

Aldersfordeling for krondyr under hensyntagen til systematiske fejl- kilder og tilfældige bestemmelsesusikker- heder

Notat fra DCE - Nationalt Center for Miljø og Energi
marts 2017

Dato: 24.

Af Peter Sunde og Thorsten Johannes Skovbjerg Balsby
Institut for Bioscience

Antal sider: 14

Faglig kommentering:
Aksel Bo Madsen

Kvalitetssikring, centret:
Jesper R. Fredshavn



AARHUS
UNIVERSITET

DCE - NATIONALT CENTER FOR MILJØ OG ENERGI

Tel.: +45 8715 0000
E-mail: dce@au.dk
<http://dce.au.dk>

Indhold

1	Baggrund	3
2	Metode	4
3	Resultater	5
3.1	Regressionsmodellerne	5
3.2	Estimering af aldersfordelinger	6
3.3	Systematiske fejlkilder og "tilfældige" bestemmelsesusikkerheder	7
4	Diskussion	10
5	Konklusion	12
6	Referencer	13

1 Baggrund

I 2014 udgav DCE rapporten: "Bæredygtig krondyrforvaltning" (Sunde og Haugaard 2014). I rapporten præsenteredes et datasæt, hvor den sande alder for nogle kronhjorte blev sammenlignet med den alder, der blev estimeret ved tandsnit (fig 5). Estimatet fra denne relation blev brugt til at korrigere de estimerede aldersfordelinger for enkeltpopulationer, der blev estimeret på basis af tandsnit.

Der er siden blevet rejst spørgsmål til de valg, der er foretaget i nogle af de statistiske analyser i rapporten. Spørgsmålene til rapporten har især drejet sig om tandsnitsmetodens anvendelighed til aldersbestemmelse af krondyr i Danmark (figur 5 og 6 i rapporten). Dette har medført at aldersbestemmelse ikke bliver en obligatorisk del af vildtudbytteindberetningen for krondyr. Argumentet var at der var for megen usikkerhed på aldersbestemmelsen når tandsnitsmetoden anvendtes (<http://www.jaegerforbundet.dk/om-dj/nyhedsarkiv/2016/bliv-klogere-pa-den-nye-forvaltningsplan/>). Denne beslutning er taget på trods af, at aldersbestemmelse vha. tandsnitsmetoden er veldokumenteret (Perez-Barberia et al. 2014). Azoritet et al. 2004 viste, at 86 % af dyrene i en spansk population bestemmes korrekt ± 1 år ved tandsnitsmetoden, men at molar metoden var lidt mere korrekt for denne population. Men tandsnitsmetoden anvendes aktivt i hjortevildtforvaltningen i landene omkring os, fx Norge (NINA 2017).

Dette notat gennemgår de statistiske muligheder, der er for at gennemføre en relation mellem krondyrs alder og tandsnitsmetodens estimer. Herunder vurderes hvordan alternative estimer for korrektionen (dvs. regressiernes hældningskoefficienter) påvirker den estimerede aldersfordeling. Resultatet af analyserne sættes i perspektiv til konklusionerne i rapporten fra 2014.

2 Metode

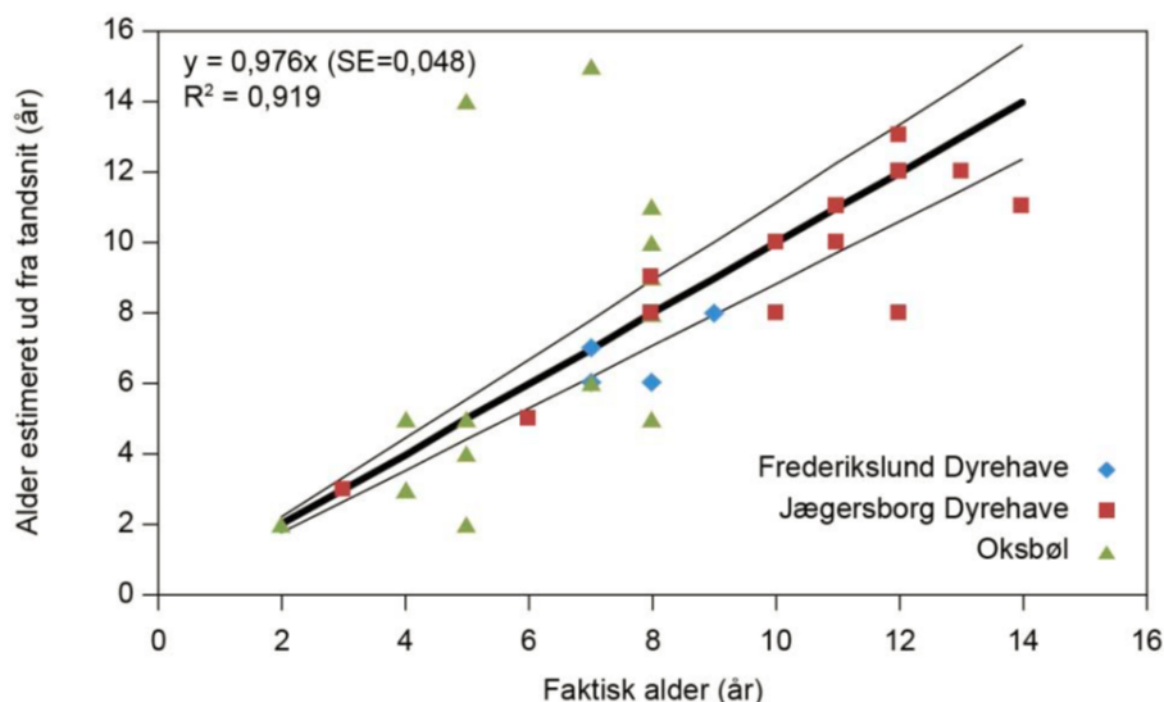
For beskrivelse af data og metoder til at estimere aldersfordelinger henvises til rapporten "Bæredygtig krondyrforvaltning" (Sunde & Haugaard 2014), da de data der analyseres i dette notat er de samme.

Regressionen (fig. 5 i rapporten) omfatter samtlige målinger, herunder også 2 outliers, der markant afviger fra de øvrige observationer. Ved at tvinge regressionen gennem skæringen mellem x- og y-aksen opnås at hjorte med en alder på 0 år ikke har en tandsnitsalder forskellig fra 0. Alderen op til 1 år kan i øvrigt bestemmes præcist på basis af tilstedeværelsen af mælketænder (Perez-Barberia et al. 2014). Relationen mellem faktisk alder og alder estimeret ved tandsnit kunne også være testet ved ikke at tvinge regressionslinjen gennem 0,0, men implikationen af at lade skæring med y-aksen flyde, er at man så tillader at en hjort med en alder på 0 år har en tandsnitsalder forskellig fra 0 i modstrid med det biologiske system, der undersøges.

Blandt de 37 kronhjorte (fig. 5 i rapporten) var der 2 outliers. Det kan diskuteres om disse outliers bør medtages eller ej. Generelt anbefales det at lave analysen med og uden outliers for at undersøge hvordan outliers påvirker regressionen og i særdeleshed om outliers påvirker signifikansen for relationen (Quinn & Keough 2002). Hvis outliers ikke påvirker regressionen er der ingen regler om hvorvidt de skal medtages eller ej. Kombinationerne af valgene mht. outliers og skæring med y-aksen giver 4 forskellige regressioner: med eller uden outliers og med eller uden skæring gennem 0,0.

Vi har brugt SAS 9.3 (SAS Institute, Cary, NC) til at estimere regressionerne og teste antagelser vedr. residualernes normalitet.

3 Resultater



Figur 5 fra Sunde & Haugaard 2014. Alder estimeret ud fra tandsnit plottet mod kendt alder for 37 krondyr fra tre danske bestande. Den tykke linje angiver regressionslinjen af den estimerede sammenhæng mellem alder bestemt ved tandsnit og dyrets faktiske alder med skæring i punktet 0,0. De tynde linjer angiver 95 % -sikkerhedsgrænser for bestemmelsen af den rette linje. Dyr til og med det 2. fyldte år kan aldersbestemmes uden usikkerhed ud fra sammensætningen af mælketænder og blivende tænder.

3.1 Regressionsmodellerne

I de modeller hvor alle observationer er inkluderet viser Sharpiro-Wilks test at residualerne afviger signifikant fra normalfordeling. Hvorimod modeller uden de to outliers ikke afviger signifikant fra normalfordeling (Tabel 1). Det bør bemærkes at regressionsmodeller er robuste overfor moderate afvigelser fra antagelser om normalitet (Tabachnick & Fidell 2006).

Hvis outliers fjernes fra modellen fås en lavere hældningskoefficient, dog stadig inden for standard error fra det oprindelige estimat. Tilstedeværelse af outliers ændrer derfor ikke væsentlig ved resultatet af regressionen. Så for at undgå at lave en selektiv præsentation af data blev outliers bibeholdt i modellen i rapporten (Sunde & Haugaard 2014). Denne praksis i forhold til håndtering af outliers er i overensstemmelse med Quinn & Keough (2002).

Den model, der inkluderer alle observationer samt en skæring med y-aksen i 0,0, resulterer også i en lavere hældningskoefficient. Denne model giver dog samtidig det dårligste fit til data i forhold til de 3 øvrige modeller, indikeret ved den laveste R^2 -værdi (tabel 1).

Tabel 1. Estimerer for regressionslinierne, samt test af om residualerne er normalfordelte (Shapiro-Wilk) for fire regressionsmodeller, med og uden skæring i 0,0 samt med og uden outliers.

	Model C	Model D	Model F	Model G
Outliers	Alle 37 obs.	Alle 37 obs.	35 obs.	35 obs.
Skæring med 0,0	Ja	Nej	Ja	Nej
R ²	0.919	0.518	0.971	0.807
df	1, 36	1, 35	1, 34	1, 33
F	408.1	37.6	1128.5	138.2
p	<0.001	<0.001		<0.001
Hældning	0.976	0.836	0.936	0.941
SE hældning	0.048	0.136	0.028	0.08
Intercept		1.269		-0.039
t intercept		1.1		0.06
p intercept		0.2773		0.955
Sharpiro-Wilk, W	0.768	0.801	0.973	0.971
Sharpiro-Wilk, p	<0.001	<0.001	0.535	0.479

3.2 Estimering af aldersfordelinger

Når aldersfordelingen af krondyr beskrives ud fra et sæt målinger kan det betragtes som en model, der beskriver alderen som en funktion af den faktiske alder plus eller minus de systematiske og tilfældige bestemmelsesfejl, som de enkelte aldersbestemmelser giver. I en sådan model vil individer, der faktisk tilhører en given aldersklasse (x), bestemmes til aldersklassen $f(x)'$, så hvis man betragter hjorte i en estimeret aldersklasse vil den derfor både bestå af individer, som er korrekt aldersbestemt, og af individer som i virkeligheden er yngre eller ældre men som er fejlbestemt til aldersklassen $f(x)'$.

Rent matematisk kan antallet af observationer som bliver anført til at tilhøre en given alder (i) beskrives som:

$$f(x=i)' = f_{(x=0)}p_{\{x'=i|x=0\}} + f_{(x=1)}p_{\{x'=i|x=1\}} + \dots + f_{(x=i)}p_{\{x'=i|x=i\}} + \dots + f_{(x=n)}p_{\{x'=i|x=n\}} \quad (1)$$

hvor $f(x)$ er det 'sande' antal observationer med alderen x, og $p_{\{x'=i|x\}}$ er sandsynligheden hvormed en observation med alderen x bliver målt til at have alderen i.

Da de fleste fejlbestemmelser af alderen normalt ligger inden for $\pm 1-2$ år af den virkelige alder, er det normal praksis at betragte denne fejlkilde som værende tilfældig støj, hvor usikkerheden går til begge sider (dvs. at aldersbestemmelsen i gennemsnit bliver korrekt, dvs. at der ikke er en systematisk over- eller underestimering af den gennemsnitlige alder). DCE er heller ikke bekendt med litteratur som korrigerer aldersfordelinger for 'tilfældig' bestemmelsesusikkerhed. I aldersfordelinger hvor antal dyr aftager med stigende aldersklasse (hvilket er tilfældet i de fleste livstabeller) vil en tilfældig usikkerhed, der går lige meget opad og nedad i alder altså føre til at et kon-

kret dyr ligeså ofte havner i en højere som en lavere aldersklasse, hvilket altså betyder at der vil være for mange dyr i en for høj aldersklasse. Som konkret eksempel kan nævnes at i en livstabel som er karakteriseret ved en årlig dødelighed på 50 %, så vil der i gennemsnit være fire gange så mange individer som dør ved alderen $i-1$ som ved alderen $i+1$ fordi der vil være fire gange så mange individer $([1-0.5]^2)$ "at dø af" i aldersklasse $i-1$ som ved alderen $i+1$. Hvis chancen for at et individ bliver aldersbestemt til at være et år for meget eller for lille er den samme for alle individer, vil der altså være fire individer i aldersklasse $i-1$ som bliver estimeret til at være et år for gammel for hvert individ i aldersklasse $i+1$ som bliver estimeret til at være et år for ungt. Tilfældig usikkerhed omkring aldersbestemmelser vil altså under normale bestandsforhold, føre til at de tilsyneladende (de empirisk estimerede) aldersfordelinger har en højere gennemsnitlig alder end den sande, underliggende aldersfordeling. Dvs. at den gennemsnitlige årlige overlevelse bliver estimeret til at være højere end den er i virkeligheden.

3.3 Systematiske fejlkilder og "tilfældige" bestemmelsesusikkerheder

Da $l(x)'$ er en sammensat funktion af den sande underliggende aldersfordeling tilføjet den stokastisk betingede bestemmelsesusikkerhed og eventuelt en korrektion for systematisk over- eller understimering af den sande alder, kan $l(x)$ estimeres iterativt ud fra $l(x)'$ ilagt den forventede bestemmelsesfejl. Eller sagt med ord: Hvis der i en tilsyneladende aldersfordeling er registreret at 8 ud af 659 dyr (1,2 %) overlever til alderen 8, så kan det sande antal dyr, som overlever til denne alder estimeres (iterativt), som den $l(x)$ -værdi som resulterer i en $l(x)'$ -værdi på 1,2 % og en $a(x)'$ -værdi på 8 individer.

Forskellige analytiske metoder kan bruges til at komme frem til dette resultat, som det vil føre for vidt at redegøre for i dette notat. Vi vil derfor indskrænke os til at forklare, at der i beregningerne har været anvendt en metode, hvor $l(x)$ findes ved at 'tune' den sande aldersfordeling ved at multiplicere den årlige dødelighed per aldersklasse, $q(x)$, med en korrektionsfaktor således at den afledte, observerede fordelings a_8' -værdi bliver 8 (svarende til en l_8' -værdi på 1,2 %). Denne øvelse er foretaget for en række forskellige korrektionsfaktorer for sammenhæng mellem opgivet kendt alder og ved tandsnitmetoden estimeret alder fra (Sunde & Haugaard, 2014), dvs. med og uden fikseret skæring i 0,0 og med og uden de to outliers. I forbindelse med beregningerne, blev sandsynlighederne for aldersafvigelse modificeret således, at alle sandsynligheder for at dyr med en sand alder på mindst 2 år blev fejlbestemt til 0 eller 1 år (ifølge de statistiske kalibreringsmodeller) blev lagt til sandsynligheden for at dyret blev tillagt en observeret alder på 2 år (da en yngre alder end 2 år vil fremgå af tandformelen).

I det følgende er korrigeret a_x og l_x ved alder 5 og 8 år estimeret ved brug af syv forskellige kalibreringsmodeller for estimeret alder som funktion af kendt alder, samt tilfældig usikkerhed (residualvariation) på aldersbestemmelserne. Model A repræsenterer en model hvor den målte alder altid er identisk med den sande alder: Dette er den gængse model for livstabelundersøgelser, og den som blev benyttet i Sunde & Haugaard (2014). Model B repræsenterer en model, hvor den målte alder i gennemsnit er identisk med den sande alder, men med en bestemmelsesusikkerhed svarende til en standardafvigelse på residualvariationen på 2,45 år: Denne model kan begrundes med den lineære regressionsmodel med skæring i (0,0) i Fig. 5 i Sunde & Haugaard (2014), hvor hældningen (0,97) ikke var signifikant forskellig fra 1. Model C er identisk med model B, med den forskel at regressionslinjens

hældning er sat til 0,97 som estimeret. Model D er baseret på en lineær regressionslinje med en estimeret skæring med y-aksen. Modellerne E, F og G svarer til modellerne B, C og D, men er baseret på et reduceret datasæt, hvor de to meget afvigende observationer i forhold til sammenhængen mellem målt og opgivet alder var taget ud af datasættet.

Af forståelsesmæssige grunde er der først beregnet hvilke tilsyneladende aldersfordelinger, som fremkommer, hvis den i Sunde & Haugaard (2014, appendiks 6) målte aldersfordeling betragtes som en sand aldersfordeling, som derefter tillægges den systematiske og tilfældige bestemmelsesfejl repræsenteret ved model B-G. Derefter bestemmes ved hjælp af iteration, hvilke 'sande' a_x og l_x -værdier, som skal til for at de empirisk målte aldersfordelinger får det fundne antal overlevende individer til 5- og 8-års-alderen ved benyttelse af model B-G.

Når den systematiske og tilfældige bestemmelsesfejl repræsenteret ved model B-G tillægges den oprindeligt, empirisk bestemte aldersfordeling, findes at antallet (a_x) og andelen (l_x) af hjorte som overlever til 8-års-alderen stiger fra 1,2 % til mellem 2,0 og 7,8 % for de forskellige alderskorrektionsmodeller svarende til en reduktion i den gennemsnitlige årlige dødelighed fra 2 til 8 års alder fra 49 % i den empirisk beskrevne aldersfordeling til mellem 30 og 44 % (Tabel 2). Alle *alderskorrigerede modeller* indikerer altså en højere gennemsnitsalder og dermed lavere dødelighed end den ikke-korrigerede model A's 'aldersfordeling' tilsiger. Forskellene mellem de empirisk bestemte (model A) og de afledte antal overlevende individer til alderen 5 og 8 år er klart størst for modellerne B-D, hvilket kan forklares ved disses større residualvariation i forhold til modellerne E-G. Den mest beskedne øgning i antal overlevende hjorte til alderen 5 og 8 år fås ved brug af modellerne F og G, som med hældning på 0,94 indberegner en systematisk underestimering på 6 % (1-0,94) af den sande alder. Dette er dog ikke tilstrækkeligt til at kompensere for effekten af tilfældig bestemmelsesvariation.

Når der efterfølgende regnes baglæns (Tabel 3) for at finde hvilke underliggende aldersfordelinger, som vil resultere i empirisk fremkomne fordelinger med 84 (12,7 %) hjorte, som overlever til 5-års-alder og 8 (1,2 %) som overlever til 8-års-alder findes, at den reelle andel hjorte, som overlever til 8-års-alderen, reduceres til mellem 0 og 0,6 % afhængig af korrektionsmodel (Tabel 3).

For model B-D vil det for at opnå en empirisk målt andel hjorte på 12,7 % til 5-årsalderen og 1,2 % til 8-årsalderen, kræve at ingen hjorte i virkeligheden overlever til 5-årsalderen, da alle individer bestemt til at være 5 år eller ældre vil være fejlbestemmelser (Tabel 3). Dette skyldes en større residualvariation. Dette er naturligvis en helt urealistisk antagelse, som hverken understøttes af det generelle fit mellem den empirisk målte og den afledte aldersfordeling eller empiriske data fra felt som indikerer at nogle nedlagte hjorte fra Djursland opnåede en krops-og gevirstørrelse, som tilsagde at de var ældre end fire år.

Ifølge modellerne E-G skulle den sande andel af hjorte som overlever til 8-årsalderen være mellem det halve og en tredjedel af den empirisk bestemte andel, svarende til en øgning i den gennemsnitlige årlige dødelighed fra 2 til 8-årsalderen på mellem 6 og 9 procentpoints. Det skal i denne sammenhæng pointeres, at selv den mest konservative korrektionsmodel, som inkorporerer en systematisk underestimering af den empirisk målte alder, resulterer i

en underliggende, sand aldersfordeling med en lavere gennemsnitlig årlig overlevelse og en lavere andel individer som overlever til alderen 5 og 8 år end det som fremgår af den empirisk opnåede aldersfordeling. Dette skyldes at effekten af den moderate, tilfældige bestemmelsesusikkerhed, svarende til en standardafvigelse på 1,4 år opvejer effekten af en systematisk underestimering af den sande gennemsnitsalder på 0,06 år per leveår.

Tabel 2 Betydning af forskellige typer af korrektion for og bestemmelsesusikkerhed på estimeret alder ved død for antal (a_x) og andel (l_x) individer som vil blive estimeret til at overleve til henholdsvis 5 og 8 års alder såfremt aldersfordelingen for hjorte på Djursland i Sunde & Haugaard (2014: appendiks 6) repræsenterede den sande aldersfordeling (dvs. at alle dyr var aldersbestemt uden bestemmelsesusikkerhed). Korrektionsmodel A repræsenterer en aldersbestemmelsesmetode helt uden usikkerhed, dvs. hvis den målte aldersfordeling er identisk med den sande aldersfordeling. Modellerne B-D repræsenterer forskellige alderskorrektioner baseret på alle 37 individer med opgivet kendt alder i Sunde & Haugaard (2014: Fig. 5), mens modellerne F-G er baseret på det samme datasæt men hvor der var taget 2 afvigende observationer ud af datasættet. $\bar{q}_{x-y}$: Den gennemsnitlige årlige dødelighed fra alderen x til alderen y.

Model for korrektion af estimeret alder				Forudsigelse: 5-årsalder			Forudsigelse: 8-årsalder		
	skæring	Hældning	SD(residual)	a_5	l_5	$\bar{q}_{2-5}$	a_8	l_8	$\bar{q}_{2-8}$
A	0	1	0	84	13%	43%	8	1,2%	49%
B	0	1	2,45	155	24%	30%	37	5,7%	34%
C	0	0,97	2,47	149	23%	31%	35	5,2%	35%
D	1,27	0,84	2,44	198	30%	24%	51	7,8%	30%
E	0	1	1,41	122	19%	35%	17	2,6%	42%
F	0	0,94	1,41	105	16%	38%	13	2,0%	44%
G	-0,04	0,94	1,41	105	16%	38%	13	2,0%	44%

Tabel 3. Det 'sande' antal (a_x) og andel (l_x) individer som overlever til henholdsvis 5 og 8 års alder estimeret ud fra den observerede 'tilsyneladende' aldersfordelingen for hjorte på Djursland i Sunde & Haugaard (2014: appendiks 6) under forudsætning af forskellige typer af korrektion for og bestemmelsesusikkerhed på estimeret alder ved død. Korrektionsmodel A repræsenterer en aldersbestemmelsesmetode helt uden usikkerhed, dvs. hvis den målte aldersfordeling er identisk med den sande aldersfordeling. Modellerne B-D repræsenterer forskellige alderskorrektioner baseret på alle 37 individer med opgivet kendt alder i Sunde & Haugaard (2014: Fig. 5), mens modellerne F-G er baseret på det samme datasæt men hvor der var taget 2 afvigende observationer ud af datasættet. $\bar{q}_{x-y}$: gennemsnitlig årlig dødelighed fra alderen x til alderen y.

Model for korrektion af estimeret alder				Forudsigelse: 5-årsalder			Forudsigelse: 8-årsalder		
	skæring	hældning	SD(residual)	a_5	l_5	$\bar{q}_{2-5}$	a_8	l_8	$\bar{q}_{2-8}$
A	0	1	0	84	13%	43%	8	1,2%	49%
B	0	1	2.45	0	0%	100%	0.0	0.0%	100%
C	0	0.97	2.45	0	0%	100%	0.0	0.0%	100%
D	1.27	0.84	2.47	0	0%	100%	0.0	0.0%	100%
E	0	1	1.41	37	6%	56%	2.4	0.4%	58%
F	0	0.94	1.41	54	8%	50%	3.8	0.6%	55%
G	-0.04	0.94	1.43	59	9%	49%	3.7	0.6%	55%

4 Diskussion

Alle regressionerne inklusiv de robuste regressioner viser at den faktiske alder fint afspejler den alder, der estimeres vha. tandsnit da regressionerne forklarer 51,8- 97,1 % af variationen i datasættet. Dette resultat støtter flere andre undersøgelser, der dokumenterer at tandsnit er en pålidelig metode til estimering af alder hos hjorte (Perez-Barberia et al 2014). Der er således intet belæg for at anfægte tandsnitsmetodens anvendelighed. Nogle af analyserne, hvor hældningen er mindre end 1 indikerer at tandsnitsmetoden vil overestimere alderen, dette vil være i overensstemmelse med den teoretiske forventning hvis der er 1-2 års usikkerhed på aldersbestemmelsen vha. tandsnitsmetoden.

Figur 5 i rapporten: "Bæredygtig krondyrforvaltning" fra 2014 var en dokumentation af at tandsnitsmetoden på de danske krondyr kan bruges. Uanset hvordan de 37 observationer analyseres, så er det få observationer, og et større datamateriale kunne være ønskværdigt. Men de observationer der foreligger støtter til fulde den etablerede tandsnitsmetodes anvendelighed.

Det ville dog være ønskværdigt om der havde været et større datamateriale, der kunne have givet et mere sikkert estimat på korrektionsfaktoren. Men uanset hvilken korrektionsfaktor der anvendes har det ikke den store betydning for den estimerede aldersstruktur.

Notatets analyse af figur 5 i rapporten "Bæredygtig krondyrforvaltning" viser således at ændrede analysemetoder kun har perifær betydning for rapportens konklusion om krondyrbestandens skæve aldersfordeling og hvordan denne med en målrettet forvaltning bedre kunne balanceres.

De estimerede aldersfordelinger der fremkommer ved brug af de andre korrektionsfaktorer viser alle en meget skæv aldersfordeling med et betydeligt underskud af gamle hjorte. Faktisk så giver den korrektion, der blev brugt i rapporten fra 2014 en mindre skæv aldersfordeling, end nogle af de øvrige korrektionsværdier. En mere skæv aldersfordeling indikerer at der er endnu færre gamle kronhjorte dvs. et endnu større behov for forvaltning af afskydningen.

Rapporten fra 2014 bygger på den tilgængelige stikprøve, hvor det antagelig kun er en del af de skudte dyr på Djursland, der er indsamlet. Analysen forudsætter at stikprøven er repræsentativ, både for Djurslands krondyr, og for krondyrbestanden i Danmark generelt. Da de gamle aldersklasser er sjældne sammenlignet med de yngre aldersklasser i populationen, så vil stikprøvens repræsentativitet være følsom overfor aldersbetingede forskelle i sandsynligheden for at kæber fra dyrene indsendes. Det betyder, at hvis kæber fra gamle hjorte er mindre tilbøjelige til at blive indsendt sammenlignet med yngre hjorte, så vil det give et skævt billede og bidrage til en estimeret skæv aldersfordeling.

I denne sammenhæng betyder den nuværende frivillige indrapportering af alder, at prøvestørrelsen kan blive for lille og dermed skabe større usikkerhed på estimatet for populationsstrukturen. Desuden kan forskelligt incitament i den frivillige indsendelse af kæber fra de forskellige aldersklasser medføre en skævvridning af datasættet. Det bedste grundlag for forvaltning

gen af krondyr i Danmark ville derfor opnås ved en obligatorisk indsamling af kæber fra alle skudte dyr, eller alternativt en indsendelse af kæber baseret på en tilfældig udvælgelse fra jægere og dyrenes aldersklasser.

En systematisk indsamling af kæber vil også give et reelt grundlag for at kunne sammenligne regionale forskelle i aldersstrukturen, og derved give mulighed for en vidensbaseret regional forvaltning af de regionale bestande.

5 Konklusion

Uanset hvilken korrektionsfaktor der anvendes ses en meget skæv aldersfordeling med få gamle kronhjorte. Den primære konklusion i Sunde & Haugaard (2014) er der således ikke grundlag for at ændre. Hvis målet er en dansk bestand af krondyr med en sund aldersstruktur er der således et betydeligt behov for en målrettet forvaltning af jagten på krondyr i Danmark.

Der er heller ikke grundlag for at anfægte tandsnitsmetodens anvendelighed til aldersbestemmelse af kronhjort, for selvom den ikke er præcis, så er usikkerheden på metoden kun 1-2 år.

Et vigtigt grundlag for en fremtidig forvaltning af krondyrbestanden burde dog baseres på en mere fuldstændig viden om aldersstrukturen i populationen, både regionalt og nationalt, hvilket fordrer en systematisk indsendelse af kæber.

6 Referencer

Azorit, C., Munoz-Cobo, J., Hervas, J. & Analla, M. 2004. Aging through growth marks in teeth of Spanish red deer. - Wildl. Soc. Bull. 32, 702-710.

NINA 2017. Overvåkingsprogrammet for hjortevilt.

<http://www.nina.no/Vårefagområder/Miljøovervåking/Hjortevilt/Kjever-og-livmormateriale-fra-hjortevilt>

Perez-Barberia, F.J., Duff, E.I., Brewer, M.J. & Guinness, F.E. 2014. Evaluation of methods to age Scottish red deer: the balance between accuracy and practicality. - Journal of Zoology, 294, 180-189.

Quinn, G.P. & Keough, M. J. 2002. Experimental Design and Data Analysis for Biologists. Cambridge University Press, Cambridge.

Sunde, P., & Haugaard, L. 2014. Bæredygtigt krondyrforvaltning - Populationsbiologiske analyser af krondyrbestandene på Oksbøl og Djursland med reference til jagtlig forvaltning. - Videnskabelig rapport fra DCE - National Center for Miljø og Energi, Aarhus Universitet. Nr. 106. 76 sider.

Tabachnick, B.G. & Fidell, L.S. 2006. Using Multivariate statistics. 5th edition. Pearson.