まとめ

以上の検討結果と若干の計算結果から秋田県のツキノワグマ生息数推定値について以下の問題点を指摘できる。秋田県はツキノワグマの捕獲推進方針を撤回するべきである。

秋田県でツキノワグマを大量捕獲すると岩手県からツキノワグマが流入するため、両県の生息密度は均等化するはずである。岩手県のヘア・トラップ調査に基づくツキノワグマの調査対象区域の生息数推定値及び生息密度は概ね信頼できる。

秋田県のベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルによる生息数推定においては、ベイズ法により識別個体数を拡張しているが、識別個体数が多い地域において拡張度合いも大きくなっている。識別個体数が多いことは事実として否定できないが、拡張度合いが大きくなることで生息数推定値が過大となっている可能性がある。

秋田県のベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルによる生息密度推定値は、岩手県の値を大きく上回っており、不自然である。また、秋田県と岩手県ではツキノワグマの往来があるために生息数を二重計算している可能性は排除できない。

秋田県のベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルのベイズ法を用いたパラメータ推定値については、確率の値が 1 を超える等、問題があり、改善を要する。

秋田県のベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルの基礎データとなるカメラ・トラップ調査については山中にツキノワグマが多い時期を解析期間としており、生息数の過大推定に繋がる可能性がある。この場合、他地域の生息密度は低くなっているはずである。

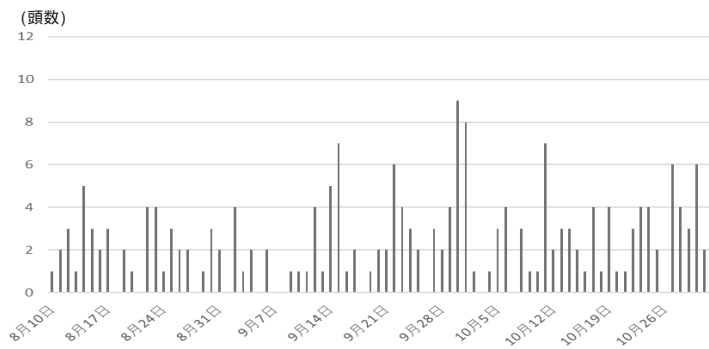
秋田県においてはカメラ・トラップ調査を複数年に亘って実施している。ベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルによる異時点の生息数推定結果を合計する際に、過去のデータを時点修正しているが、その際に生存率が考慮されていないため、修正値が過大となる。ツキノワグマ

マの自然増加率は年5～8%と想定するのが適切である。

ベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルは本来、対象地域の生息密度を推定することを目的とする。秋田県においては、カメラ・トラップ調査の調査対象区域の生息密度推定値を調査対象外区域に外挿している。その際に調査対象地域においても周辺部の生息密度は低くなっていること。調査対象外区域と調査対象区域のツキノワグマの往来があることが考慮されていない。

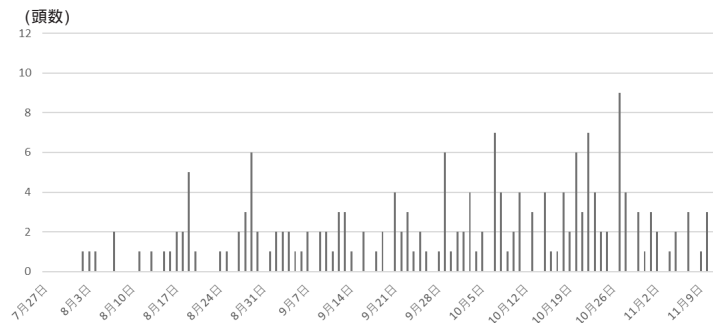
秋田県はベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルによる生息数推定値を目視調査の結果と比較検討することで推定の精度を検討する必要がある。目視調査の結果からは、秋田県のツキノワグマの生息密度が傾向的に低下していること、有害捕獲がそれを加速していることが分かる。ツキノワグマが食料を求めめるために行動範囲を外縁部に拡大している可能性があるが、これを生息数が増加していると解釈してはならない。

出羽丘陵においてベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルで目視調査による生息数推定値の1.4倍となったのであれば従前の生息数推定値を1.4倍するという修正も考慮すべきである。ここから計算すると秋田県のツキノワグマ生息数は2,000頭程度となる。一方、秋田県の自然林は林野庁資料によれば2017年で4,297km²であり、生息密度が0.3頭/km²とすると生



注：秋田県調査 (2018) を用いて筆者作成

付図1 日別識別個体数 (2017年度調査, 阿仁・森吉地域)

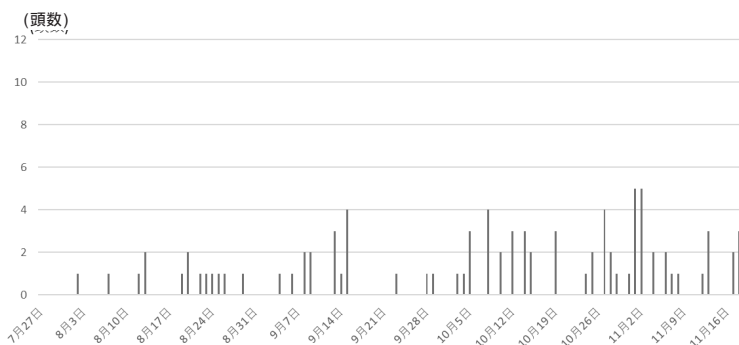


注：秋田県調査 (2019a) を用いて筆者作成

付図2 日別識別個体数 (2018年調査, 田沢地域)

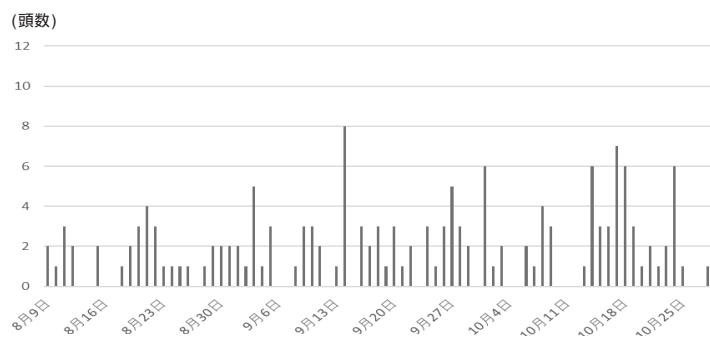
息数は 1,289 頭である。

標準的なベイズ空間明示型標識・再捕獲モデルではツキノワグマの行動について同質性等の強い前提を置いている。精度向上のためには、標高差を伴う季節的移動、景観の状態が移動距離に与える影響を考慮したモデル拡張をしなければならない。



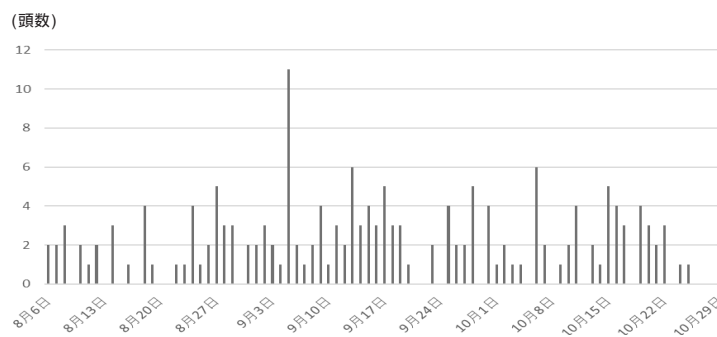
注：秋田県調査（2019a）を用いて筆者作成

付図 3 日別識別個体数（2018 年度調査）（湯沢地域）



注：秋田県調査（2020a）を用いて筆者作成

付図 4 日別識別個体数（2019 年度調査）（白神地域）



注：秋田県調査（2020a）を用いて筆者作成

付図 5 日別識別個体数（2019 年度調査）（鹿角地域）

付論：ベイズ空間標識・再捕獲法の定式化について

1. 伝統的手法との対比

伝統的標識・再捕獲法においては、罠にかかる率が同一である個体の同質性を想定したモデル M_0 、各個体の罠にかかりやすさが異なる異質性を想定したモデル M_h があった¹⁵。

異質性という観点からは、ツキノワグマ等の大型哺乳類を「捕獲」¹⁶する場合、トラップの配列が重要となる。通常の標識・再捕獲法では空間や個体の動きが明示されず、生息数 N は単に整数値のパラメータである¹⁷。ツキノワグマのように行動範囲の広い動物については、個々の行動範囲によりトラップで捕獲される可能性が異なるという異質性 (heterogeneity) の問題が発生する。このような事情から、空間の移動を考慮した空間標識・再捕獲法が提案されるに至っている¹⁸。

空間標識・再捕獲法は、Efford (2004) を嚆矢とし、Royle and Young (2008) により基本形が提示されている。Efford (2004) はモデル推定に際して最尤推定法を用いている。Royle et al. (2008) は、ベイズ統計学を用いて MCMC で推定している。これはデータ拡張 (data augmentation) を導入するもので、生息数推定を個体の活動拠点のデータを欠いた場合の欠損値 (missing data) 問題として取り扱うものである。データ拡張を導入するベイズ法は、ヘア・トラップ法でクマ生息密度を推定する Gardner et al. (2009)、カメラ・トラップ法でトラの生息密度を推定する Royle et al. (2009a), Royle et al. (2009b) 等の研究によって定式化された¹⁹。これらの手法は、Royle (2016) によるプレゼンテーションにより学会に紹介されている。さらに、Royle et al. (2013) は空間標識・再捕獲法の研究成果をとりまとめた教科書・研究書である。

日本においても空間標識・再捕獲法の使用方法について検討が重ねられてきた。(財) 自然環境研究センターを研究代表機関とする環境研究総合推進費による「クマ類の個体数推定法の開発に関する研究」(課題番号 S2-1-, 平成 21-23 年度) では、カメラ・トラップ等に関する手法や空間標識・再捕獲法の導入について検討が加えられており、その成果は HP に掲載されている²⁰。

15 Gardner et al. (2009a, p.1111).

16 ここでの「捕獲」(capture) とは「遭遇」(encounter) と同義である。

17 Royle et al. (2009b, p.3235).

18 個体の行動中心が異なることからトラップとの距離が異なるため、異質性が発生するために捕獲確率が異なるというモデル構造となっている。このことは個々の個体の行動半径は同一であるという暗黙の前提を置いていることになる。

19 ヘア・トラップ法では毛や血液で DNA を調べることで、カメラ・トラップ法では毛模様で個体識別を行う (Royle et al. (2014, pp.5-7).

20 「クマ類の個体数推定法の開発に関する研究」<http://www.bear-project.org/index.html>

同 HP では、実務家への手引書が掲載されている²¹。この手引書にも指摘があるが、空間標識・再捕獲法はフリーの統計ソフト R の専用パッケージを利用することで比較的容易に推定が可能となっている。

2. ベイズ空間標識・再捕獲法の概要

以下では、Gardner et al. (2009, pp.1107-1110), Royle et al. (2009a, pp.3235-3239), Royle et al. (2009b, pp.119-123) に依拠してモデル構成を説明する。

トラップは景観 (landscape) において配列されている。潜在的にトラップに遭遇するリスクにさらされる生息数を N とし、個体 ($i = 1, 2, \dots, N$) は独立の活動中心 (center of activity) s_i を持っており、その位置は $s_i = (s_{i1}, s_{i2})$ で示される。活動中心 s_i は状態空間である地域 S に亘って独立で一様分布していると想定する。

$$s_i \sim \text{Uniform} \dots\dots (1)$$

このような状態を同質的ポイント過程 (homogeneous point process) とする。

サンプリングは R 個のトラップで実施され、 x_j S について設置位置は $\{x_j = (x_{j1}, x_{j2}); j=1, 2, \dots, R\}$ である。設置位置の集合を X で示す。データは $\{t=1, 2, \dots, T\}$ のサンプリング機会に収集される。従って、データは各個体が捕獲されるかされないかの 2 項事象といずれのトラップに遭遇するかとの 2 つの情報で構成され、尤度は検出頻度を示す 2 項尤度と各トラップ間の捕捉分布を描写する多項尤度からなる。

各個体 i は活動中心 s_i を持ち、 R 個のトラップのいずれかに遭遇するか否かなので、 $R+1$ の相互に排反する事象が発生する。

個体の捕獲履歴の原票の事例は付論図 1 で示される。これは観察された 5 頭について 5 期間でトラップに遭遇した状況を示している。但し、トラップが複数の場合、いずれのトラップで捕獲されたかまで記されなければならない。

個体	期間				
	1	2	3	4	5
1	1	0	1	0	1
2	0	1	0	0	0
3	0	1	1	1	0
4	0	0	1	0	1
5	0	1	0	0	0
...	0	0	0	0	0
...	0	0	0	0	0
...	0	0	0	0	0
...	0	0	0	0	0
N	0	0	0	0	0

遭遇
遭遇せず
不明
N不明

各個体 i のトラップ遭遇履歴 h_i は、長さ T 、捕捉されない場合は 0、捕捉される場合はトラップ識別番号が記入されるベクトルである。例えば、 $T=5, R=10$ の場合、 $h_i = (0, 8, 9, 0, 8)$ といった具合に示される。これは個体 i は期間 1 と 4 で捕捉されず、期間 2 でトラップ 8、期間 3 でトラップ 9、期間 5 でトラップ 8 に捕捉されたことを示す。各個体 i は 1 期間に複数回トラップに

注：Royle (2016) を参照して作成
付論図 1 個体捕獲履歴データの例

21 クマ類の個体数推定法の開発に関する研究チーム (2012) 「クマ類の個体数を調べる ヘア・トラップ法とカメラトラップ法の手引き」(統合版)

遭遇しないと想定する。

ここで、 $h_{it}; t = 1, 2, \dots, T$ は、観察されない潜在変数である s_i と x_j に依存する捕捉確率 π_{ij} のカテゴリカルな確率変数の独立の観察値である²²。

π_{ij} は長さ $R + 1$ のベクトルであり、 $R + 1$ は捕獲されないことを意味する。つまり、1 回の捕獲期間の結果は、トラップ固有の $j = 1, 2, \dots, R + 1$ についての確率 π_{ij} を持つ多項試行である。 θ は諸パラメータである²³。

$$\Pr(h_{it} = j) = \pi_{ij} \dots\dots (2)$$

$$h_{it} | s_i, \theta \sim \text{Categorical}(\pi_i(s_i, \theta)) \dots\dots (3)$$

個体 i は s_i の周りを 2 項正規分布に従って動いている。位置 x_{it} は平均 s_i 、標準偏差 σ の正規分布に従う。

$$x_{it} \sim \text{Normal}(s_i, \sigma) \dots\dots (4)$$

個体 i がトラップへの遭遇リスクに晒される地域 χ をトラップが持つとすると、個体 i がリスクに晒される確率は $\kappa(\cdot)$ を 2 変量正規分布の確率密度関数とすると次式となる。

$$\phi_i = \int_{\chi} \kappa(x; s_i, \sigma^2) dx \dots\dots (5)$$

π_{ij} は、個々の遭遇頻度と捕獲を条件とするトラップ固有の捕獲確率の要因に分解される。

$$\pi_{ij} = \Pr(\text{トラップ } j \text{ に捕獲} | \text{個体 } i \text{ が捕獲}) \times \Pr(\text{個体 } i \text{ が捕獲}) \dots\dots (6)$$

$$\pi_{ij} = \gamma_{ij} p_i \dots\dots (7)$$

ここで γ_{ij} は条件付きトラップ捕獲率、 p_i は個々の捕獲可能性である。さらに次式が成立する。

$$p_i = \Pr(\text{個体 } i \text{ が捕獲} | \text{個体 } i \text{ が遭遇リスクに晒される}) \times \Pr(\text{個体 } i \text{ が遭遇リスクに晒される}) \dots\dots (8)$$

$$p_i = r \phi_i \dots\dots (9)$$

ここで各個体がトラップ j への遭遇リスクに晒される地域を χ_j とすると、次式が成立する。

$$\phi_{ij} = \int_{\chi_j} \kappa(x; s_i, \sigma^2) dx \dots\dots (10)$$

この式は次のように近似できる。

$$\phi_{ij} = \alpha \times \kappa(x_j; s_i, \sigma^2) \dots\dots (11)$$

ここで $\alpha = \text{area}(\chi_j)$ である。トラップへの遭遇リスクに晒される度合いが独立で相互に排反であれば危険に晒される度合いの総計は次式で示される。

$$\phi_i = \sum_j \phi_{ij} = \alpha \sum_j k_{ij} = \alpha E_i \dots\dots (12)$$

ここで $k_{ij} = \kappa(x; s_i, \sigma^2)$ 、 $E_i = \sum_{j=1}^R \kappa(x; s_i, \sigma^2)$ であり、 $\kappa(\cdot)$ は Kernel である。従って次式が成立する。

$$p_i = r \alpha E_i \dots\dots (13)$$

22 Royle et al. (2009b, pp.119-121).

23 データが 2 項選択表示の場合はポアソン分布を用いる。多項表示の場合のカテゴリカル分布との関連については Royle et al. (2014) 第 9 章に記されている。

ここで $0 \leq r \leq 1$ となるので確率が成立するためには、次式が成立する必要性がある。

$$\alpha \leq \frac{1}{E_{\max}} = \frac{1}{\max_{j=1}^R \kappa(x_j; s, \sigma^2)} \dots\dots (14)$$

従って次式が成立する。

$$p_i = p_0 \frac{E_i}{E_{\max}} \dots\dots (15)$$

ここで p_0 [0, 1] は最も遭遇リスクに晒された個体の捕獲率である。セルの確率 π_i に変換する。

$$\pi_{ij} = p_0 \frac{k_{ij}}{E_{\max}} \text{ for } j = 1, 2, \dots, R \dots\dots (16)$$

$$\pi_{iR+1} = 1 - p_0 \frac{E_i}{E_{\max}} \dots\dots (17)$$

ここからトラップに遭遇するリスクに晒される度合いはトラップと活動中心の距離の減少関数であると特定できる。個々の捕獲事象は各個体特有の捕獲確率 p_i のベルヌイ試行であると想定すると、T 個のサンプルについて集計すると、個々の捕獲数 n_i は確率 p_i の 2 項事象である。

ここで具体例を考える²⁴。各個体 i とトラップ j の距離を次式とする。

$$d_{ij} = x_j - s_i \dots\dots (18)$$

ここで \cdot は通常のユークリッド距離である。個体 i のトラップ j に遭遇するリスクは、 s_i を中心とする尺度パラメータ σ を持つ正規カーネルで示される。

$$k(x_j - s_i; \sigma) = \exp\left(-\frac{x_j - s_i}{\sigma^2}\right) \dots\dots (19)$$

個体 i のトラップに遭遇するリスクの総計は次式で示される。

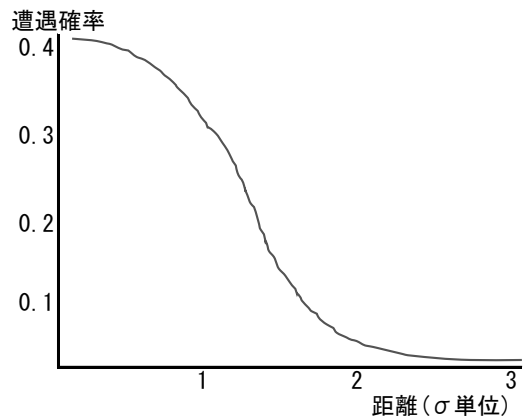
$$E_i = \sum_j k(x_j - s_i; \sigma) \dots\dots (20)$$

p_i が E_i の減少関数であるとして、次式を設定する。

$$p_i(p_0, \sigma) = p_0 \times \exp\left(-\frac{1}{E_i}\right) \dots\dots (21)$$

p_0 は無限の遭遇リスクに晒された個体のトラップ遭遇確率であり、 E_i のときに p_0 となる。 p_0 が定数の場合、各個体は遭遇確率において異質となる。個々の遭遇確率は p_0 と σ の関数である。ここで遭遇確率と距離の関係は付論図 2 に示される。

トラップ特定の条件付き捕獲率は、 $j = 1, 2,$



注：Efford (2004) を参照して作成

付論図 2 遭遇確率と距離の関係 (概念図)

24 Gardner et al. (2009, p.1108).

..., R について次式となる.

$$\gamma_{ij} = \frac{k(x_j - s_i; \sigma)}{E_i} \dots\dots (22)$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 1 \dots\dots (23)$$

条件なしの多項セル確率は $j = 1, 2, \dots, R$ について

$$\pi_{ij} = \gamma_{ij} p_i \dots\dots (24)$$

捕獲されない場合は次式である.

$$\pi_{i(R+1)} = 1 - p_i \dots\dots (25)$$

トラップの配置による有効な地域を p_0 と σ で表す. 全ての $s \in S$ についてサンプリング T のトラップに遭遇するリスクへの晒され度合いは, $1 - [1 - E(S)]^T$ なので, 有効なサンプリング地域は次式となる.

$$A_{\text{eff}} = \int_S 1 - [1 - E(S)]^T ds \dots\dots (26)$$

但し A_{eff} は S の漸近値で代用される.

この結果は空間標識・再捕獲法においては, 調査範囲は事前に設定されるのではなく, 事後的に決定されることを意味している. 空間標識・再捕獲法では, 行動中心の位置によって遭遇確率が異なるという異質性を考慮することで閉鎖空間の仮定に依存せず推定を行うことが可能となる²⁵.

個体の遭遇モデルは未知の変数の条件付きで特定化される. このような階層モデルの分析には, ベイズ統計学の定式化と MCMC を用いる. 活動中心 s_i は S について一様分布する事前分布を持つ. p_0 は $(0, 1)$ について一様事前分布, σ については $(0, 1)$ について一様事前分布, N については, M を任意に特定された上限とする $0 \sim M$ の整数について離散一様事前分布を想定する. 各個体 i は活動中心 s_i を持つことから, 活動中心の数を求めることは個体数 N を求めることになる. そのためには, 次式で示されるベイズ式が設定される²⁶.

$$\Pr(s_i | y_i) \propto \Pr(y_i | s_i) \Pr(s_i) \dots\dots (27)$$

この式は調査範囲に活動中心が分布しており, 活動中心が与えられると条件付き確率としてトラップ履歴が決定されること, 従ってトラップ履歴から活動中心の分布が推測できることを意味する.

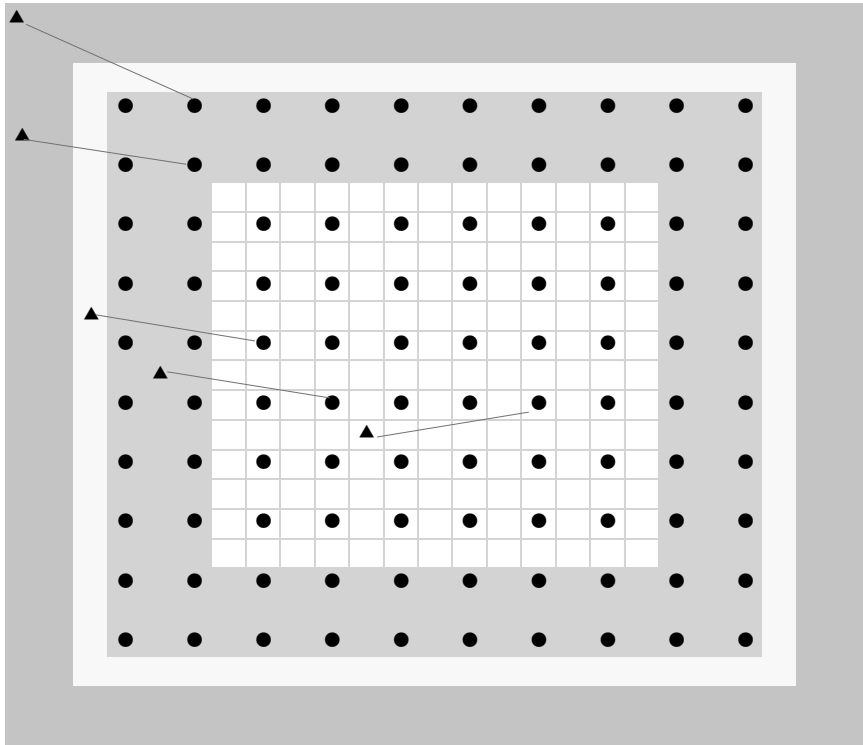
モデルに個体数 N を求めるためのベイズ法を適用するためにはデータ拡張 (data augmentation) が必要である. データ拡張は $(M - n)$ といった大きな数が全て 0 の遭遇履歴であるデータを加える. N の離散一様事前分布は次式のように 2 要素により階層的に示される.

$$N \sim \text{Bin}(M, \phi) \dots\dots (28)$$

ここで ϕ は $(0, 1)$ について一様の事前分布を持つ. この 2 段階事前分布は, ϕ を条件としない N

25 Gardner et al. (2009, pp.1113).

26 (27) 式は Royle (2016) に従った.



注 1 : Gardner et al. (2009), Royle et al. (2009a), Royle et al. (2009b) を参考にして作成

注 2 : 黒丸はトラップ、黒三角は行動中心、ゾーンの色分けは外縁部ほど遭遇確率が低下することを示す。

付論図 3 トラップの配列と行動中心の関係 (概念図)

の限界事前分布は $0 \sim M$ の整数の離散一様分布となることを意味する。この 2 段階事前分布は捕獲履歴の観点からの実行であり、モデルの核であり、個別共変量モデルとして言及されるもののバージョンである。

データ拡張のために、潜在変数 $z_i (i = 1, 2, \dots, M)$ を導入する。 z_i はパラメータ ϕ のベルヌイ試行である。

$$z \sim \text{Bernoulli}(\phi) \dots\dots (29)$$

これは N の 2 項事前分布 (28) の代替的かつ同値の表現である。 M を仮定の超生息数規模とすると、そのうち N がサンプリングに晒される部分集合である。

$z_i = 0$ であれば、個体 i はサンプリングに晒されない個体で追加データセットの 0 に相当する。
 $z_i = 1$ であれば、個体 i は N の一員である。パラメータ ϕ はサンプル包含確率であり、個体 i が N に含まれる確率を示すので、 $1 - \phi$ は超過 0 を示す。データ拡張では問題は N の推定から D の推定に転換される。 N と D は潜在変数から導出される。

$$N = \sum_i z_i \dots\dots (30)$$

生息密度 D は次式で示される。

BOX 1

トラップの位置(x, y)はn × 2の行列x、行動中心の位置(x, y)は(S_x, S_y)で示す。
i=1,2,...,M、j = 1,2, ..., Rについて、

$$\begin{aligned} \Pr(h_{it} = j) &= \pi_{ij} \\ h_{it}|s_i, \theta &\sim \text{Categorical}(\pi_i(s_i, \theta)) \\ \pi_{ij} &= \gamma_{ij} p_i \\ d_{ij} &= \|x_j - s_i\| \end{aligned}$$

但し、 $d_{ij}^2 = \|x[j, 1] - s_x[i]\|^2 + \|x[j, 2] - s_y[i]\|^2$

$$k(\|x_j - s_i\|; \sigma) = \exp\left(\frac{-\|x_j - s_i\|^2}{\sigma^2}\right)$$

$$\gamma_{ij} = \frac{k(\|x_j - s_i\|; \sigma)}{E_i}$$

$$E_i = \sum_j k(\|x_j - s_i\|; \sigma)$$

$$p_i = p_0 \times \exp\left(\frac{-1}{E_i}\right)$$

$$s_x[i] \sim \text{Uniform}(x_{\text{lower}}, x_{\text{upper}})$$

$$s_y[i] \sim \text{Uniform}(y_{\text{lower}}, y_{\text{upper}})$$

$$n_i \sim \text{Bin}(M, \psi)$$

$$z_i \sim \text{Bernoulli}(\psi)$$

$$\phi \sim \text{Uniform}(0, 1)$$

$$p_0 \sim \text{Uniform}(0, 1)$$

$$\sigma \sim \text{Uniform}(0, 20)$$

$$N = \sum_i z_i$$

資料 : Gardner et al. (2009) 等を参考に筆者作成

$$D = \frac{N}{S} \dots\dots (31)$$

有効地域が事後的に求められるパラメータである²⁷。生息密度を求める際にはこのことが考慮されなければならない。

以上から、手順を一括して取りまとめたのが Box1 である。ここでは、事前分布はσ, p₀, φ について設定され、これらを用いて事後的に N, A_{eff}, D (density) が求められる。また h_{it} についてはデータ拡張による仮想の生息数も考慮した上での分布であることから、z_i で示される仮想の

27 Gardner et al. (2009, pp.1113).

存在の有無を各パラメータに乗じてベイズ推定を行うことになる。この結果、整合性の図れた各個体の行動中心が求められることとなり、個体数と生息密度が推定される。トラップの位置と活動中心の位置の関係と遭遇確率は付論図3に示される。付論図3は推定結果の妥当性を示すためにも重要である。

3. 注意事項

空間標識・再捕獲法は活動中心の一様分布、活動範囲の同一性、発見確率と距離との関連等、推定が制約的前提条件を満たしていることが前提となっている。しかし前提が満たされていない場合はモデルの拡張が必要となる。Royle et al. (2013) は、状態空間における活動中心の分布状況や景観連結性 (landscape connectivity) 等により、動物の行動が異質であるポイント過程や経路が直線的でない場合のモデルを提示している。このことは、ツキノワグマのように雌雄で行動範囲が異なる場合、標高差を伴う季節性移動を行う場合等には、モデルを拡張しなければならないことを示唆する。

{本論及び付論参考文献}

- Borchers, D. and M.Efford (2008) "Spatially Explicit Maximum Likelihood Methods for Capture-Recapture Studies" *Biometrics*, vol.64, No.2, pp.377-385
- Efford, M. (2004) "Density estimation in live-trapping studies" *Oikos*, vol.106, No.3, pp.598-610
- Gardner, B., J. Royle and M. Wegan (2009) "Hierarchical models for estimating density from DNA mark-recapture studies" *Ecology*, Vol.90, Issue4, pp.1106-1115
- Royle, J. (2016) "Spatial Capture Recapture Modeling" presented in "Machine and Statistical Learning for Conservation, Poverty, Energy, and Climate" 2016, July7, CompSust-2016, 4th International Conference on Computational Sustainability, July 6-8, 2016, 120 Clark Hall, Cornell University, Ithaca, NY
- Royle, J., and K. Young (2008) "A Hierarchical Model for Spatial Capture-Recapture Data" *Ecology*, Vol89, Issue8, pp.2281-2289
- Royle, J., K. Karanth, A. M. Gopaldaswamy and N. S. Kumar (2009a) "Bayesian inference in camera trapping studies for a class of spatial capture-recapture models" *Ecology*, Vol.90, Issue11, pp.3233-3244
- Royle, J., J. Nichols, K. Karanth and A. Gopaldaswamy (2009b) "A hierarchical model for estimating density in camera trap studies" *Journal of Applied Ecology*, Vol.46, Issue1, pp.118-127
- Royle, A., R. Chandler, R. Sollmann, B. Gardner (2014) "Spatial Capture-Recapture" Academic Press
- 青井俊樹 (2018) 「捕るだけでクマ被害は減るのか～その行動特性から見た集落ぐるみの対策の必要性～」
『日本熊ネットワーク公開シンポジウム 2018 in 秋田プログラム発表要旨』
- 秋田県 (1983) 『秋田のツキノワグマ』
- 秋田県 (2017) 「ツキノワグマ推定生息区域の見直し (案) について」
- 秋田県 (2018) 「平成 29 年度ツキノワグマ新モニタリング調査業務委託報告書」
- 秋田県 (2019a) 「平成 30 年度ツキノワグマ新モニタリング調査業務委託報告書」
- 秋田県 (2019b) 「ツキノワグマの推定生息数について」自然保護課 2 月 22 日秋田県議会福祉環境委員会提出資料
- 秋田県 (2020a) 「令和元年度ツキノワグマ新モニタリング調査業務委託報告書」秋田県生活環境部自然保護課委託

- 秋田県 (2020b) 「ツキノワグマの推定生息数について」
- 泉山茂之, 白石俊明, 望月敬史 (2009) 「北アルプスに生息するツキノワグマ (*Ursus thibetanus*) の季節的環境利用」信州大学農学部 AFC 報告 (信州大学農学部附属アルプス圏フィールド科学教育研究センター報告), pp.55-62.
- 高山千尋 (2017) 「ツキノワグマが人里周辺を利用する要因を探る」生物の科学・遺伝, No.6, pp.558-564
- 富山県 (2015) 「平成 26 年度富山県ツキノワグマ生息状況調査業務委託報告書」
- 富山県 (2016) 「平成 27 年度富山県ツキノワグマ生息状況調査業務委託報告書」
- 兵庫県 (2019) 「兵庫県におけるツキノワグマ推定個体数について (2019 年度)」近畿北部・東中国ツキノワグマ広域保護管理協議会第 2 回総会資料
- 前橋尚弥, 松下通也, 星崎和彦 (2015) 「ベイズ推定法を用いたツキノワグマ分布拡大地域における個体数推定」秋田県立大学ウェブジャーナル B, Vol.2, pp.187-191
- 前橋尚弥, 松下通也, 星崎和彦 (2016) 「空間明示型捕獲再捕獲法によるツキノワグマの個体数推定」平成 27 年度森林・林業技術支援発表会, 東北森林管理局
- 松田裕之, 堀野真一 (2011) 「個体群モデルによるモニタリング手法及び生息数推定法の確立に関する研究」『クマ類の個体数推定法の開発に関する研究』自然環境研究センター
- 山内貴義, 鞍懸重和, 深澤圭太, 諸澤崇裕, 米田政明 (2013) 「ヘア・トラップ法を用いた北上高地南部に生息するツキノワグマ地域個体群の生息数推定」霊長類研究 supplement, p.93
- 山上俊彦 (2014) 「階層ベイズ法によるクマ類生息個体数推定に就いての検討」現代と文化 No.130, pp.15-44
- 山上俊彦 (2019) 「「階層ベイズ法」によるツキノワグマ生息数推定の批判的検討 - 状態空間モデルとの関連からの再考 - 」経済論集, No.58, pp.131-158
- 米田正明 (2001) 「ツキノワグマの地域個体群区分と保全管理 - 生息環境と必要な面積 - 」ランドスケープ研究, vol.64, No.4, pp.314-317