

# 774 Prognosemodell for bestanden av gaupe i Norge

NINA Rapport

Erlend B. Nilsen  
Henrik Brøseth  
John Odden  
Henrik Andrén  
John D.C. Linnell



## **NINAs publikasjoner**

### **NINA Rapport**

Dette er en elektronisk serie fra 2005 som erstatter de tidligere seriene NINA Fagrapport, NINA Oppdragsmelding og NINA Project Report. Normalt er dette NINAs rapportering til oppdragsgiver etter gjennomført forsknings-, overvåkings- eller utredningsarbeid. I tillegg vil serien favne mye av instituttets øvrige rapportering, for eksempel fra seminarer og konferanser, resultater av eget forsknings- og utredningsarbeid og litteraturstudier. NINA Rapport kan også utgis på annet språk når det er hensiktsmessig.

### **NINA Temahefte**

Som navnet angir behandler temaheftene spesielle emner. Heftene utarbeides etter behov og serien favner svært vidt; fra systematiske bestemmelsesnøkler til informasjon om viktige problemstillinger i samfunnet. NINA Temahefte gis vanligvis en populærvitenskapelig form med mer vekt på illustrasjoner enn NINA Rapport.

### **NINA Fakta**

Faktaarkene har som mål å gjøre NINAs forskningsresultater raskt og enkelt tilgjengelig for et større publikum. De sendes til presse, ideelle organisasjoner, naturforvaltningen på ulike nivå, politikere og andre spesielt interesserte. Faktaarkene gir en kort framstilling av noen av våre viktigste forskningstema.

### **Annen publisering**

I tillegg til rapporteringen i NINAs egne serier publiserer instituttets ansatte en stor del av sine vitenskapelige resultater i internasjonale journaler, populærfaglige bøker og tidsskrifter.

# Prognosemodell for bestanden av gaupe i Norge

Erlend B. Nilsen  
Henrik Brøseth  
John Odden  
Henrik Andrén  
John D.C. Linnell



Nilsen, E.B., Brøseth, H., Odden, J., Andrén, H. & Linnell, J.D.C.  
2011. Prognosemodell for bestanden av gaupe i Norge. - NINA  
Rapport 774. 26 s.

Trondheim, november 2011

ISSN: 1504-3312

ISBN: 978-82-426-2369-0

RETTIGHETSHAVER

© Norsk institutt for naturforskning

Publikasjonen kan siteres fritt med kildeangivelse

TILGJENGELIGHET

Åpen

PUBLISERINGSTYPE

Digitalt dokument (pdf)

REDAKSJON

Henrik Brøseth

KVALITETSSIKRET AV

Morten Kjørstad

ANSVARLIG SIGNATUR

Forskningssjef Inga E. Bruteig (sign.)

FORSIDEBILDE

J.D.C. Linnell (bildet er tatt i Namsskogan Familiepark)

NØKKEWORD

- Norge
- Gaupe
- Overvåking

KEY WORDS

- Norway
- Eurasian lynx
- Monitoring

#### KONTAKTOPPLYSNINGER

##### **NINA hovedkontor**

Postboks 5685 Sluppen  
7485 Trondheim  
Telefon: 73 80 14 00  
Telefaks: 73 80 14 01

##### **NINA Oslo**

Gaustadalléen 21  
0349 Oslo  
Telefon: 73 80 14 00  
Telefaks: 22 60 04 24

##### **NINA Tromsø**

Framsenteret  
9296 Tromsø  
Telefon: 77 75 04 00  
Telefaks: 77 75 04 01

##### **NINA Lillehammer**

Fakkeltgården  
2624 Lillehammer  
Telefon: 73 80 14 00  
Telefaks: 61 22 22 15

[www.nina.no](http://www.nina.no)

## Sammendrag

Nilsen, E.B., Brøseth, H., Odden, J., Andrén, H. & Linnell, J.D.C. 2011. Prognosemodell for bestanden av gaupe i Norge. – NINA Rapport 774. 26 s.

Stortinget har vedtatt bestandsmål for antall familiegrupper av gaupe i Norge, både på nasjonalt og regionalt nivå. Målsetningen er at bestanden(e) til enhver tid skal være på bestandsmålet i alle rovviltregioner med målsetting om yngling av gaupe, og for landet som helhet. Så lenge en rovviltregion holder seg på eller over bestandsmålet er det den regionale rovvilt-nemnda som fastsetter kvoten for gaupejakta i regionen. En av utfordringene med å stabilisere utviklingen i gaupebestanden har vært at man er nødt til å ta utgangspunkt i fjorårets familie-gruppetellinger når årets kvoter skal fastsettes, fordi man ikke har hatt noe rammeverk for å innarbeide effekten av uttaket under den påfølgende jakta. Tidsforsinkelsen skyldes at årets tellinger av antall familiegrupper ikke er ferdig før jakta begynner. Dette har blitt utpekt som en av de større utfordringene med å nå bestandsmålene i forvaltningen av gaupe i Norge. I denne rapporten introduserer vi et formalisert og robust prognoseverktøy som skal hjelpe beslutnings-takere å forutsi bestandsstørrelsen av gaupe ett år fram i tid.

Prognosemodellen tar utgangspunkt i en type hierarkiske modeller som kalles state-space-modeller. Modellen baserer seg på tidsserien med tellinger av familiegrupper og uttak av gaupe bakover i tid for å beregne en prognose framover i tid. For å analysere modellen og estimere parametere benyttet vi en Bayesiansk tilnærming hvor vi estimerte parameterne av interesse ved hjelp av Markov-Chain Monte Carlo-simuleringer.

Basert på prognosene kan man forvente en fortsatt nedgang i antall familiegrupper på lands-basis fra 2011 til 2012, fra 74 familiegrupper i 2011 til ca 67 (55-79) familiegrupper før jakt i 2012. Videre blir det estimert at det er ca 42 % sannsynlighet for at man i 2012 vil være under bestandsmålet som Stortinget har vedtatt på 65 familiegrupper av gaupe i Norge.

De regionale prognosene tyder på at alle regioner, så nær som region 7 (Nordland), vil ligge omkring eller like over bestandsmålet før jakta i 2012. Når det gjelder region 7 så angir modellen at det er stor sannsynlighet for at man her vil ligge godt under målet på 10 familiegrupper før jakta i 2012. I denne sammenhengen må det påpekes at region 7 er en av de regionene hvor det er størst usikkerhet i prognosetallet, noe som skyldes at det til dels har vært store til-feldige svingninger i antallet registrerte familiegrupper.

Vi illustrerer i denne rapporten også hvordan en slik modell kan brukes på ulike måter til å gi råd i forhold til uttak av gauper under jakta. Dette vil være til hjelp for forvaltningsapparatet når jaktkvoter for gaupejakta skal fastsettes før bestandstellingene foreligger.

Vi anbefaler at prognosene fra denne modellen i framtida inngår som en standard del av de årlige rapportene på antall familiegrupper fra det nasjonale overvåkingsprogrammet for rovvilt. Disse rapportene utgis omkring medio mai hvert år, og kommer således på et tidspunkt da in-formasjonen som trengs for å kjøre modellen er tilgjengelig. I tillegg anbefaler vi at det initieres et arbeid for å framskaffe forhåndsinformasjon (priorer) på omregningsfaktorer som kan brukes i modellen for å gjøre prognosene enda sikrere i framtida. Vår erfaring med modellen viser at det vil gjøre den enda mer robust og trolig føre til mer presise estimater.

Erlend B. Nilsen, Henrik Brøseth, John Odden & John D.C. Linnell, Norsk institutt for natur-forskning. Postboks 5685 Sluppen, 7485 Trondheim (E-post: [john.linnell@nina.no](mailto:john.linnell@nina.no)). Henrik Andrén, Grimsö forskningsstation, Inst. för ekologi, SLU, 730 91 Riddarhyttan.

## Abstract

Nilsen, E.B., Brøseth, H., Odden, J., Andrén, H. & Linnell, J.D.C. 2011. Prognosis model for the development of the Norwegian lynx population. – NINA Report 774. 26 pp.

The Norwegian parliament has decided on specific regional population goals for the number of lynx family groups (annual reproductions). In theory the goal is that all regions with population goals, and the country as a whole, should be at the level of the population goal. As long as the population is at, or above, its goal the responsibility for setting annual hunting quotas lies with the regional management committee. One of the challenges to achieving stability in the lynx population is that it is necessary to base the annual hunting quota on the previous year's population estimate. The time lag is due to the fact that the population survey depends on snow which is usually not present before the quotas need to be set. This has been identified as one of the key challenges in Norwegian lynx management. In this report we introduce a formal and robust prognosis tool to help decision makers predict the lynx population size one year ahead.

The prognosis model is based on a hierarchical state-space model. The model is based on the existing time series (from 1996 to 2011) of annual family group counts and observed harvest of lynx, and makes use of past relationships between these two factors to predict forward in time. We used a Bayesian approach with Markov-Chain Monte Carlo simulations. We applied the model at both a national and regional level.

The prognosis predicts that the population will have continued declining from 2011 to 2012. Based on the model we predict a decrease of around 10% from 74 family groups last year to 67 (CI 55-79) before hunting starts in 2012. This implies that we predict that the Norwegian population will lie very close to the national goal of 65 family groups which parliament has set for Norway.

The regional prognosis models indicate that all regions, with the exception of region 7 (Nordland county) will lie around, or above their regional goals. For region 7 there is a high probability that this region will lie below their goal of 10 family groups. However, it is important to point out that region 7 is the region of Norway where the prognosis shows the greatest uncertainties.

We also illustrate how the model can be used to predict which removal of lynx in the 2012 hunting season will ensure a stable population for 2013. This can help decision makers in their efforts to set quotas in 2012 before the year's population estimates area available.

We recommend that the prognoses from this model should be included as a standard component of the annual monitoring reports presented by the National Large Predator Monitoring Programme which are routinely produced at a time of year when all the necessary data to run the model are available. In addition, we recommend that an effort is made to produce better estimates of some of the model parameters ("priors") that will make the predictions more robust in the future.

Erlend B. Nilsen, Henrik Brøseth, John Odden & John D.C. Linnell, Norwegian Institute for Nature Research, Box 5685 Sluppen, NO-7485 Trondheim, Norway (E-post: [john.linnell@nina.no](mailto:john.linnell@nina.no)). Henrik Andrén, Grimsö Wildlife Research Station, Department of Ecology, Swedish University of Agricultural Sciences, SE-730 91 Riddarhyttan, Sweden.

# Innhold

<b>Sammendrag .....</b>	<b>3</b>
<b>Abstract .....</b>	<b>4</b>
<b>Innhold .....</b>	<b>5</b>
<b>Forord .....</b>	<b>6</b>
<b>1 Innledning.....</b>	<b>7</b>
<b>2 Metoder .....</b>	<b>8</b>
2.1 Populasjonsmodellen .....	8
2.1.1 Generell modellstruktur.....	8
2.1.2 Stokastisk multiplikasjonsrate.....	9
2.1.3 Fra tellinger av familiegrupper til individer i bestanden .....	9
2.1.4 Usikkerhet i tellingene.....	10
2.1.5 Bayesiansk analyse av modellen .....	10
2.2 Modellprognoser under ulike forutsetninger.....	10
2.2.1 Modellere hele bestanden eller kun voksne hunndyr?.....	10
2.2.2 Inkorporering av forhåndskunnskap: "Priorer" .....	11
2.2.3 Prognoser under ulike forutsetninger .....	12
<b>3 Resultat og diskusjon .....</b>	<b>14</b>
3.1 Prognose for antall familiegrupper i Norge i 2012.....	14
3.2 Regionale prognoser for antall familiegrupper i 2012 .....	15
3.3 Andre anvendelser av modellen – effekten av ulike jaktuttak.....	15
3.3.1 Høstingsnivåer når man ligger rundt bestandsmålet.....	15
3.3.2 Prognoser to år fram i tid .....	17
3.4 Anbefaling.....	20
<b>4 Referanser .....</b>	<b>21</b>
<b>Vedlegg.....</b>	<b>23</b>

## Forord

Høsting av store rovdyr kan være kontroversielt, og en av utfordringene med gaupe har vært at forvaltningen er nødt til å ta utgangspunkt i fjorårets familiegruppetellinger når kvoten for den årlige jakta skal fastsettes. Fagrådet for Nasjonalt overvåkingsprogram for rovvilt anbefalte derfor i februar 2011 at det burde utarbeides et verktøy som skal hjelpe beslutningstakere å forutsi bestandsstørrelsen av gaupe et år fram i tid. Samtidig har forskningsprosjektet Scandlynx (<http://scandlynx.nina.no/>) hatt i oppdrag fra nasjonal og regional forvaltning å utvikle enkle verktøy for å beregne uttak av gauper som gir en stabil utvikling av gaupebestanden framover i tid. I denne rapporten introduserer vi en første versjon av et formalisert og robust prognoseverktøy som er ment å hjelpe beslutningstakere å forutsi bestandsstørrelsen av gaupe et år fram i tid.

Scandlynx er et forskningsprosjekt på gaupe i regi av Norsk institutt for naturforskning (NINA) og Grimsö forskningsstasjon, Sveriges lantbruksuniversitet (SLU). Prosjektet har de siste 17 årene samlet inn økologiske data på gaupe i en rekke ulike områder i Skandinavia. Scandlynx i Norge har vært støttet av Norges forskningsråd, Direktoratet for naturforvaltning, Reindriftens utviklingsfond, Fylkesmannen i Oslo og Akershus, Fylkesmannen i Østfold, Fylkesmannen i Buskerud, Fylkesmannen i Telemark, Fylkesmannen i Troms, Fylkesmannen i Finnmark, Fylkesmannen i Oppland, Rovviltnemnda i rovviltregion 2, region 3, region 4 og region 8.

Arbeidet med å utvikle denne prognosemodellen hadde ikke latt seg gjennomføre uten et stort støtteapparat som har bidratt med gaupedata inn i det nasjonale overvåkingsprogrammet for rovvilt, som danner grunnlaget for den 16 år lange dataserien som nå finnes på gaupe i Norge. Mye av disse registreringene er gjort av lokale folk på frivillig basis, samt at en lang rekke ulike organisasjoner og lag har bidratt i arbeidet med registrering av familiegrupper av gaupe hver vinter. Fylkesmenn, Statens naturoppsyn (SNO) og lokale rovviltkontakter rundt om i landet har opp gjennom årene stått for alt arbeidet med å kvalitetssikre disse registreringene i felt. Vi vil her benytte sjansen til å takke alle de som har bidratt til bestandsovervåkingen av gaupe.

Trondheim, 30. november 2011

John Linnell  
Prosjektleder Scandlynx (Norge)



# 1 Innledning

Kvotejakt på gaupe i Norge har vært gjennomført siden 1994 (Linnell et al. 2010), med årlige kvoter som har variert fra 47 til 175 dyr. Fra 1996 har det også vært gjennomført landsdekkende tellinger av antall familiegrupper (hunndyr i følge med unge(r)) før jakta, som har dannet grunnlaget for bestandsestimatene for gaupe (Linnell et al. 2007). I dette tidsrommet har den estimerte størrelsen på den norske gaupebestanden variert fra 259 til 543 dyr før jakt (Brøseth & Tovmo 2011).

I dag forvaltes den norske gaupebestanden med utgangspunkt i de 8 forvaltningsregionene som ble vedtatt i den siste Stortingsmeldingen (St.meld. nr. 15 (2003-2004)) "Rovvilt i norsk natur", Innst. S.nr. 174): Region 1 – som omfatter Sogn og Fjordane, Hordaland, Rogaland og Vest-Agder, Region 2 – som omfatter Aust-Agder, Telemark, Buskerud og Vestfold, Region 3 – som omfatter Oppland, Region 4 – som omfatter Østfold, Oslo og Akershus, Region 5 – som omfatter Hedmark, Region 6 – som omfatter Møre og Romsdal, Sør-Trøndelag og Nord-Trøndelag, Region 7 – som omfatter Nordland, og Region 8 – som omfatter Troms og Finnmark. Både for landet som helhet og for den enkelte rovviltregion (unntatt Region 1) ble det i forbindelse med behandlingen i Stortinget vedtatt spesifikke bestandsmål for antall familiegrupper av gaupe. I teorien er derfor målsetningen at bestanden(e) til enhver tid skal være på bestandsmålet i alle regioner og således landet som helhet. Så lenge 3-års snittet på antall familiegrupper for en rovviltregion holder seg på eller over bestandsmålsettingen, så er det den regionale rovviltneimnda som fastsetter kvotene for gaupejakta i regionen.

En av utfordringene med å stabilisere utviklingen i gaupebestanden har vært at man er nødt til å ta utgangspunkt i fjorårets familiegruppetellinger når årets kvoter skal fastsettes. Tidsforsinkelsen skyldes at mange observasjoner av familiegrupper (observasjoner av spor og skutte unger) faktisk kommer inn underveis i kvotejakta. Det har så langt ikke eksistert noe formelt rammeverk for å ta hensyn til den siste års gaupejakt, og slik sett blir man lett hengende på etterskudd. Det er velkjent fra den økologiske teorien at slike tidsforsinkelser kan føre til en ustabil bestandsdynamikk (se f.eks. Fryxell et al. 2010). Det har derfor lenge vært klart at dette er en av de større utfordringene når det gjelder å stabilisere bestandssituasjonen for gaupe i Norge (se f.eks. Nilsen et al. in press). Prosessene rundt den årlige fastsettelsen av kvoter har vist seg å være kontroversielle, og mange avgjørelser har blitt anket oppover i forvaltningssystemet. Usikkerheter knyttet til størrelsen på gaupebestanden på det tidspunktet kvoten blir satt har ofte blitt framhevet som en utfordring. I denne rapporten ønsker vi å introdusere et formalisert og robust verktøy som skal hjelpe beslutningstakere å forutsi bestandsstørrelsen av gaupe et år fram i tid.

Prognosemodellen vi beskriver her er i store trekk helt lik den modellen som har blitt benyttet til å gi prognoser for den svenske gaupebestanden (Andrén et al. 2011). Siden det i Norge opereres med egne kvoter for voksne hunndyr har vi imidlertid valgt å legge vekt på en modell hvor kun dette segmentet av bestanden modelleres direkte. Modellering av kun hunndyrsegmentet i bestanden har vært vanlig i lang tid innenfor bestandsøkologien (se f.eks. Caswell 2001), og er direkte relatert til dagens overvåking av familiegrupper i Skandinavia.

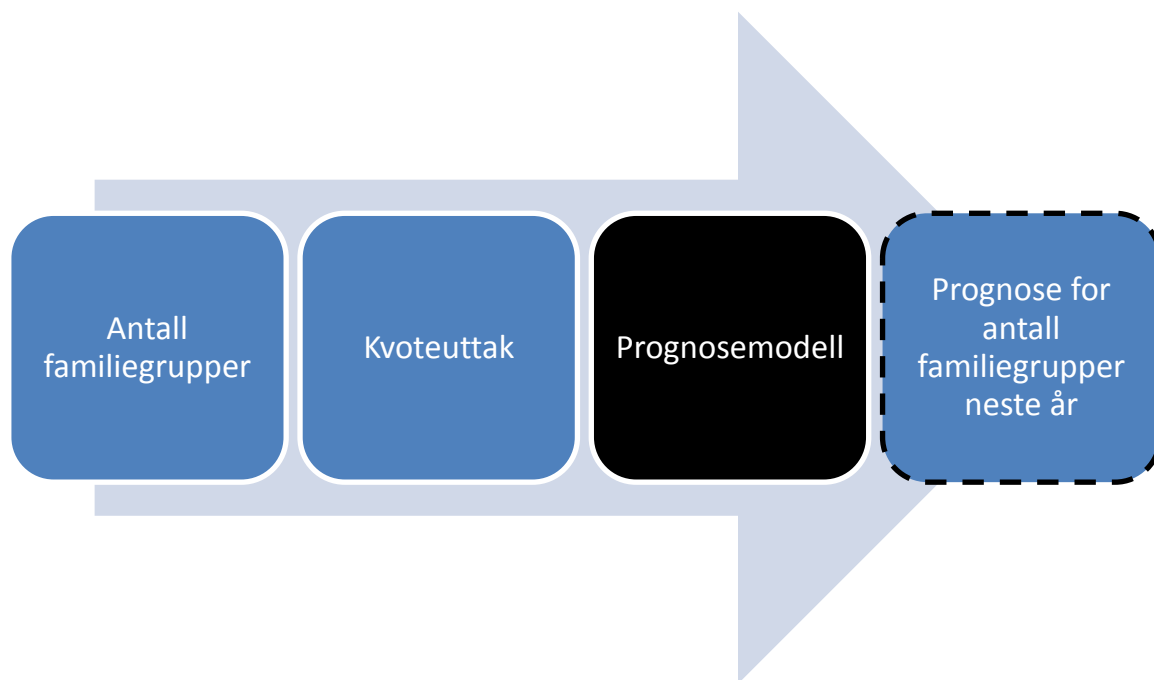
I denne rapporten vil vi beskrive modellen og vise hvordan den kan benyttes til å gi prognoser fram i tid basert på de tilgjengelige data. Først beskriver vi hvordan denne modellen kan benyttes til å gi årlige prognoser (med en gitt usikkerhet) for antall familiegrupper på nasjonalt og regionalt nivå før jakta. I tillegg viser vi hvordan modellen kan benyttes til å estimere hvilken effekt ulike jaktuttak vil ha på bestanden, før jakt den påfølgende vinteren. På den måten kan man ta hensyn til både usikkerheten i prognosen og variasjoner i gaupas bestandstilvekst.

## 2 Metoder

Modellen vi beskriver her er i all hovedsak den samme modellen som har blitt benyttet til å gi prognoser for den svenske gaupebestanden (Andrén et al. 2011). Vi har likevel valgt å gi en relativt fylldig beskrivelse av modellen slik at den er enkelt tilgjengelig også i Norge. En beskrivelse av grunnstrukturen i modellen benyttet her finner man også i Kéry og Schaub (2011).

### 2.1 Populasjonsmodellen

Nedenfor forklarer vi i mer tekniske termer hvordan man kan benytte tidligere års data på antall familiegrupper, sammen med avgangen av gauper i kvotejakta, til å beregne en prognose for hvor stor bestanden vil være før jakt påfølgende år. Svært forenklet kan man illustrere dette slik:



#### 2.1.1 Generell modellstruktur

For å predikere størrelsen på gaupebestanden ett år fram i tid benyttet vi "state-space-modeller" (Buckland et al. 2004, De Valpine & Hastings 2002). State-space-modeller er hierarkiske modeller (Kéry & Schaub 2011) som bryter ned en observert tidsserie i en observasjonsprosess og en prosess som beskriver det biologiske systemet (her gaupebestanden utsatt for jakt).

For å beskrive den biologiske prosessen kan man benytte ulike modeller med ulik grad av kompleksitet. Endringen over tid kan beskrives som en Markov-prosess, siden populasjonsstørrelsen i år  $t+1$  ( $N_{t+1}$ ) er avhengig av populasjonsstørrelsen i år  $t$  ( $N_t$ ). Den enkleste måten å beskrive et slikt system på er:

$$N_{t+1} = N_t * \lambda_t \quad (1),$$

– hvor  $\lambda_t$  representerer bestandens vekstrate (multiplikasjonsrate). I vårt tilfelle vil vi imidlertid være interessert i hvordan kvotejakten på gaupe påvirker neste års bestandsstørrelse. Jakta finner sted rett etter at bestanden har blitt talt opp (i realiteten foregår tellingene også under

første del av jakta), og reproduksjon (bestandsvekst) skjer på våren. En enkel modell hvor effekten av jakt ( $h_t$ ) er inkludert er (Andrén et al. 2011):

$$N_{t+1} = [N_t - h_t] * \lambda_t \quad (2)$$

Effekten av jakta i denne modellen er ganske enkelt å redusere bestandsstørrelsen i etterkant av tellingene, før den igjen multipliseres med  $\lambda_t$  og danner grunnlag for neste års bestandsstørrelse. Slike modeller har blitt benyttet i lang tid, både i simuleringsøvelser og i tilfeller hvor man har ønsket å estimere parameterne (Andrén et al. 2011, Aanes et al. 2002).

### 2.1.2 Stokastisk multiplikasjonsrate

I alle populasjoner av ville dyr vil vekstraten variere mellom år, som følge av demografisk og miljømessig stokastisitet (Engen et al. 1998). Hos gaupe kan dette blant annet skyldes variasjoner i bestandsstrukturen siden det er en lavere andel av de yngste hunndyrene som føder avkom hvert år (Nilsen et al. 2010), samt variasjon i den årlige overlevelsen knyttet til andre årsaker enn jakt (Andrén et al. 2006). I den typen state-space modeller vi har benyttet her vil vi ta hensyn til dette ved å anta at bestandens vekstrate  $\lambda_t$  er en realisering av en normalfordelt prosess med gjennomsnitt  $\bar{\lambda}$  og varians  $\sigma_\lambda^2$  (Kéry & Schaub 2011):

$$\lambda_t = \bar{\lambda} + \mu_t \quad (3)$$

$$\mu_t \sim N(0, \sigma_\lambda^2) \quad (4)$$

-  $\mu_t$  beskriver hvor mye vekstraten i år  $t$  avviker fra gjennomsnittlig vekstrate  $\bar{\lambda}$ , og størrelsen på  $\sigma_\lambda^2$  vil gi et mål på hvor mye bestandens vekstrate  $\lambda_t$  varierer fra år til år.

### 2.1.3 Fra tellinger av familiegrupper til individer i bestanden

En utfordring med å modellere gaupebestanden er at tidsserien som danner grunnlaget for modelleringen er basert på tellinger av antall familiegrupper (Brøseth & Tovmo 2011, Linnell et al. 2007). Dette betyr at uansett hvor nøyaktige disse registreringene skulle være, så vil kun en viss andel av bestanden observeres hvert år (familiegruppene). I den årlige rapporteringen har man benyttet en byttedyrrelatert korreksjonsfaktor for å beregne størrelsen på den totale gaupebestanden basert på det observerte antallet familiegrupper (Andrén et al. 2002). En mulighet, som ble benyttet i tilsvarende analyser i Sverige (Andrén et al. 2011), er å benytte disse multiplikasjonsfaktorene til å beregne den total gaupebestanden basert på familiegruppetellingene (vi diskuterer dette i seinere avsnitt), og deretter benytte likning 2 til å estimere bestandsstørrelsene ett år fram i tid samt de øvrige parametrene i likningene. Dette kan gjøres ved at man skriver:

$$N_t = \frac{FG_t}{\beta} \quad (5),$$

- hvor  $FG_t$  er det estimerte antallet familiegrupper i år  $t$ , og  $\beta$  er den inverse omregningsfaktoren (1/omregningsfaktoren). Matematisk er dette selvsagt det samme som å multiplisere direkte med omregningsfaktoren, men av modelltekniske grunner er det å foretrekke å dividere med den inverse. Teoretisk kan da  $\beta$  variere i området  $0 < \beta < 1$ : dersom familiegruppene utgjør en veldig liten andel av bestanden vil  $\beta$  være nært 0, og dersom disse utgjør en stor del av bestanden vil  $\beta$  være nærmere 1. Hvordan  $\beta$  tolkes vil imidlertid være avhengig av om man ønsker å modellere hele bestanden eller kun hunndyrsegmentet (se kapittel 2.2.1).

## 2.1.4 Usikkerhet i tellingene

For å ta hensyn til usikkerheten i tellingene (Nilsen et al. in press) introduserer vi et nytt sett med likninger for å linke det observerte antallet familiegrupper i dataserien med den "sanne" (men ukjente) biologiske modellen (se f.eks. Buckland et al. 2004, De Valpine & Hastings 2002). Først må vi tilbakeregne den estimerte bestandsstørrelsen  $N_t$  til estimert antall familiegrupper. Dette gjør vi ved å "reversere" likning 5:

$$FG_t = N_t * \beta \quad (6)$$

- merk at  $FG_t$  representerer det estimerte antallet familiegrupper i år  $t$  basert på modellen, ikke antallet i tidsserien. For å relatere det estimerte antallet familiegrupper til det observerte antallet i år  $t$  ( $Y_t$ ) antar vi at det hvert år er en viss usikkerhet i det observerte antallet familiegrupper. Vi antar også at denne tellefeilen kan beskrives med en normalfordeling med gjennomsnitt 0 og varians lik  $\sigma_c^2$  (Kéry & Schaub 2011). Denne variansen er observasjonsfeilen eller observasjonsusikkerheten:

$$Y_t = FG_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_c^2) \quad (8)$$

- hvor  $Y_t$  er det observerte antallet familiegrupper i år  $t$ , og  $\varepsilon_t$  er usikkerheten i det observerte antallet familiegrupper. Merk at dette medfører en antagelse om at usikkerheten i tellingene kan føre til både over- og underestimering av det "sanne" antallet, og at det derfor ikke er en systematisk under- eller overestimering av bestandsstatusen.

## 2.1.5 Bayesiansk analyse av modellen

For å analysere modellen beskrevet over benyttet vi en Bayesiansk tilnærming, og estimerte parametrene av interesse ved hjelp av Markov-Chain Monte Carlo simuleringer (Link & Barker 2010). Oppnådd konvergens ble basert på Gelman diagonal (Gelman et al. 2004). Modellen ble implementert i WinBUGS (Gilks et al. 1994, Lunn et al. 2009) via den statistiske verktøypakken R (R-Development-Core-Team 2010) og pakken R2WinBUGS (Sturtz et al. 2005). Om ikke annet er angitt har vi benyttet 150 000 iterasjoner og en burn-in på 100 000 og 3 rekker i estimeringen av modellene.

## 2.2 Modellprognoser under ulike forutsetninger

### 2.2.1 Modellere hele bestanden eller kun voksne hunndyr?

Slik den norske gaupebestanden overvåkes i dag, er det kun voksne hunngauper som fortsatt er sammen med unge(r) i overvåkningsperioden som telles (Brøseth & Tovmo 2011). Slik sett har man ingen direkte informasjon om de øvrige segmentene i bestanden. Basert på rammeverket over kan velge å modellere hele gaupebestanden (begge kjønn og alle aldersklasser) eller kun hunndyr  $\geq 1$  år, siden disse potensielt inngår i neste års registreringer. Denne siste klassen (heretter kalt voksne hunndyr) er av spesiell interesse, siden bestandsdynamikken til arter med lang levetid slik som gaupe er kjennetegnet med høy sensitivitet til variasjoner i overlevelsen hos voksne hunndyr (Gaillard et al. 1998). I tillegg blir det i dagens forvaltning av gaupe tildelt særskilte kvoter for dette segmentet av bestanden, og statistikken på hvordan årets jaktuttak fordeler seg mellom voksne hunndyr og øvrige dyr er lett tilgjengelig i etterkant av jakta.

Selve modellstrukturen vil være den samme om man velger å lage en modell bare for voksne hunndyr eller for hele bestanden, men på to viktige punkter vil disse tilnærmingene divergere.

For det første vil data som benyttes for jaktuttaket i år  $t$  ( $h_t$ ) være forskjellig avhengig av om modellen bruker alle dyr belastet kvoten, eller kun voksne hunndyr som er belastet kvoten. I vedlegget til denne rapporten har vi presentert begge dataseriene (**vedlegg 1**). For det andre vil også omregningsfaktoren  $\beta$  påvirkes av dette valget. Dersom man modellerer den totale gaupebestanden vil tolkingen av  $\beta$  være lik den inverse av omregningsfaktoren som benyttes for å beregne total gaupebestand basert på antall observerte familiegrupper i de årlige bestandsregistreringene. Dersom man kun modellerer voksne hunndyr vil tolkingen av  $\beta$  endre seg slik at tolkingen nå blir relatert til hvor mange voksne hunndyr det er i bestanden for hver familiegruppe som estimeres. Verdien på  $\beta$  i det første tilfellet vil være langt lavere enn dersom man kun modellerer voksne hunndyr, men i begge tilfeller er verdien på  $\beta$  bundet slik at  $0 < \beta < 1$ . En beta-fordeling har disse egenskapene og har derfor blitt benyttet her.

Dersom grunnmodellen man benytter er lite egnet til å beskrive den aktuelle artens bestandsdynamikk kan prognosene bli feil eller usikkerheten bli unødvendig stor. Vi har valgt å benytte en meget enkel modell for å beskrive dette systemet, og slik sett er det trolig at andre og mer detaljerte modeller av bestandsdynamikken i systemet kunne gi en mer presis prognose. Et alternativ ville vært å utvikle en full kjønns- og aldersspesifikk modell for å beskrive hvordan gaupebestanden utsatt for jakt vil utvikle seg over tid. Årsaken til at vi ikke har valgt en slik prognosemodell er først og fremst på grunn av at informasjonen omkring eksakt alder og kjønn på alle dyr felt under kvotejakta ikke vil være tilgjengelig på det tidspunktet prognosen skal lagges (1,5 måned etter kvotejaktas slutt).

## 2.2.2 Inkorporering av forhåndskunnskap: "Priorer"

Når man benytter en Bayesiansk tilnærming slik vi har valgt her, har man muligheten til å inkorporere annen tilgjengelig informasjon ("forhåndskunnskap") for å øke presisjonen i parameterestimaterne (McCarthy & Masters 2005). Dette kalles "prior"-informasjon. Hvorvidt slik forhåndsinformasjon skal inkorporeres, eller om man skal anta at man i utgangspunktet har liten informasjon om hvilken sannsynlighetsfordeling en gitt parameter har, er omdiskutert. En godt definert informativ prior vil imidlertid øke presisjonen i estimatene (McCarthy & Masters 2005), og vil i enkelte tilfeller faktisk være helt nødvendig for å estimere alle parametere i modellen (se f.eks Liberg et al. 2011). I vår modell er i utgangspunktet alle parametere estimerbare (det er ingen strukturell uidentifiserbarhet), men det er klart at det er en fare for at parameterne  $\beta$  og  $\bar{\lambda}$  vil være påvirket av hverandre, i den forstand at det er vanskelig å estimere begge presist fra det samme datasettet.

I modellen beskrevet her er det i hovedsak for  $\beta$  at en spesifisering av en informativ prior vil være aktuell (selv om man teoretisk også kunne spesifisert en informativ prior for  $\bar{\lambda}$ ). Som sagt vil denne parameteren være knyttet til hvor mange dyr det kan forventes å være i bestanden pr. familiegruppe. For å estimere størrelsen på den totale bestanden basert på antall familiegrupper benyttes det i dag i overvåkingen en omregningsfaktor basert på demografiske modeller presentert i Andrén et al. (2002). Disse varierer imidlertid mellom ulike byttedyrkategorier, og det er i dag ikke klart hvilken faktor man bør benytte om man ønsker et "landsdekkende" verdi. Vi valgte her å benytte den midterste verdien rapportert i Andrén et al. (2002) ( $6,14 \pm 0,44$ ) i modellene hvor en informativ prior for  $\beta$  er brukt. Siden  $\beta$  er lik den inverse av denne korreksjonsfaktoren (se over) benyttet vi derfor  $0,162 \pm 0,012$  (SE) som et utgangspunkt for informativ prior for  $\beta$ . Et tilsvarende valg ble gjort i når det ble gitt prognoser for den svenske gaupebestanden (Andrén et al. 2011).

Når vi modellerte kun hunndyrsegmentet av bestanden benyttet vi den samme demografiske modellen som beskrevet over (Andrén et al. 2002 – se også tabell 1 i Andrén & Liberg - Faktablad: Inventering av lodjur – felkällor och naturlig variation). Basert på disse demografiske data forventer man at "omregningsfaktoren" er lik 2,27, men siden vi benytter den inverse av denne antok vi derfor 0,44 som et utgangspunkt for informativ prior for  $\beta$  for hunndyrmodellen.

For å markere at dette ikke er faktorer som er estimert med tanke på å beskrive gaupas demografi over hele landet antok vi at vår forhåndskunnskap om disse verdiene var svakere enn hva de rapporterte usikkerhetene i Andrén et al. (2002) skulle tilsi. Derfor valgte vi å øke standardfeilen til  $SE = 0,03$  i begge tilfeller (Andrén et al. 2011) når vi analyserte data på landsbasis, mens vi benyttet  $SE = 0,075$  når vi analyserte regionspesifikke modeller. For å tilpasse den inverse av omregningsfaktoren over til en betafordeling benyttet vi her en såkalt "moment-matching".

I framtidig benyttelse av modellen bør man sterkt vurdere fordelene med å gjennomføre slike analyser basert på et etter hvert høyt antall radiomerkede gauper, for å estimere disse parametrene slik at de enkelt lar seg inkorporer i prognosemodellen som presenteres her. Som vi vil vise i det påfølgende avsnittet vil ikke dette nødvendigvis påvirke prognosen ett år fram i tid i betydelig grad. Men det vil, så lenge den inkorporerte forhåndskunnskapen gir en god beskrivelse av parameteren, øke presisjon i prognosene og det vil sikre modellkonvergens og derfor være mer robust. Vi diskuterer disse momentene også i seinere avsnitt.

### 2.2.3 Prognoser under ulike forutsetninger

For å undersøke i hvor stor grad prognosen vil være påvirket av momentene diskutert i de to foregående kapitlene, har vi for hele landet sammenliknet prognoser for 2012 basert på fire ulike modeller (**tabell 1**). For både den totale bestanden (Modell 1 og 2 i **tabell 1**) og bestanden av voksne hunndyr (Modell 3 og 4 i **tabell 1**) har vi presentert modellprognoser med informativ prior på  $\beta$  (se foregående avsnitt) og modeller med en uinformativ prior for  $\beta$  ( $\beta \sim \text{Beta}(1,1)$ ). Generelt konvergente modellen greit dersom vi forutsatte en uinformativ betafordeling for  $\beta$ -parameteren. For å lette parameterestimeringen satte vi imidlertid skranker på utfallsrommet til  $\beta$  i modell 3 (kun hunndyr – ikke-informativ prior) ved å spesifisere at  $\beta > 0,2$ . Dette er like i overkant av de omregningsfaktorene som benyttes i dag for å omregne antall observerte familiegrupper til total bestand (Andrén et al. 2002, Andrén et al. 2011) og er i utgangspunktet en lite restriktiv antagelse. Likevel hadde det en merkbar effekt i forhold til modellkonvergens. Variasjonene i den "posteriore fordelingen" (for eksempel prognose med usikkerheten rundt denne) mellom ulike modellrealiseringer ble da relativt liten og vi har i disse tilfellene gjennomført gjentatt realiseringer av den samme modellen og rapporterer resultater fra realiseringene hvor god konvergens ble oppnådd.

**Tabell 1.** Prognose for antall familiegrupper i Norge i 2012 ( $FG_{2012}$ , med 75 % usikkerhetsintervaller) basert på ulike modellforutsetninger. Det er også beregnet sannsynlighet for at antall familiegrupper i 2012 vil være mindre enn bestandsmålet på 65 familiegrupper.

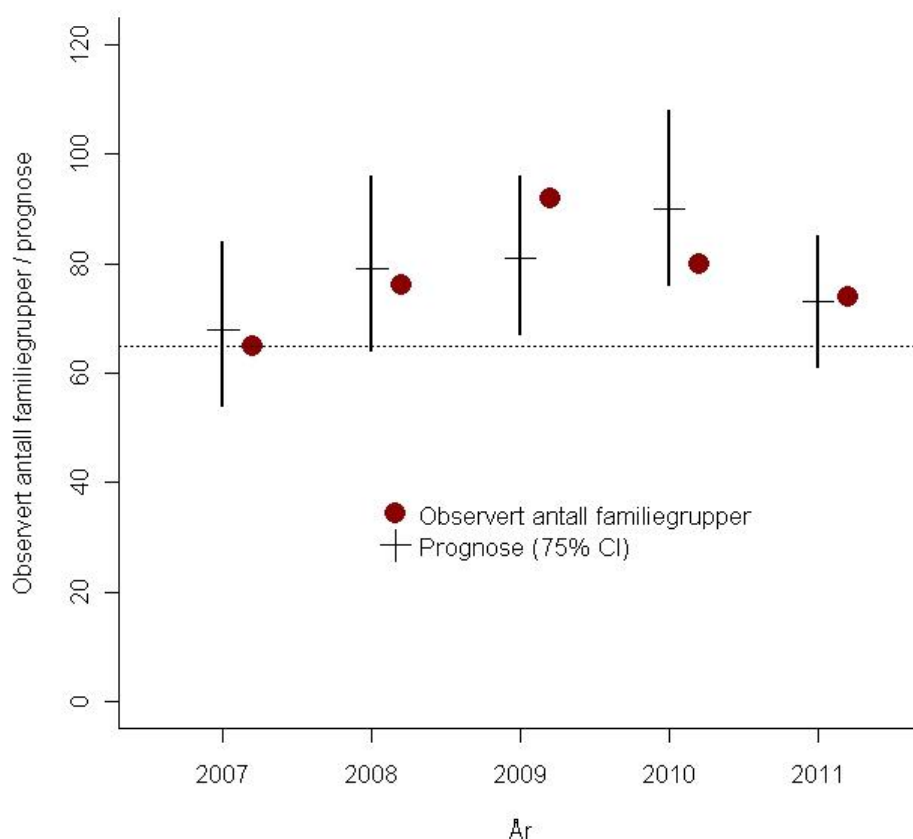
	Datagrunnlag	Informativ prior for $\beta$	Prognose antall familiegrupper ( $FG_{2012}$ ) [75 % CI]	Sannsynlighet for at $FG_{2012} < 65$
Modell 1	Totalbestand	Nei	66 [56-79]	43 %
Modell 2	Totalbestand	Ja	65 [56-75]	48 %
Modell 3	Voksne hunner	Nei	67 [55-79]	42 %
Modell 4	Voksne hunner	Ja	66 [55-77]	44 %

Generelt varierte prognosene lite om vi la inn forhåndsinformasjon (informativ prior) på  $\beta$  eller ikke (**tabell 1**). Det var også god overensstemmelse i prognosene om man baserer seg på hele bestanden eller bare voksne hunndyr i modelleringen (**tabell 1**).

Innledende utforskning av modellen indikerer altså visse problemer med konvergens når man ikke legger inn prior informasjon om  $\beta$  i modellspesifikasjonene. Dette indikerer at man i framtiden bør vurdere å inkorporere mer presis prior informasjon når det gjelder  $\beta$ .

Gitt de forutsetningene som ligger i modellrammeverket, ser altså en prognosemodell basert på voksne hunndyr og uten en informativ prior ut til å gi fornuftige tall på antall familiegrupper i 2012. For å undersøke videre hvordan denne modellen følger de observerte familiegruppetellingene på landsbasis kan man se på hvor godt prognosene treffer dersom man hadde gjort en tilsvarende øvelse i tidligere år. Vi har da tatt utgangspunkt i informasjonen som var tilgjengelig i 2006 (familiegrupperegistreringer og resultatet fra kvotejakta i 2006) for å beregne en prognose for 2007, og tilsvarende for de påfølgende årene (**figur 1**). Som man ser av resultatene er det en relativ god overensstemmelse mellom prognosen og det observerte antallet familiegrupper i et gitt år. I alle de fem årene ligger det observerte antallet familiegrupper innenfor 75% usikkerhetsintervallet i prognosen, og i tre av tilfellene veldig nært prognosetallet.

Siden det hersker en viss grad av usikkerhet rundt regionale verdier for  $\beta$  har vi i denne rapporten valgt å presentere prognoser for den norske gaupebestanden i 2012 basert på modell 3, men rapporterer også prognoser basert på modell 4 både for landet samlet (**tabell 1**) og for de enkelte regionene (**vedlegg 2**). I de fleste tilfeller er det godt sammenfall mellom de to modellene, og vi har underveis i de aktuelle avsnittene pekt på de tilfellene der modell 3 og 4 gir betydelige forskjeller i prognosen.



**Figur 1.** Prognoser for årene 2007-2011 sammenlignet med antall familiegrupper som ble påvist de samme årene. Prognosen for 2007 er basert på den informasjonen som var tilgjengelig i 2006, prognosen for 2008 er basert på den informasjonen som var tilgjengelig i 2007 osv.

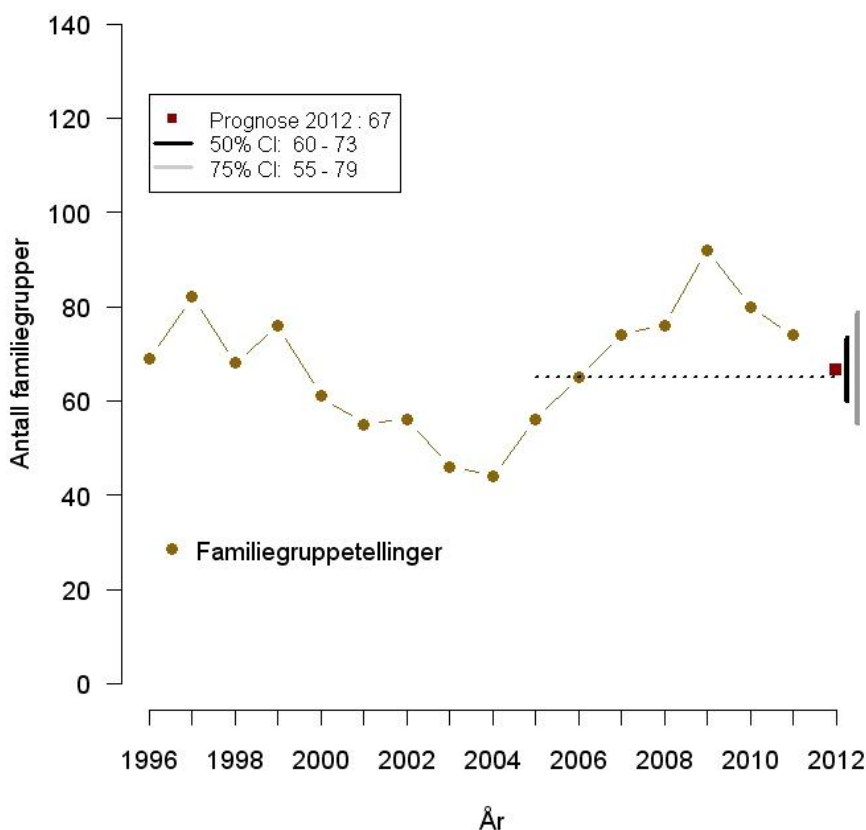
### 3 Resultat og diskusjon

#### 3.1 Prognose for antall familiegrupper i Norge i 2012

Basert på informasjonen som er tilgjengelig i etterkant av jakta i 2011 (antall registrerte familiegrupper før jakt i 2011 samt jaktuttak i 2011) gir modell 3 en prognose på omtrent 67 (55-79) familiegrupper av gaupe i Norge i 2012 (**tabell 2** og **figur 2**). Generelt blir det altså predikert en fortsatt nedgang i gaupebestanden fra tellingene i 2011 på 74 familiegrupper på landsbasis. Basert på samme modell er sannsynligheten for at man i 2012 kommer under bestandsmålet på 65 familiegrupper estimert til 42 %. For prognoser basert på de andre modellene som ble vurdert henviser vi til **tabell 1**.

**Tabell 2.** Prognose for antall familiegrupper i Norge i 2012 ( $FG_{2012}$ , med 75 % usikkerhetsintervaller) basert på informasjonen som er tilgjengelig i etterkant av gaupejakta i 2011. Det er også beregnet sannsynlighet for at antall familiegrupper i 2012 vil være lavere enn det nasjonale bestandsmålet på 65 familiegrupper. Denne prognosen er basert på modell 3 (se tabell 1).

	Bestandsmål	Antall familiegrupper av gaupe påvist i 2011	Prognose for antall familiegrupper ( $FG_{2012}$ ) [75 % CI]	Sannsynlighet for at $FG_{2012} < 65$
Norge	65	74	67 [55-79]	42 %



**Figur 2.** Utviklingen i gaupebestanden i perioden fra 1996 til 2011, samt modellprognoser for 2012 basert på informasjonen som er tilgjengelig i etterkant av jakta i 2011. Den stiplede linjen angir det nasjonale bestandsmålet på 65 familiegrupper.



## 3.2 Regionale prognoser for antall familiegrupper i 2012

Vi har også estimert regionspesifikke prognoser for 2012 (**tabell 3**). Vi vil her understreke at jo mindre regionene blir i antall familiegrupper, jo større blir usikkerhetene (i forhold til gjennomsnittet) i estimatene da vi i enkelte rovviltregioner snakker om svært små tall. Det er velkjent at små bestander er sterkt påvirket av tilfeldig variasjon i demografiske rater (Lande et al. 2003), men dette er ikke modellert eksplisitt her (selv om det til en viss grad inngår som en del av variasjonen i bestandens tilvekstrate). I tillegg vil den usikkerheten som ekstsister rundt observasjoner av familiegrupper spille en større rolle jo mindre tall man opererer med (gitt at gjennomsnittet er omtrent riktig). Det er også viktig å understreke at våre analyser ikke er gjennomført med tanke på å estimere levedyktigheten til de regionale bestandene (men se f.eks Sæther et al. 2010), selv om en slik modell i utgangspunktet kunne vært benyttet til dette formålet. Siden det i de enkelte regionene er snakk om relativt sett små tall vil ofte nedre del av usikkerhetsintervallene gå ned mot null når man predikerer fram i tid. Vi har imidlertid tatt utgangspunkt i at de regionale bestandene henger sammen med andre regionale bestander, samt på større skala den svenske bestanden (Linnell et al. 2010).

**Tabell 3.** Prognose over antall familiegrupper i 2012 ( $FG_{2012}$ , med 75 % usikkerhetsintervaller) for de ulike rovviltregionene, samt sannsynligheten for at antall familiegrupper i 2012 vil være mindre enn de regionale bestandsmålene. Prognosene er gitt på bakgrunn av informasjonen som er tilgjengelig i etterkant av kvotejakta i 2011.

Region	Regionalt bestandsmål	Antall familiegrupper av gaupe påvist i 2011	Prognose for antall familiegrupper i 2012 ( $FG_{2012}$ ) [75 % CI]	Sannsynlighet for at $FG_{2012} <$ bestandsmålet
2	12	14,5	11,5 [5,9-16,9]	55 %
3	5	4,5	4,5 [2,3-6,7]	62 %
4	6	6	7,2 [4,7-9,5]	28 %
5	10	11	11,2 [8,8-13,8]	28 %
6	12	18	13,9 [8,4-19,7]	34 %
7	10	8,5	5,3 [1-10,1]	87 %
8	10	11,5	10,5 [1-16,5]	47 %

Også på regionnivå har vi analysert modell 4 (se avsnitt 2.2.3 og **tabell 1**) hvor vi antok en informativ prior for  $\beta$  (se tabellen i **vedlegg 2**). For de fleste regionene hadde dette en veldig liten effekt på prognosen, og sannsynligheten for at man i 2012 faller under de regionale bestandsmålene er omtrent de samme. For region 6 indikerte imidlertid prognosen basert på modell 4 en noe lavere bestandsstørrelse i 2012 (**tabell 3** vs tabellen i **vedlegg 2**).

## 3.3 Andre anvendelser av modellen – effekten av ulike jaktuttak

### 3.3.1 Høstingsnivåer når man ligger rundt bestandsmålet

I Norge er det spesifisert egne bestandsmål for gaupe for hver region, og det vil derfor være aktuelt å vite omtrent hvor store uttak man kan ha dersom bestanden befinner seg i nærheten av bestandsmålene og man ønsker at bestanden med størst mulig sannsynlighet skal stabilisere seg der.

Modellen vi har benyttet for å se på effekten av ulike jaktuttak består av tre parametere (henholdsvis  $\beta$ ,  $\bar{\lambda}$  og  $\sigma_{\lambda}^2$ ) som beskriver den biologiske delen av modellen (i tillegg kommer en egen modell for observasjonsusikkerhet). Basert på  $\beta$  og  $\bar{\lambda}$  (og usikkerheten i parameterestimaterne) kan man da estimere hvilken høstningsrate som med størst sannsynlighet gir en mest mulig stabil bestandsutvikling fra ett år til det neste. Slik modellen er formulert finner man denne høstningsraten som:  $1 - \frac{1}{\bar{\lambda}}$ . Det er her verdt å merke seg at siden vi ikke tar hensyn til mellomårsvariasjonen i  $\lambda$  ( $\sigma_{\lambda}^2$ ) er det en viss fare for at man vil overestimere den "bærekraftige" høstingen dersom dette skulle bli gjort over tid uten at man endrer strategi når bestandssituasjonen blir utilfredsstillende. Generelt anbefales det i slike tilfeller en form for terskelhøsting eller proporsjonal terskelhøsting, hvor man ikke høster, eller i alle fall reduserer andelen som høstes sterkt, dersom bestandsstørrelsen kommer under et nedre kritisk nivå/terskel (Sæther et al. 2010, Aanes et al. 2002). Gaupebestanden overvåkes imidlertid årlig, og jaktuttaket reguleres gjennom kvoter som fastsettes årlig. Under disse forutsetningene kan et slikt råd fungere som en tommelfingerregel i forhold til hvor mange dyr som kan høstes gitt at bestanden ligger rundt det ønskede nivået.

Det krever imidlertid omfattende omregning fra en gitt observasjon av antall familiegupper for å kunne nyttegjøre seg dette direkte på en sikker måte. Vårt modellestimat stemmer imidlertid veldig godt med tidligere rapporterte høstingsnivå for gaupe (Nilsen et al. in press), estimerer basert på radiomerkede gauper (Linnell et al. upubliserte data), samt tidligere anbefalinger (Andersen et al. 2003).

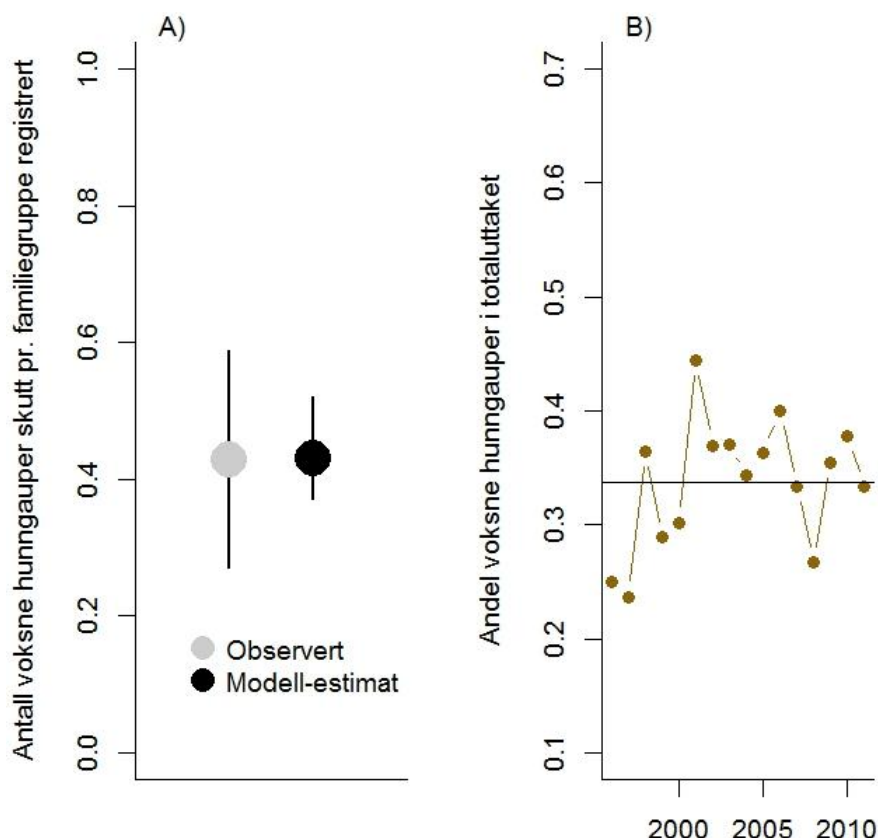
Dersom man også tar hensyn til den estimerte  $\beta$ -parameteren vil man kunne få et estimat på hvor mange dyr (total – eller antall voksne hunngauper) man kan felle under jakta pr. familieguppe som med størst sannsynlighet vil føre til at bestanden holder seg stabil (**tabell 4**). Igjen – slik modellen er formulert – finner man dette som:  $(1 - \frac{1}{\bar{\lambda}}) / \beta$ . Basert på modellen presentert her vil dette gi det beste estimatet på hvilket uttak, i forhold til antall familiegupper i bestanden, som vil føre til stabil bestandsutvikling (verken vekst eller nedgang) fra ett år til det neste.

Ved å multiplisere dette med antall familiegupper i bestandsmålet vil man kunne estimere omtrent hvor stort jaktuttaket bør være dersom bestanden ligger rundt bestandsmålet (**tabell 4**). For hele landet angir modellen et uttak av omkring 28 (24-34 75 % CI) voksne hunndyr hvis man ønsker å stabilisere bestanden rundt bestandsmålet. Likeledes angir modellen at et totaluttak av 83 dyr (72-101: 75 % CI) er det beste estimatet. Dette siste vil imidlertid avhenge av hvorvidt andelen voksne hunngauper i uttaket ikke avviker vesentlig fra gjennomsnittet i perioden 1996-2011, som er 34 % voksne hunner i perioden vi har benyttet data fra (**figur 3 b**).

**Tabell 4.** Estimert uttak – som antall pr. registrerte familieguppe som med størst sannsynlighet fører til stabil bestandsutvikling, samt omtrentlig uttak dette vil tilsvare på landsbasis, når bestanden er rundt bestandsmålet.

	Estimert antall voksne hunndyr høstet under jakta pr. familieguppe for å holde bestanden stabil [75 % CI]	Forventet uttak av voksne hunndyr når bestanden ligger rundt bestandsmålet [75 % CI]	Estimert antall gauper høstet under jakta pr. familieguppe for å holde bestanden stabil [75 % CI]	Forventet totaluttak når bestanden ligger rundt bestandsmålet [75 % CI]
Norge	0,43 [0,37-0,52]	28 [24-34]	1,27 [1,10-1,56]	83 (72-101)

Ser vi tilbake til perioden 1996-2011 på uttaket av voksne hunngauper i forhold til antall registrerte familiegrupper samme år, får vi et inntrykk av hvor stort uttaket har vært i forhold til bestandsstørrelsen samme år. I denne perioden har dette variert fra 0,25 i 2006 til 0,64 i 2010. Gjennomsnittet for hele perioden er 0,43 (SD= 0,16), noe som er i tråd med det modellbaserte estimatet for antall voksne hunner som kan felles i forhold til antall registrerte familiegrupper (**tabell 2**), for med størst mulig sannsynlighet å gi en stabil bestandsutvikling (**figur 3 a**). I den samme perioden har bestandsstatus basert på antallet registrerte familiegrupper endret seg fra 69 i 1996 til 74 i 2011, noe som tilsvarer en årlig bestandsøkning på 0,4 promille årlig (geometrisk gjennomsnitt av endringsratene gjennom perioden er 1,004).



**Figur 3.** A) Gjennomsnittlig ( $\pm$ SD) antall felte hunndyr  $\geq 1$  år i forhold til antall familiegrupper registret samme år (grå sirkel), samt modellbasert estimat på antall felte hunndyr pr. familiegruppe som fører til at estimert bestandsstørrelse holder seg stabil fra et år til neste (svart sirkel; heltrukken strek angir 75 % CI) B) Andelen voksne hunner i uttaket som er belastet kvoten på landsbasis i perioden 1996-2011. Den heltrukne linjen angir gjennomsnittet på ca 34 %.

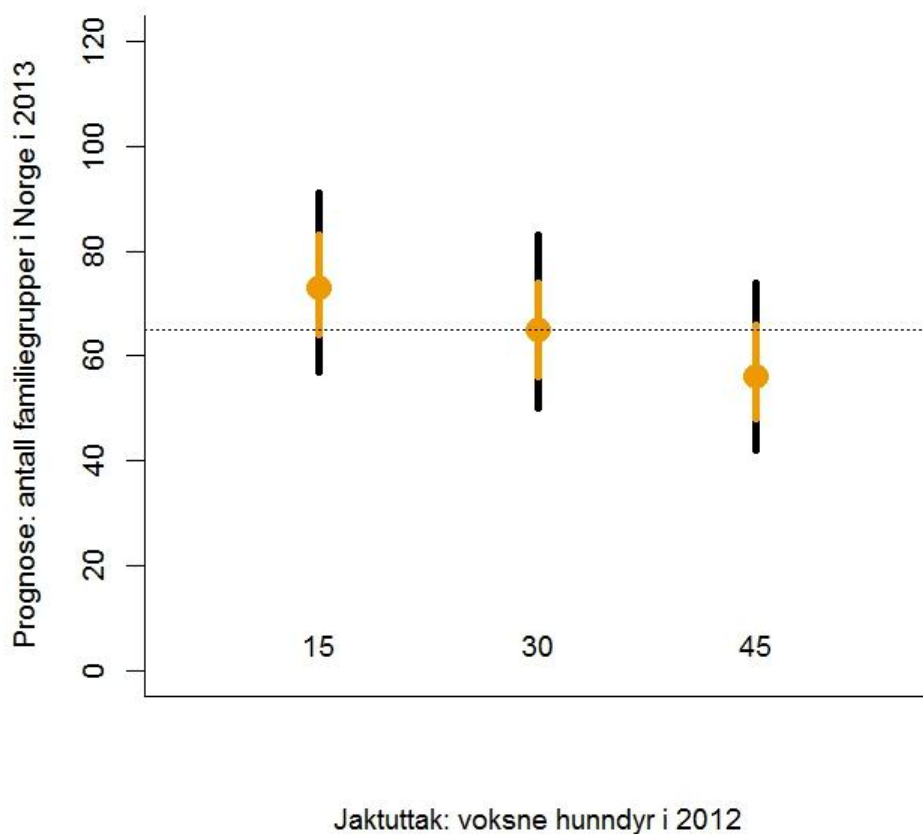
### 3.3.2 Prognoser to år fram i tid

Vi har her presentert prognoser et år fram i tid basert på den beskrevne modellen (se også Andrén et al. 2011). Man kan også gjøre slike prognoser lengre fram i tid. En mer direkte utforskning av effekten av ulike jaktuttak i 2012 på prognosen for 2013 finner man ved å ta utgangspunkt i prognosen for 2012 og estimere prognosen for 2013 gitt forskjellige jaktuttak i 2012 (se f.eks Andrén et al. 2011).

Det er imidlertid klart at dersom man gir en prognose for 2013 basert på jaktuttaket i 2012, når den siste tilgjengelige informasjonen er fra bestandsregistreringene og jakta i 2011, så vil den-

ne prognosen være vedheftet stor usikkerhet. Man kan da angi den mest sannsynlige bestandssituasjonen med den assosierte usikkerheten på lik linje med prognosen for 2012 (f.eks 50 % eller 75 % CI eller sannsynligheten for at man faller under bestandsmålet). Basert på modellen er det derfor mulig å angi hvilken effekt ulike jaktuttak mest sannsynlig har på bestandsstatus lengre fram i tid.

For å illustrere dette har vi tatt utgangspunkt i tre ulike senarioer for uttak av voksne hunndyr under jakta i 2012 (**figur 4**). Generelt er det selvsagt stor usikkerhet knyttet til bestandssituasjonen i 2013. Likevel vil det mest sannsynlige utfallet i 2013 være avhengig av jaktuttaket i 2012. I eksemplet vi har valgt, med uttak av henholdsvis 15, 30 og 45 voksne hunndyr under jakta i 2012 er det estimert at sannsynligheten for at man på landsbasis faller under bestandsmålet på 65 dyr vil øke fra 27 % ved et uttak av 15 voksne hunndyr til 72 % ved et uttak av 45 voksne hunndyr.

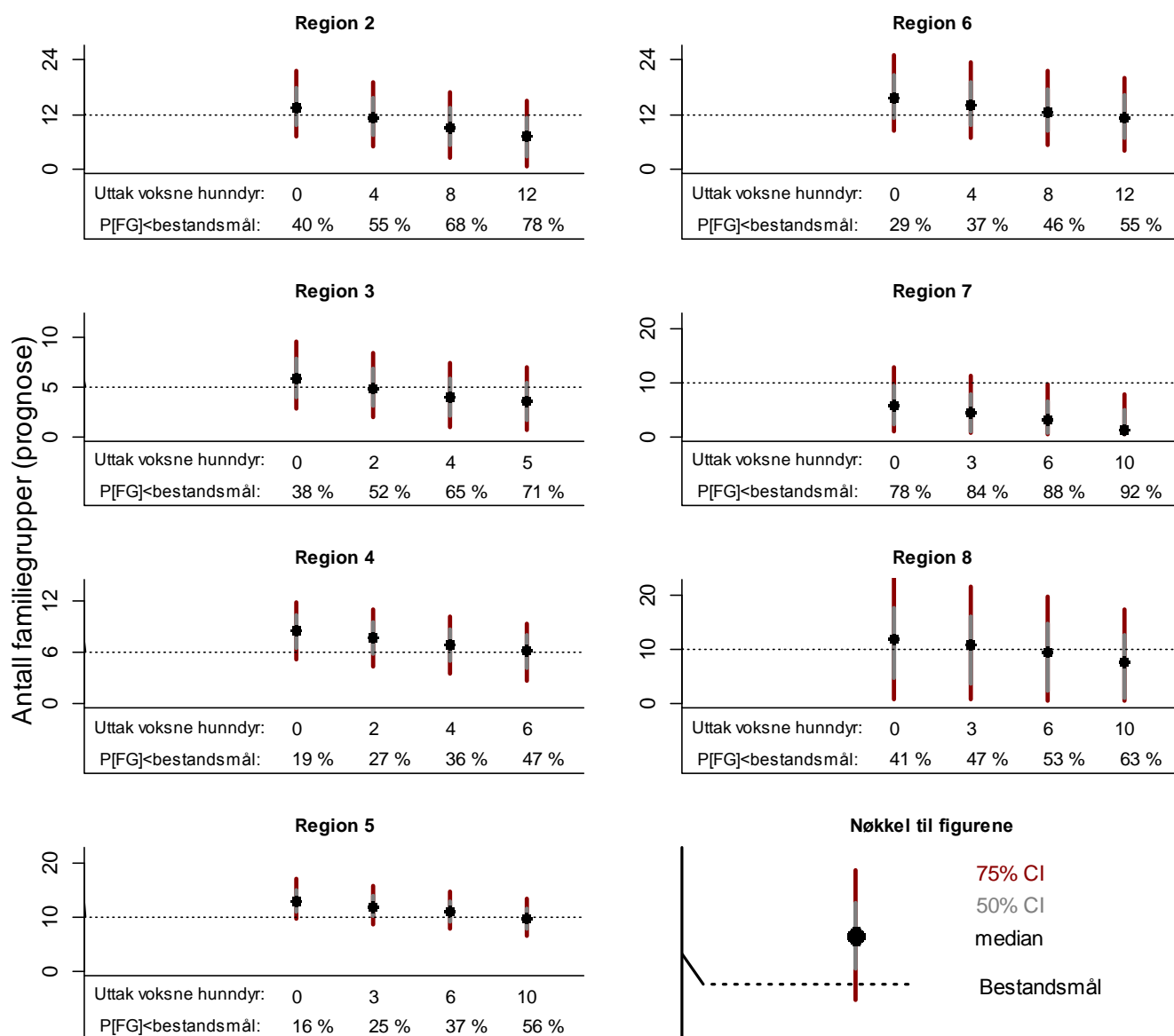


**Figur 4.** Prognose for antall familiegrupper på landsbasis før jakta i 2013 gitt tre ulike senarioer for uttak av voksne hunndyr under jakta i 2012 (henholdsvis 15, 30 og 45 voksne hunndyr). Sannsynligheten for å falle under bestandsmålet på 65 er hhv 27 %, 49 % og 72 % for de tre senarioene. Punktestimatene (oransje sirkel) er hhv 73, 65 og 56 familiegrupper. Orange strek angir 50 % CI og sort strek angir 75 % CI. Stiplet horisontal linje angir bestandsmålet på 65 familiegrupper.

På samme måte som vi gjorde i seksjonen over kan man også gjøre prediksjoner to år fram i tid på regionnivå, hvor man legger inn ulike jaktuttak i mellomåret (altså 2012 i dette tilfellet). Disse prognosene vil være heftet med stor usikkerhet, men vil så fremt modellen beskriver sys-

temet på en tilfredsstillende måte, gi de beste prognosene. Vi vil understreke usikkerhetene som ble framhevet i kapittel 3.2, da disse gjelder i minst like stor grad når man gir prognoser to år fram i tid.

For enkelte regioner ser man også at modellene generelt predikerte en noe sterkere effekt av et gitt jaktuttak (region 6 og 4) når vi la inn en informativ prior for  $\beta$  på samme måte som vi gjorde i modell 4 (se kapittel 2.2.3). Inntil regionspesifikke priorer er estimert (se kapittel 3.4) anbefaler vi derfor at disse behandles med den nødvendige varsomhet. Uansett forandrer ikke dette på det generelle bildet, men understreker igjen nytten av å foreta en gjennomgang av omregningsfaktorene slik at man i senere anvendelser av modellen kan benytte regionspesifikke verdier.



**Figur 5.** Regionvise prognoser for antall familiegupper før jakta i 2013 gitt fire ulike senarioer for uttak av voksne hunndyr under jakta i 2012. I eksempelet over er det laveste høstingsnivået for hver region satt til 0 mens høyeste høstingsnivå er satt likt antallet familiegupper i bestandsmålet, mens de to midterste nivåene er satt mellom disse. Figurene vise prognose (med assosierte usikkerheter) samt estimert sannsynlighet for at antallet familiegupper i 2013 for et gitt høstingsnivå faller under bestandsmålet for den aktuelle regionen ( $P[FG]<bestandsmål$ ).

### 3.4 Anbefaling

Både usikkerhet knyttet til parameterestimer, men også at enkelte fenomener er forventet å vise mer eller mindre tilfeldig variasjon over tid, vil bidra til at det selv ikke med de best tilgjengelige prognoseverktøy vil være mulig med 100 % sikkerhet å forutsi utviklingen i gaupebestanden. Imidlertid kan man, ved å inkorporere de ulike kildene til variasjon og usikkerhet gi en sannsynlighetsfordeling for ulike utfall. Denne sannsynlighetsfordelingen kan da uttrykkes på ulike måter (som konfidensintervaller eller sannsynligheten for at et uønsket utfall inntreffer). Hvordan man videre håndterer disse sannsynlighetsfordelingene vil i stor grad være avhengig av hvor stor grad av risiko for feil man aksepterer. Det er også viktig å understreke at det i alle slike modeller vil være risikofylt å estimere sannsynlighetsfordelingen til et gitt utfall dersom man legger inn f. eks. et jaktuttak som er vesentlig høyere enn det man har observert innenfor perioden data er samlet inn fra.

Selv om prognosene, særlig på regionnivå, vil være heftet med relativt stor usikkerhet (store konfidensintervaller) bør de kunne være til hjelp som et verktøy man kan konsultere i prosessen rundt kvotefastsetting. Det er imidlertid viktig å understreke at selv om man skulle velge å støtte seg til et slikt verktøy vil det fortsatt være svingninger i bestandsstørrelsen over tid, og man må kunne forvente at også jaktuttaket vil variere mellom år. Målsetningen med å gi årlige prognoser bør imidlertid være å bedre tilpasse jaktuttaket til svingningene i bestandsstørrelse, slik at svingningene blir mindre og man unngår at man i enkelte perioder er langt fra bestandsmålene.

Vi anbefaler derfor at denne prognosemodellen i framtiden inngår som en standard del av de årlige overvåkingsrapportene på antall familiegrupper fra Rovdata (e.g. Brøseth & Tovmo 2011), hvor man inkorporer prognosene. Hvorvidt man der kun gir prognoser for kommende vinter eller også gir prognoser to år fram i tid gitt ulike scenarioer med ulike hunndyruttak, må vurderes. Disse rapportene utgis omkring medio mai hvert år, og kommer på et tidspunkt da informasjonen som trengs for å kjøre modellen er tilgjengelig (antall registrerte familiegrupper samt uttaket av voksne hunndyr i kvotejakta).

I tillegg anbefaler vi at det settes i gang et arbeid for å framskaffe oppdaterte estimer på kjønns- og aldersstrukturen i de regionale gaupebestandene, som kan brukes til å spesifisere informativ prior på  $\beta$ -parameteren i modellen. Dette vil gjøre prognosene sikrere i framtiden. Dette kan gjøres ved å benytte seg av et etter hvert stort antall radiomerkede gauper fra ulike studieområder i Skandinavia (se Andrén et al. 2002). Slik disse er benyttet i dag er det imidlertid flere regioner som inneholder flere byttedyrkategorier og derfor er vanskelig å benytte direkte i denne modellen, hvor den romlige fordelingen av gauper innenfor en region ikke er tatt hensyn til. Et annet alternativ kan være å benytte den tilgjengelige informasjonen på alderssammensetning og alder for kjønnsmodning i jaktuttaket. Behovet for gode priorer i modellen synes å være størst i forhold til de regionale prognosene, og spesielt i forhold til prognoser to år fram i tid basert på ulike jaktuttak.

## 4 Referanser

- Andersen, R., Linnell, J. D. C., Odden, J., Andrén, H., Sæther, B.-E., Moa, P., Herfindal, I., Kvam, T. & Brøseth, H. 2003. Gaupe - bestandsdynamikk, bestandsutvikling og høstingsstrategier 59. 28 s. Norwegian Institute for Nature Research, Trondheim, Norway.
- Andrén, H., Linnell, J. D. C., Liberg, O., Ahlqvist, P., Andersen, R., Danell, A., Franzén, R., Kvam, T., Odden, J. & Segerström, P. 2002. Estimating total lynx *Lynx lynx* population size from censuses of family groups. - *Wildlife Biology* 8: 299-306.
- Andrén, H., Linnell, J. D. C., Liberg, O., Andersen, R., Danell, A., Karlsson, J., Odden, J., Moa, P. F., Ahlqvist, P., Kvam, T., Franzén, R. & Segerström, P. 2006. Survival rates and causes of mortality in Eurasian lynx (*Lynx lynx*) in multi-use landscapes. - *Biological Conservation* 131: 23-32.
- Andrén, H., Svensson, L., Liberg, O., Hensel, H., Hobbs, N. T. & Chapron, G. 2011. Den svenska lodjurspopulationen 2009-2010 samt prognoser för 2011-2012 Inventeringsrapport från Viltskadecenter 2010-4. 29 s., Grimsö forskningsstation, SLU.
- Brøseth, H. & Tovmo, M. 2011. Antall familiegrupper, bestandsestimat og bestandsutvikling for gaupe i Norge i 2011 724. 21 s. Norwegian Institute for Nature Research, Trondheim, Norway.
- Buckland, S. T., Newman, K. B., Thomas, L. & Koesters, N. B. 2004. State-space models for the dynamics of wild animal populations. - *Ecological Modelling* 171: 157-175.
- Caswell, H. 2001. Matrix population models : construction, analysis, and interpretation. - Sinauer Associates, Sunderland, Mass.
- De Valpine, P. & Hastings, A. 2002. Fitting population models incorporating process noise and observation error. - *Ecological Monographs* 72: 57-76.
- Engen, S., Bakke, O. & Islam, A. 1998. Demographic and environmental stochasticity - Concepts and definitions. - *Biometrics* 54: 840-846.
- Fryxell, J. M., Packer, C., McCann, K., Solberg, E. J. & Sæther, B. E. 2010. Resource Management Cycles and the Sustainability of Harvested Wildlife Populations. - *Science* 328: 903-906.
- Gaillard, J. M., Festa-Bianchet, M. & Yoccoz, N. G. 1998. Population dynamics of large herbivores: variable recruitment with constant adult survival. - *Trends in Ecology & Evolution* 13: 58-63.
- Gelman, A., Charlin, J. B., Stern, H. S. & Rubin, D. B. 2004. Bayesian data analysis. 2. utg. - CRC/Chapman & Hall, Boca Raton, Fla.
- Gilks, W. R., Thomas, A. & Spiegelhalter, D. J. 1994. A language and program for complex Bayesian modeling. - *Statistician* 43: 169-177.
- Kéry, M. & Schaub, M. 2011. Bayesian Population Analysis Using Winbugs : a hierarchical perspective, Academic Press.
- Lande, R., Sæther, B.-E. & Engen, S. 2003. Stochastic population dynamics in ecology and conservation. - Oxford University Press, Oxford.
- Liberg, O., Chapron, G., Wabakken, P., Pedersen, H. C., Hobbs, N. T. & Sand, H. 2011.

Shoot, shovel and shut up: cryptic poaching slows restoration of a large carnivore in Europe. - *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences*.

Link, W. A. & Barker, R. J. 2010. Bayesian inference with ecological applications. - Elsevier, Amsterdam.

Linnell, J. D. C., Brøseth, H., Odden, J. & Nilsen, E. B. 2010. Sustainably Harvesting a Large Carnivore? Development of Eurasian Lynx Populations in Norway During 160 Years of Shifting Policy. - *Environmental Management* 45: 1142-1154.

Linnell, J. D. C., Odden, J., Andrén, H., Liberg, O., Andersen, R., Moa, P., Kvam, T., Brøseth, H., Segerström, P., Ahlqvist, P., Schmidt, K., Jedrzejewski, W. & Okarma, H. 2007. Distance rules for minimum counts of Eurasian lynx *Lynx lynx* family groups under different ecological conditions. - *Wildlife Biology* 13: 447-455.

Lunn, D., Spiegelhalter, D., Thomas, A. & Best, N. 2009. The BUGS project: Evolution, critique and future directions. - *Statistics in Medicine* 28: 3049-3067.

McCarthy, M. A. & Masters, P. I. P. 2005. Profiting from prior information in Bayesian analyses of ecological data. - *Journal of Applied Ecology* 42: 1012-1019.

Nilsen, E. B., Brøseth, H., Odden, J. & Linnell, J. D. C. 2010. The cost of maturing early in a solitary carnivore. - *Oecologia* 164: 943-948.

Nilsen, E. B., Brøseth, H., Odden, J. & Linnell, J. D. C. in press. Quota hunting of Eurasian lynx in Norway: patterns of hunter selection, hunter efficiency and monitoring accuracy. - *European Journal of Wildlife Research*.

R-Development-Core-Team. 2010. R: A language and environment for statistical computing. - R Foundation for statistical computing, Vienna.

Sturtz, S., Ligges, U. & Gelman, A. 2005. R2WinBUGS: A package for running WinBUGS from R. - *Journal of Statistical Software* 12: 1-16.

Sæther, B. E., Engen, S., Odden, J., Linnell, J. D. C., Grøtan, V. & Andrén, H. 2010. Sustainable harvest strategies for age-structured Eurasian lynx populations: The use of reproductive value. - *Biological Conservation* 143: 1970-1979.

Aanes, S., Engen, S., Saether, B. E., Willebrand, T. & Marcstrom, V. 2002. Sustainable harvesting strategies of Willow Ptarmigan in a fluctuating environment. - *Ecological Applications* 12: 281-290.



## Vedlegg

**Vedlegg 1.** Oversikt over datagrunnlaget som ble benyttet i modelleringen av en prognosemodell for antall familiegrupper av gaupe i Norge.

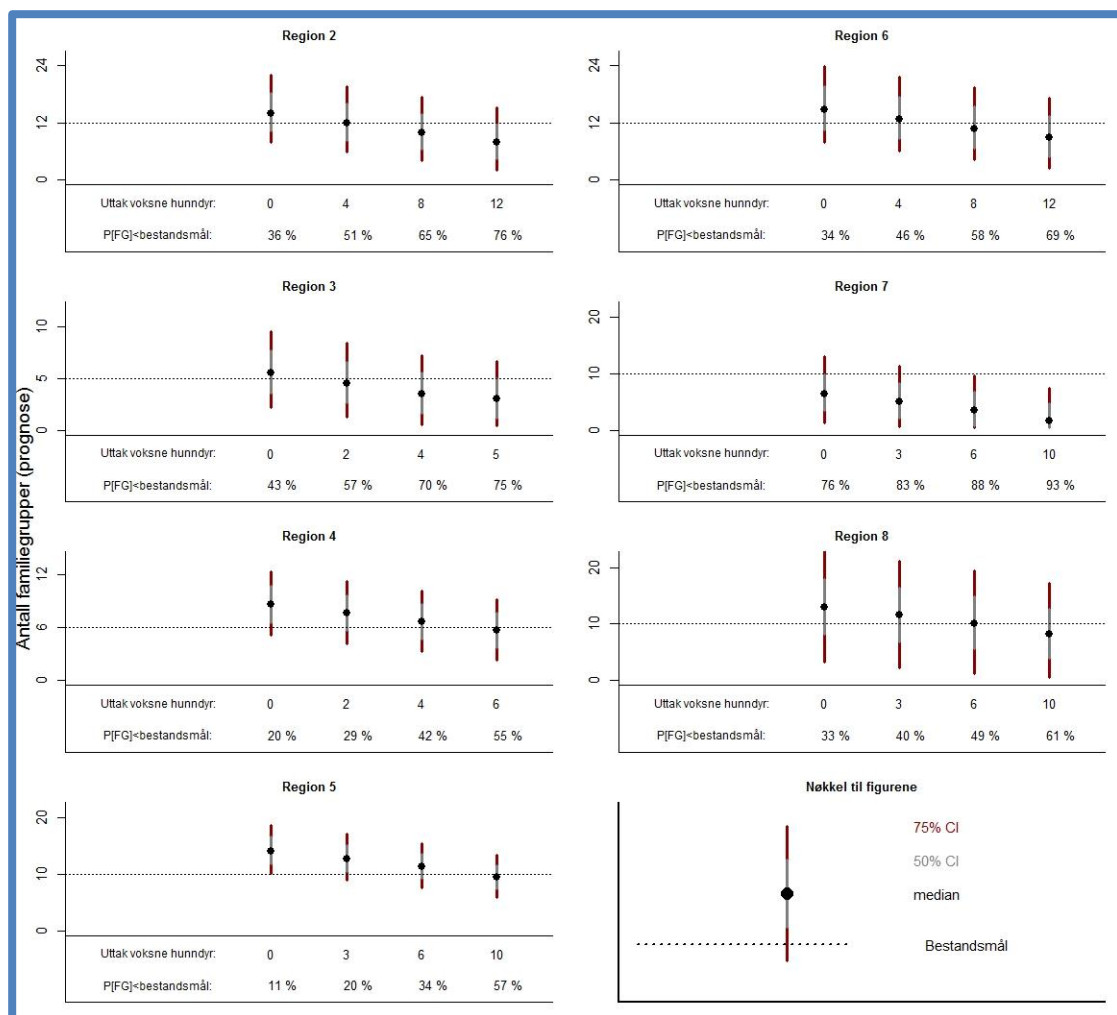
År	Region	Familiegrupper	Antall belastet kvoten	Hunner $\geq 1$ år belastet kvoten
2011	1	0	1	0
	2	14,5	26	9
	3	4,5	11	3
	4	6	11	4
	5	11	9	3
	6	18	52	16
	7	8,5	12	4
	8	11,5	16	7
2010	1	0	0	0
	2	17	28	10
	3	4	9	5
	4	9	6	2
	5	9	10	3
	6	20	59	22
	7	6	16	8
	8	15	7	1
2009	1	0	1	0
	2	19	27	8
	3	6,5	10	2
	4	7,5	6	2
	5	9	14	3
	6	26,5	36	16
	7	14,5	8	4
	8	9	8	4
2008	1	0	1	1
	2	14	22	4
	3	5	11	4
	4	5,5	7	0
	5	10,5	11	5
	6	23	30	9
	7	9	4	0
	8	9	4	1
2007	1	1	0	0
	2	13,5	10	4
	3	6,5	6	4
	4	6,5	5	2
	5	11,5	9	3
	6	15	29	6
	7	8	0	0

	8	12	1	1
2006	1	1	0	0
	2	13,5	6	2
	3	5	3	2
	4	6	6	3
	5	10,5	7	3
	6	17	18	6
	7	6,5	0	0
	8	5,5	0	0
2005	1	0	0	0
	2	13	10	3
	3	6,5	1	1
	4	7,5	4	3
	5	7	12	4
	6	14	14	4
	7	4,5	2	1
	8	3,5	1	0
2004	1	0	0	0
	2	7,5	7	2
	3	3	1	1
	4	6,5	7	3
	5	8	9	0
	6	14	3	2
	7	2	5	2
	8	3	3	2
2003	1	0	0	0
	2	4	15	4
	3	3,5	5	3
	4	5	5	1
	5	7,5	17	8
	6	11	9	2
	7	5	7	4
	8	10	4	1
2002	1	0	0	0
	2	9,5	14	6
	3	7,5	12	5
	4	5,5	11	6
	5	8,5	14	6
	6	11	17	3
	7	6	13	6
	8	8	11	2
2001	1	0	0	0
	2	13,5	16	7
	3	5	10	6
	4	5,5	7	2

	5	9,5	12	5
	6	9,5	7	3
	7	5,5	16	6
	8	6,5	13	7
2000	1	0	1	1
	2	12,5	18	5
	3	5	9	2
	4	1,5	11	2
	5	6	12	5
	6	14,5	15	2
	7	15	20	6
	8	6,5	10	6
1999	1	0,5	4	1
	2	20	21	7
	3	3,5	14	3
	4	6	10	2
	5	11	15	3
	6	14	14	4
	7	16	11	5
	8	5	1	1
1998	1	2	5	2
	2	14	29	8
	3	2,5	11	4
	4	6,5	0	0
	5	11	14	6
	6	14	32	12
	7	10,5	16	6
	8	7,5	11	5
1997	1	0	0	0
	2	20	18	4
	3	3,5	5	0
	4	3	0	0
	5	7,5	9	3
	6	26	40	10
	7	14,5	16	4
	8	7,5	5	1
1996	1	4,5	3	0
	2	14,5	15	1
	3	1	4	0
	4	2	0	0
	5	9	10	2
	6	20,5	34	10
	7	12,5	14	6
	8	5	4	2

**Vedlegg 2.** Regionale prognoser basert på modell 4 med informative prior på  $\beta$  for 2012 (tabellen) og 2013 basert på ulike scenarier for jaktuttak under jakta i 2012 (figuren). For full tabell- og figurforklaring, se **tabell 3** og **figur 5**.

Region	Regionalt bestandsmål	Antall familiegupper av gaupe påvist i 2011	Prognose for antall familiegupper i 2012 (FG <sub>2012</sub> ) [75 % CI]	Sannsynlighet for at FG <sub>2012</sub> < bestandsmålet
2	12	14,5	11,9 [7,4-17,2]	51 %
3	5	4,5	4,2 [1,9-6,7]	66 %
4	6	6	7,0 [4,4-9,5]	31 %
5	10	11	11,6 [9,0-14,5]	23 %
6	12	18	12,5 [7,5-18,0]	46 %
7	10	8,5	5,8 [1-10,4]	86 %
8	10	11,5	11,1 [4,0-16,5]	41 %







*Norsk institutt for naturforskning (NINA) er et nasjonalt og internasjonalt kompetansesenter innen naturforskning. Vår kompetanse utøves gjennom forskning, utredningsarbeid, overvåking og konsekvensutredninger.*

*NINAs primære aktivitet er å drive anvendt forskning. Stikkord for forskningen er kvalitet og relevans, samarbeid med andre institusjoner, tverrfaglighet og økosystemtilnærming. Offentlig forvaltning, næringsliv og industri samt Norges forskningsråd og EU er blant NINAs oppdragsgivere og finansieringskilder.*

*Virksomheten er hovedsakelig rettet mot forskning på natur og samfunn, og NINA leverer et bredt spekter av tjenester gjennom forskningsprosjekter, miljøovervåking, utredninger og rådgiving.*

ISSN:1504-3312  
ISBN: 978-82-426-2369-0

## Norsk institutt for naturforskning

NINA Hovedkontor

Postadresse: Postboks 5685 Sluppen, NO-7485 Trondheim

Besøks/leveringsadresse: Tungasletta 2, NO-7047 Trondheim

Telefon: 73 80 14 00, Telefaks: 73 80 14 01

E-post: [firmapost@nina.no](mailto:firmapost@nina.no)

Organisasjonsnummer 9500 37 687

<http://www.nina.no>

Samarbeid og kunnskap for framtidens miljøløsninger