

## Boöverlevnad hos strandängshäckande vadare: den relativa betydelsen av predation och trampskador av betesdjur

*Nest survival among waders breeding on coastal meadows: the relative importance of predation and trampling damages by livestock*

RICHARD OTTVALL

---

### Abstract

Nest survival among eight wader species *Charadrii* in relation to densities of grazing livestock (0–2 livestock/day/ha) was investigated on Öland, southeastern Sweden in 2004. When analysing a pooled data set of 173 nests, nest survival was not related to densities of livestock. Only six nests were destroyed from trampling by livestock and the estimated trampling risk of nests was low. Another analysis of 122 nests produced significantly negative relationships between nest survival and initiation of incubation. Nests were depredated more often later in the season. Nest survival was not related to livestock density or to vegetation height at nests. May-field estimates of hatching success were 2–21% for four of the different wader species. The highest hatching success was found in Lapwing *Vanellus vanellus* (21%)

and Ringed Plover *Charadrius hiaticula* (20%), and the lowest in Oystercatcher *Haematopus ostralegus* (2%), while Redshank *Tringa totanus* had intermediate hatching success (11%). This study indicates that, at current grazing management, predation has a higher relative impact on nest survival of waders breeding on coastal meadows compared to direct and indirect effects of grazing animals.

*Richard Ottvall, Ekologihuset, Lunds universitet, 223 62 Lund och Höskolan på Gotland, Cramérgatan 3, 621 67 Visby. Nuvarande adress: 26, Bd de la Perruque Bat 1, F-34000 Montpellier, Frankrike.  
E-mail: richard.ottvall@zoekol.lu.se.*

---

Received 27 October 2004, Accepted 11 January 2005, Editor : S. Svensson

### Inledning

Många av de vadare som häckar på strandängar har minskat i antal i södra Sverige under senare tid (t.ex. Johansson 2004). Strandängarna har ofta en lång historia som betesmarker, främst för sommarbete för kor. Betestrycket skapar förutsättningar för en rik fågelfauna och flera arter är helt beroende av betade strandängar för deras fortsatta existens i landet. För andra arter har betade strandängar framstått som en viktig biotop allteftersom jordbruksmarken har intensifierats genom utdikningar och sammanslagningar till större brukareheter. Ingen annan biotop i landet kan uppvisa liknande höga tätheter av olika vadare som betade strandängar.

Förvaltande myndigheter har gjort stora insatser för strandängarnas bevarande i form av olika skötselåtgärder och betesstöd. De nationella betesstöden har sedan 1995 ersatts av EU-stöd, vilket till hälften finansieras av medlemslandet självt. Miljöstöd till betesmarker och slåtterängar uppgick 2003 för hela landet till ca 700 miljoner

kronor och arealen betesmarker och slåtterängar som uppbringade miljöstöd ökade med 40.000 ha till sammanlagt drygt 430.000 ha mellan 2001 och 2003 (Jordbruksverket 2004). Trots detta är detaljkunskaperna bristfälliga om hur strandängarna skall skötas för att uppnå de bästa förutsättningarna för fågelfaunan (Johansson m.fl. 1986, Jordbruksverket 1998).

Vegetationshöjden påverkar tätheten av häckande vadare och det är därför viktigt att skapa de rätta betesförutsättningarna för att åstadkomma bra bo- och födosöksplatser (Jordbruksverket 1998). Rekommenderade tätheter av betesdjur för svenska förhållanden är maximalt 2–2,5 betande kor/ha, med tillägget att djuren inte bör släppas ut på ängarna förrän tidigast i slutet av maj, efter det att en stor andel vadarkullar har kläckt (Alexandersson m.fl. 1986). Men för arter såsom rödbena *Tringa totanus* och brushane *Philomachus pugnax* överlappar betesperioden med respektive arts ruvningsperiod.

Det är ett känt faktum att betande djur ibland orsakar skador på bon hos markhäckande fågelarter.

En omfattande studie från Nederländerna (Beintema & Müskens 1987) visade på en nästintill obefintlig kläckningsframgång hos flera arter vadare vid tätheter av 4–6 betande kor/ha. Den låga boöverlevnaden orsakades främst av trampskador från de betande djuren. Huruvida indirekta effekter av betesdjur kan påverka boöverlevnad och reproduktion hos vadare är mer oklart; möjligen kan betesdjuren störa fåglarna under ruvningen, vilket kan leda till en lägre kläckningsframgång p.g.a. ökad predation eller att bon övergivs (Shrubbs 1990, Hart m.fl. 2002). Betestrycket kan också påverka vegetationens struktur och höjd, och bon kan vara mer sårbara för predation i en homogen och kortvuxen miljö jämfört med en heterogen miljö med varierande vegetationshöjder (Baines 1990).

Med utgångspunkt i den generella kunskapsbrist för strandängshäckande vadare som finns i Sverige ville jag undersöka betesdjurens direkta och indirekta effekter på boöverlevnad hos vadare. Studieområdet utgjordes av havsstrandängar på Öland med olika tätheter av betesdjur (0–2 djur/ha). Sammantaget noterades en mycket låg andel kläckta kullar, men merparten av boförlusterna orsakades av predation som inte var relaterad till tätheten av betesdjur. Endast ett fåtal vadarbon trampades sönder av betesdjuren och tramprisken uppskattades som låg. Den låga kläckningsframgången är oroväckande och kan vara en bidragande orsak till observerade populationsminskningar hos strandängshäckande vadare.

## Material och metoder

### *Studieområdet och metodik*

I den här studien eftersträvades fållor med olika betesregim, d.v.s. olika tätheter av betesdjur, samt med varierande tid för betespåsläpp. Trettiofem betesfällor valdes ut på öländska strandängar, men eftersom vadarbon inte kunde hittas i samtliga fållor vid det första besöket, återstod 27 olika betesfällor/hagar som besöktes vid flera tillfällen. Detaljer kring de olika fållorna finns i Tabell 1. Startdatum varierade mellan fållorna eftersom de besöktes vid olika dagar, men eftersträvades att vara så lika som möjligt. Återbesök gjordes med 5–13 dagars mellanrum. I flertalet fållor eftersöktes vadarbon vid tre eller fyra tillfällen, i Ottenby naturreservat gjordes upp till sju besök. I några fållor kunde inga aktiva bon hittas vid det första återbesöket och därmed gjordes inga fler försök att hitta bon. Arealen för fållorna beräknades från satellitbilder eller med hjälp av en GPS (Global Positioning System).

I varje fålla letades några lämpliga observationsplatser upp där ett bärbart gömsle kunde placeras för bra översikt. Efter det att ruvande fåglar skrämts upp från boet gjordes observationer från gömslet av återvändande fåglar. Minst 30 min spenderades i gömslet vid varje tillfälle och beroende på vadarnas beteenden flyttades eventuellt gömslet. För mindre fållor med få vadarbon kunde ett besök vara i två timmar. I större områden, som Ottenby och Stora Ören, krävdes åtminstone en heldag för att uppnå tillfredsställande täckning. För att minimera störningarna spenderades maximalt två timmar på samma utsiktsplats, därefter flyttades gömslet. En del bon upptäcktes när ruvande fåglar stöttes från boet, andra bon hittades av en ren slump när observatören passerade boet. Dessutom hittades flera rödbenebon när ett område kring ett funnet bo av tofsvipa *Vanellus vanellus* fingranskades.

Vid alla funna bon noterades antalet ägg, och för flertalet bon också vegetationshöjden vid boet och kullens ruvningsstadium. Vegetationshöjden mättes genom att en träskiva placerades vid boet och från fem meters håll noterades knästående den höjd som var till hälften täckt av vegetationen (Ekstam & Forshed 1996). Därefter vändes träskivan 180 grader och en liknande mätning gjordes från andra hållet. Medelvärdet av dessa två mätningar användes vid senare analyser. Ruvningsstadiet noterades genom att ett ägg från varje kull placerades i ett glas med vatten vartefter äggets lutning i vattnet visade hur långt ruvningen var gången. På så sätt kunde ett datum för ruvningsstart respektive kläckning uppskattas utifrån en skala utarbetad på rödbena, men vilken fungerar även hos andra vadares ägg (Van Paassen et al. 1984). Återbesök gjordes 5–13 dagar efter första besöket och framåt tills dess äggen var kläckta, försvunna eller förstörda. Boets läge markerades inte ut på något särskilt sätt i terrängen, men detaljerade kartskisser för varje bo samt nyttjande av GPS underlättade återbesöken.

### *Statistiska analyser*

Som enhet för betestryck användes antalet betande djur/ha/dag. I flertalet hagar var antalet djur konstant, men i några hagar varierade antalet djur vilket i dessa fall försvårade bedömningen av betestrycket. Ottenby naturreservat var det område som var mest besvärligt i detta avseende och där betraktades all betesmark som en fålla. Stora Örens fågelskyddsområde var ett annat problematiskt område, där vissa delar av arealen betades

Tabell 1. Datum för utsläpp av betesdjur och uträkning av antal djur/dag/ha, tidsperiod för studien samt antal analyserade vadarbon i respektive betesfälla.

*Release date of livestock and number of livestock/day/ha, start and end dates for the study and number of wader nests used in analyses for each meadow, respectively.*

Område	Utsläpp	Start	Slut	Yta (ha)	Djur	Täthet	Djur/ dag/yta	Bon
<i>Locality</i>	<i>Release</i>	<i>Start</i>	<i>End</i>	<i>Area</i>	<i>Livestock</i>	<i>Density</i>	<i>Livestock/ day/area</i>	<i>Nests</i>
Beteby	10 maj	10 maj	14 jun	29,9	23	0,8	0,8	15
Bondängen	<21 maj	21 maj	2 jun	88,0	68	0,8	0,8	2
Bröttorp A	16 maj	12 maj	20 maj	6,7	4	0,6	0,3	1
Bröttorp B	16 maj	12 maj	2 jun	11,0	19	1,7	1,4	2
Bröttorp C		12 maj	20 maj		0	0	0	2
Bröttorp D	<20 maj	20 maj	14 jun	22,7	23	1	1	4
Frösslunda	16 maj	6 maj	3 jun	105,0	51	0,5	0,3	4
Gräsgård	13 maj	13 maj	14 jun	6,6	13	2	2	3
Gräsgård		13 maj	4 jun		0	0	0	1
Hulterstad		11 maj	19 maj		0	0	0	1
Hulterstad	<11 maj	11 maj	19 maj	10,0	8	0,8	0,8	1
Hulterstad	15 maj	11 maj	3 jun	13,7	9	0,7	0,6	1
Kapelludden		12 maj	14 jun		0	0	0	6
Ottenby – slätter		2 maj	15 jun	0,0	0	0	0	5
Ottenby – betesmark	6 maj	2 maj	15 jun	295,0	460	1,6	1,3	62
N.Seby	<18 maj	18 maj	4 jun	15,0	23	1,5	1,5	1
S.Seby	4 maj	4 maj	18 maj	59,2	115	1,9	1,9	3
S.Segerstad A	10 maj	10 maj	14 jun	17,8	21	1,2	1,2	1
S.Segerstad B	14 maj	10 maj	14 jun	16,5	17,5	1,1	1,1	6
S.Segerstad C	10 maj	10 maj	14 jun	34,8	29	0,8	0,8	4
Skärlöv	22 maj	6 maj	3 jun	10,2	21	2,1	0,4	5
Skärlöv	9 maj	6 maj	14 jun	18,0	28,5	1,6	1,5	8
St.Ören		9 maj	2 jun		0	0	0	2
St.Ören	11 maj	9 maj	22 maj	11,3	12	1,1	1	2
St.Ören	9 maj	9 maj	22 maj	20,2	13	0,6	0,6	2
St.Ören	12 maj	9 maj	15 jun	70,0	70	1	1	27
St.Ören	12 maj	9 maj	15 jun	12,0	16	1,3	1	2

i mycket mindre utsträckning än övriga delar. I dessa fall gjordes därför en uppskattning av betesstrycket i samråd med respektive djurhållare. Det vanligaste betesdjuret var olika raser av nötkreatur, men i några hagar förekom också hästar eller fårtackor med lamm. Jag gjorde följande omräkning för att få enheten i betesdjur/ha/dag: 5 får=2 kalvar=1 häst=1 nötkreatur. Ungdjur är generellt mer rörliga och lekfulla och kan därför tänkas trampa sönder mer bon än vuxna kor (Beintema & Müskens 1987) men här har dessa betraktats likvärdigt.

Vid analyser av kläckningsframgång användes en metod utarbetad av Mayfield (1975), där sannolikheten,  $S$ , för att ett bo överlever från en dag till nästa räknades ut enligt  $S=1-A/B$ , där  $A$ =antal prederade bon och  $B$ =antal observerade bodagar (summan av alla dagar med aktiva bon). Kläck-

ningsframgången för enskilda arter uppskattades som  $S^{botid}$  där botiden (tid för äggläggning + ruvning fram till kläckning) antogs variera mellan 26 och 30 dagar (Tabell 2). Bon antogs som kläckta eller misslyckade halvvägs mellan de två sista besöken oavsett om detta resulterade i att två besök med en veckas mellanrum räknades som 3,5 dag. Vid analyser av predationseffekter på boöverlevnad räknades bon som förstördes p.g.a. trampskador som lyckade fram till det uppskattade tillfället för misslyckandet. Aktiva bon vid studiens slut räknades också som lyckade fram till sista observationstillfället. Standardfel för  $S$ , från vilka 95 % konfidensintervall erhålls, beräknades enligt Johnson (1979) som kvadratroten ur det inverterade värdet av  $B^2/A(B-A)$ .

Vid uträkning av daglig trampskaderisk,  $T$ , användes endast bon som var placerade i fållor med

Tabell 2. Artfördelning för de bon som användes i analyserna där n står för antal bon (totalt 173 bon), KL för antal kläckta bon, P för antal prederade bon, T för antal söndertrampade bon, KV för antal kvarvarande bon vid studiens slut, obsdag för antal dagar som bon varit exponerade, S för daglig överlevnadssannolikhet för ett bo, SE för standard fel, botid för uppskattad tid för äggläggning samt ruvning, kläck för skattad kläckningsframgång uträknat som S upphöjt till artens ruvningsperiod inkl äggläggning samt inom parentes 95 % konfidensintervall.

*Species distribution of nests used in the analyses where n is number of nests, KL is number of hatched nests, P is number of predated nests, T is number of trampled nests, KV is number of nests left at the end of the study, Obsdag is number of exposed days, S is daily survival probability, SE is standard error, botid is estimated nest time and kläck is estimated hatching success.*

Art Species	n	KL	P	T	KV	Obsdag	S	SE	botid	Kläck
Strandskata	25	1	22		2	182	0,879	0,0242	30	2,1 (0,4-10,4)
<i>Haematopus ostralegus</i>										
Skärfläcka	7	1	5	1		41,5	0,879	0,0505	30	2,1 (0,0-58,3)
<i>Recurvirostra avosetta</i>										
Större strandpipare	16	4	10	1	1	166	0,940	0,0185	26	19,9 (7,0-54,2)
<i>Charadrius hiaticula</i>										
Tofsvipa	74	27	44		3	866	0,949	0,0075	30	20,9 (13,0-33,4)
<i>Vanellus vanellus</i>										
Roskarl	1				1	9				
<i>Arenaria interpres</i>										
Kärrensäppa	6	2	4			61,5	0,935	0,0314	26	17,4 (2,8-94,6)
<i>Calidris alpina schinzii</i>										
Rödspov	4		4			21	0,809	0,0857	30	0,2 (0,0-56,1)
<i>Limosa limosa</i>										
Rödbena	40	7	27	4	2	366,5	0,921	0,0141	27	10,8 (4,7-24,4)
<i>Tringa totanus</i>										

djur. Bon som prederades bedömdes som lyckosamma fram till tillfället för misslyckandet. Däremot bedömdes bon som förstördes genom tramp som misslyckade vid det uppskattade tillfället. Daglig trampskaderisk, T, räknades ut som  $T=C/B$ , där C=antal trampskadade bon.

Vid jämförelser av S för olika arter användes Z-test enligt Hensler & Nichols (1981). För att kunna relatera S till olika variabler användes en metod av Aebischer (1999). Denna metod är en utveckling av Mayfield-metoden där S kan modelleras med logistisk regression (GLM, Generalized Linear Models). Vid analyser var boet en enhet och responsvariabeln var s (antal lyckosamma dagar för ett enskilt bo)  $=t+y-1$  där t=obsdagar för ett bo och y=boets öde; kläckning=1 och predation=0. Den fulla modellen som användes för bon där data för samtliga variabler insamlades såg ut på följande sätt där t fortfarande var antal obsdagar (antal binomiala försök):  $s/t$ =djurtätheter (djur/ha/dag)+vegetationshöjd vid boet+såsong (ruvningsstart).

Jag använde modulen PROC GENMOD i pro-

grammet SAS 8.2 (SAS Institute 1996) med logitmodell och binomial felstruktur. Eftersom skalparametern (devians/frihetsgrader>1) indikerade att data behövde justeras med en dispersionsparameter användes tillvalet PSCALE i GENMOD-modulen. För att testa signifikansvärdet av variabler i en modell användes TYPE 3 kontraster.

Tabell 3. Medelvegetationshöjd (cm) med standardavvikelse (Sd) vid 122 vadarbon på Öland.

*Average vegetation height (cm) with standard deviation at 122 wader nests on Öland.*

Art	Medelhöjd	Sd
Kärrensäppa	7,9	2,7
Rödbena	7,3	3,3
Rödspov	5,9	4,1
Skärfläcka	0,1	0,2
Större strandpipare	0,7	1,0
Strandskata	0,6	1,1
Tofsvipa	2,0	1,5

Tabell 4. Effekter av olika variabler på överlevnad hos vadarbon på Öland, 2004 vid modellering med GLM (Generalized linear models). Estimat, standardfel,  $\chi^2$  och P-värden presenteras för signifikanta respektive icke-signifikanta variabler. Icke-signifikanta variabler inkluderas i modellen endast när effekten av den variabeln uppskattas.

*Generalized linear models of effects of different variables on wader nest survival on Öland. Estimate, standard errors,  $\chi^2$  and P-values are presented for significant and non-significant variables. Non-significant variables are included in model only when estimating the effect of that variable.*

Oberoende variabler <i>Independent variables</i>	Df	Estimat	SE	$\chi^2$	P
<b>Variabler i modellen</b> <i>Variables in model</i>					
Ruvstart <i>Initiation of incubation</i>	1	-0,036	0,016	4,66	0,031
<b>Ej inkluderade variabler</b> <i>Variables not included in the model</i>					
Djurtäthet <i>Densities of livestock</i>	1	0,554	0,352	2,37	0,12
Vegetationshöjd vid boet <i>Vegetation height at nest</i>	1	-0,006	0,044	0,02	0,90

## Resultat

Två bon som övergavs under ägglägningsstadiet togs bort innan några analyser gjordes. Därefter återstod 173 bon av sju olika arter till uträkning av kläckningsframgång (Tabell 2). Medelvärdet av vegetationshöjden vid boet varierade för de olika arterna mellan 0 och 7,9 cm (Tabell 3). För fyra fågelarter var materialet tillräckligt stort för en uppskattning av kläckningsframgången enligt Mayfield-metoden: tofsvipa, rödbena, strandskata *Haematopus ostralegus* samt större strandpipare *Charadrius hiaticula*. Den uppskattade kläckningsframgången varierade mellan 2–21% för de fyra arterna. Konfidensintervall för *S* överlappade mellan samtliga artpar utom mellan tofsvipa och strandskata där *S* var signifikant skilda åt ( $Z=2,14$ ,  $p<0,05$ ;  $p>0,10$  för övriga kombinationer av artpar). Eftersom jag för kommande analyser var tvungen att slå ihop alla bon för samtliga arter, kunde en skev fördelning mellan bon av tofsvipa och strandskata för olika djurtätheter påverka analysresultaten. Majoriteten av strandskatebona hittades i Ottenby-området (17 av 25) och sex bon (24%) hittades i fållor med djurtätheter  $<1,0$  ha. Motsvarande siffra för tofsvipa var 26 bon (35%) i tätheter  $<1,0$  ha. Därmed så verkade bona vara någorlunda jämnt fördelade mellan olika tätheter.

Totalt trampades sex bon sönder av betesdjur. Dessutom trampades ett av fyra ägg sönder i ett rödbenebo, där resterande ägg överlevde fram till kläckning. Tätheter av betande djur där bon blev

söndertrampade varierade mellan 0 och 1,9 djur/dag/ha, utan någon tendens till mönster. I det enda fallet med täthet=0 blev ett rödbenebo söndertrampat vid en förflyttning av kor mellan två intilliggande fållor. Den dagliga trampskaderisken uppskattades för 143 bon till  $5/1407=0,0036$ . För rödbena med tre söndertrampade bon var risken  $3/286=0,0105$ . Det motsvarar en kläckningsframgång hos rödbena på ungefär 75% i fållor med betesdjur och utan någon predation.

Eftersom data på olika variabler saknades för vissa bon testades först sambandet mellan boöverlevnad och djurtäthet för att utnyttja ett så stort material som möjligt. Det fanns ingen signifikant relation mellan boöverlevnaden och tätheter av betande djur ( $n=173$ ,  $\chi^2=0,41$ ,  $p=0,52$ ). För de bon där samtliga uppgifter insamlats ( $n=122$ , Tabell 4) var boöverlevnaden inte signifikant relaterad till djurtätheter ( $\chi^2=2,37$ ,  $p=0,12$ ) eller till vegetationshöjd vid boet ( $\chi^2=0,02$ ,  $p=0,90$ ). Däremot var boöverlevnaden negativt signifikant relaterad till ruvstart, d.v.s. bon där ruvningen inleddes senare på häckningssäsongen överlevde sämre än tidigt på säsongen ( $\chi^2=4,66$ ,  $p=0,031$ ).

## Diskussion

I den här studien noterades en mycket hög bo-predation och den uppskattade kläckningsframgången varierade mellan 2% och 21% för de fyra arter vadare (tofsvipa, strandskata, rödbena och större strandpipare) med någorlunda stora mate-

Tabell 5. Kläckningsframgång enligt Mayfield metoden hos vadare på Tipperne, Danmark och i Yttre Hebriderna, Skottland. Trend visar om vadarbeståndet ökade signifikant (+), var stabilt (0) eller minskade signifikant (-) under periodens gång eller under en längre period fram till studieperioden.

*Hatching success according to Mayfield of waders at Tipperne, Denmark and in the Outer Hebrides, Scotland. Trend denotes a significant increase (+), stable numbers (0) or significant decrease (-) in population numbers.*

Art <i>Species</i>	Lokal <i>Locality</i>	Period <i>Period</i>	Kläckningsframgång <i>Hatching success</i>	Trend <i>Trend</i>
Rödbena	Tipperne, Danmark <sup>1</sup>	1985-1992	72	+
Tofsvipa	Tipperne, Danmark <sup>1</sup>	1985-1992	55	+
Strandskata	Tipperne, Danmark <sup>1</sup>	1985-1992	73	+
Kärrensäppa	Tipperne, Danmark <sup>1</sup>	1985-1992	47	+
Brushane <i>Ruff</i>	Tipperne, Danmark <sup>1</sup>	1985-1992	61	+
Rödspov	Tipperne, Danmark <sup>1</sup>	1985-1992	55	+
Strandskata	Yttre Hebriderna <sup>2</sup>	1996-1997	68	0
Rödbena	Yttre Hebriderna <sup>2</sup>	1996-1997	3	-
Större strandpipare	Yttre Hebriderna <sup>2</sup>	1996-1997	14	-
Tofsvipa	Yttre Hebriderna <sup>2</sup>	1996-1997	31	-
Kärrensäppa	Yttre Hebriderna <sup>2</sup>	1996-1997	9	-

<sup>1</sup> Thorup 1998

<sup>2</sup> Jackson & Green 2000

rial. Liknande predationsnivåer år 2002 och 2003 på Öland indikerar att 2004 inte var ett exceptionellt år (egna data; för t.ex. rödbena noterades en kläckningsframgång på 3% 2002, Grönstöl m.fl. 2003). Huruvida dessa predationsnivåer är representativa för de flesta år är okänt, men det finns anledning att diskutera predationens potentiella betydelse för de populationsminskningar som observerats för flera arter vadare på Öland (Johansson 2004).

Hög predation på vadarbon har noterats i flera studier (t.ex. Jönsson 1991), men det är oklart vilken betydelse predation av ägg och ungar har för observerade populationsminskningar. I ett fåtal studier kan en koppling mellan predationsnivå och populationstrend göras och i några stabila eller ökande vadarpopulationer har kläckningsframgången legat på 47–79%, medan kläckningsframgången varit 3–31% hos några minskande populationer (Tabell 5). Dessa siffror indikerar när predationsnivån är oroväckande hög. På Yttre Hebriderna i Skottland finns starka indicier för att introducering av igelkott kan förklara en dramatisk minskning av kläckningsframgången hos ett flertal arter vadare (Jackson & Green 2000). På öar med förekomst av igelkott var kläckningsframgången för flera vadararter lägre än 32% under åren 1996–1997 och vadarbestånden minskade med 39% mellan 1983 och 2000 (Jackson m.fl. 2004).

Samtliga fyra arter där kläckningsframgången

uppskattades i den här studien hamnade på en mycket låg kläckningsframgång. Men det var endast strandskatan som minskat signifikant på Öland sedan strandängsinventeringen 1988; övriga tre arter uppvisade stabila nivåer (Johansson 2004). Därmed är det inte sannolikt att bopredationen legat på lika höga nivåer som i den här studien för samtliga dessa arter under den senaste 15-årsperioden. Däremot så finns indicier på att flera generalistpredatorer (kråka, korp, räv och grävling) ökat i antal på Öland (t.ex. kråka och korp i Ottenby-reservatet; Ottenby fågelstation, opublicerade data), och den här studien kan vara ett tecken på att detta också ger utslag i en låg kläckningsframgång hos vadare. För att vi inte skall uppleva samma utveckling hos vadarbestånden på Öland som på Yttre Hebriderna krävs kanske åtgärder där vi kontrollerar bestånd av viktiga predatorer av vadarägg.

Det skall fastslås att det är förenat med vissa problem att uppskatta effekter av betesdjur på vadares boöverlevnad. I min studie har jag antagit att ödet för enskilda bon varit oberoende av de för närliggande bon. Dessutom är det svårt att använda antal betande djur/dag/ha som ett relativt mått på hur djurtätheter kan påverka boöverlevnaden. Detta värde antar att betesdjuren fördelar sig likvärdigt över den aktuella ytan vilket ej är sannolikt. Betesdjuren går ofta i flock och den lokala tätheten kan då vara betydligt högre än fällans täthet. I den här studien fanns emellertid

ingen tendens till sämre boöverlevnad vid högre djurtätheter. Detta tyder på att inom de studerade tätheterna av betesdjur (<2 djur/ha) så var indirekta effekter av betesdjur på boöverlevnad av marginell betydelse.

Samtidigt var de direkta effekterna i form av trampskador på boöverlevnad mycket låga. Den dagliga trampskaderisken uppskattades i den här studien till 0,4 % för hela materialet. För rödbena som var den art med högst risk för trampskador var den dagliga risken 1,0 %. Vid tätheter av 3,5 betesdjur/ha på Tipperne i Danmark noterades en daglig tramprisk på 13,6 % för kärrensäppa (Thorup 1998). I Holland var daglig trampskaderisk 40 % för rödspov och 12,6 % för rödbena vid liknande höga tätheter av betesdjur (Beintema & Müskens 1987). Dessa studier visar hur viktigt det är att hålla tätheter av betesdjur på nivåer lägre än 3 djur/ha för att minimera trampskador.

Trots vissa brister är denna studie unik i sitt slag där mig veterligen för första gången den relativa betydelsen av predation och effekter av betesdjur på vadarens boöverlevnad studerats för svenska förhållanden. Resultaten från denna studie tyder på att under rådande tätheter av betesdjur är trampskador inget allvarligt problem på havsstrandängar på Öland. Snarare visar studien på att predationen är ett potentiellt mycket större problem än möjliga negativa effekter av betesdjur. Variationen i predationstryck mellan olika fållor är sannolikt större än variationen i boöverlevnad mellan olika betesregimer. Dessutom visar den här studien att det är av yttersta vikt att predationens betydelse för vadarnas framtida beståndsutveckling på Öland undersöks mer i detalj.

## Tack

Stort tack till Lotta Larsson och Brita Fahlström på Länsstyrelsen i Kalmar län samt Jan Pettersson som bidrog med fältkartor, tips och råd om lämpliga betesmarker för studien. Kjell Larsson och Jonas Waldenström kommenterade manuskriften och Gabriel Norrvik på Ottenby fågelstation hjälpte till med fältarbete. Ekonomiskt stöd har erhållits från Naturvårdskedjan. Detta är meddelande nummer 202 från Ottenby Fågelstation.

## Referenser

Aebischer, N.J. 1999. Multi-way comparisons and generalized linear models of nest success: extensions of the Mayfield method. *Bird Study* 46: 22–31.  
 Alexandersson, H., Ekstam, U. & Forshed, N. 1986. *Stränder vid fågelsjöar. Om fuktängar, mader och vassar i od-*

*lingslandskapet*. Naturvårdsverket och LT:s förlag.  
 Baines, D. 1990. The roles of predation, food and agricultural practice in determining the breeding success of the lapwing (*Vanellus vanellus*). *J. Anim. Ecol.* 59: 915–929.  
 Beintema, A.J. & Müskens, G.J.D.M. 1987. Nesting success of birds breeding in Dutch agricultural grasslands. *J. Appl. Ecol.* 24: 743–758.  
 Ekstam, U. & Forshed, N. 1986. *Äldre fodermarker*. Naturvårdsverkets förlag, Stockholm.  
 Grönstöl, G., Blomqvist, D. & Wagner, R. 2003. Tovsvipor. *Calidris* 32(2–3): 18–27.  
 Hart, J.D., Milsom, T.P., Baxter, A., Kelly, P.F. & Parkin, W.K. 2002. The impact of livestock on Lapwing *Vanellus vanellus* breeding densities and performance on coastal grazing marshes. *Bird Study* 49: 67–78.  
 Hensler, G.L. & Nichols, J. 1981. The Mayfield method of estimating nesting success: a model, estimators and simulation results. *Wilson Bull.* 93: 42–53.  
 Jackson, D.B. & Green, R.E. 2000. The importance of the introduced hedgehog (*Erinaceus europaeus*) as a predator of the eggs of waders (Charadrii) on machair in South Uist, Scotland. *Biol. Conserv.* 93: 333–348.  
 Jackson, D.B., Fuller, R.J. & Campbell, S.T. 2004. Long-term population changes among breeding shorebirds in the Outer Hebrides, Scotland, in relation to introduced hedgehogs (*Erinaceus europaeus*). *Biol. Conserv.* 117: 151–166.  
 Johansson, O., Ekstam, U. & Forshed, N. 1986. *Havsstrandängar*. Naturvårdsverket och LT:s förlag.  
 Johansson, T. 2004. Häckande fåglar på Ölands sjömarker. *Calidris* 33(2): 6–7.  
 Johnson, D.H. 1979. Estimating nest success: the Mayfield method and an alternative. *Auk* 96: 651–666.  
 Jordbruksverket 1998. *Skötselhandbok för gårdens natur- och kulturvärden*. Jordbruksverket, Jönköping.  
 Jordbruksverket 2004. *Jordbruksstatistisk årsbok 2004*. Jordbruksverket, Jönköping.  
 Jönsson, P.-E. 1991. Reproduction and survival in a declining population of the Southern Dunlin *Calidris alpina schinzii*. *Wader Study Group Bulletin* (supplement) 61: 56–58.  
 Mayfield, H.F. 1975. Suggestions for calculating nest success. *Wilson Bulletin* 87: 456–466.  
 Van Paassen, A.G., Veldman, D.H. & Beintema, A.J. 1984. A simple device for determination of incubation stages in eggs. *Wildfowl* 35: 173–178.  
 SAS Institute. 1996. *SAS/STAT user's guide*. Release 6.12 – SAS Inst. Inc., Cary, NC.  
 Shrubbs, M. 1990. Effects of agricultural change on nesting Lapwings *Vanellus vanellus* in England and Wales. *Bird Study* 37: 115–127.  
 Thorup, O. 1998. Ynglefuglene på Tipperne 1928–1992. *Dansk Ornitologisk Forenings Tidsskrift* 92: 1–192.

## Summary

Monitoring programmes have shown troubling population declines among wader species breeding on coastal meadows in southern Sweden (e.g. Johansson 2004). Grazing is the main management option to preserve meadows as suitable habi-

tats for a diverse wader community. To promote grazing, different agri-environmental schemes have been implemented. In 2003, the economical support to grazed and mowed meadows in Sweden was approximately 75 million Euro (Jordbruksverket 2004). Furthermore, the area of these meadows included in the agri-environment scheme increased with 40,000 ha to 430,000 ha between 2001 and 2003.

It has been shown that the damage of wader nests by trampling can be substantial when grazing animals are released into meadows in high densities (Beintema & Muskens 1987). Whether indirect effects of livestock might affect nest survival and reproductive success is unclear; the presence of livestock might disturb the incubating birds and thus affect predation or desertion rates (Shrubb 1990, Hart et al. 2002). In Sweden, the knowledge of the effects of present management prescriptions on wader communities is rather limited. Therefore, I wanted to investigate direct and indirect effects of livestock on survival of wader nests. The study area was coastal meadows on Öland, southeast Sweden with different densities of livestock (0–2 livestock/ha).

Searches of wader nests were conducted in 27 meadow enclosures with different livestock densities (Table 1). Densities were calculated as livestock/ha/day, where 5 sheep=2 calves=1 horse=1 beef cattle. Each enclosure was revisited every 5–13 days. At each visit, previously found nests were checked and new nests were searched for. Nests were mainly found from a hide when observing incubating birds returning to their nests. At all nests, number of eggs was counted, and for most nests the vegetation height at nest and incubation stage of the brood were estimated. Nests were visited until eggs had hatched, were depredated or destroyed.

When estimating hatching success I used the Mayfield method (1975), where the probability,  $S$ , for a nest to survive from one day to another, was calculated as  $S=1-A/B$ , where  $A$ =number of predated nests and  $B$ =number of exposure days. Hatching success for each species was estimated as  $S$  times number of days for egg-laying+incubation (Table 2). Standard errors for  $S$ , from which 95% confidence intervals was produced, was calculated according to Johnson (1979). Daily trampling risk,  $T$ , was calculated for nests in enclosures with grazing livestock as  $T=C/B$ , where  $C$ =number of trampled nests. When calculating  $T$ , predated nests were treated as successful until the estimated time of failure. I compared  $S$  between pairs of

species by using a Z-test according to Hensler & Nichols (1981). When relating  $S$  to different explanatory variables I used the method described by Aebischer (1999). The PROC GENMOD module in SAS 8.2 (SAS Institute 1996) with logit link function and binomial error was used to analyse data. I used the PSCALE option of the GENMOD procedure as data was found to be overdispersed (deviance/df>1). Type 3 contrasts were used to test the significance of variables in the model.

In total, 173 nests of eight species were used in the analyses (Table 2). The average vegetation height at nest ( $n=122$ ) varied between 0 and 7.9 cm for different species (Table 3). For four species (Oystercatcher *Haematopus ostralegus*, Ringed Plover *Charadrius hiaticula*, Lapwing *Vanellus vanellus* and Redshank *Tringa totanus*) it was possible to calculate Mayfield-estimates of nest success. Among these species, the Mayfield nest success varied between 2% and 21%. Only six nests were destroyed by trampling, and the daily trampling risk was estimated for 143 nests to be  $5/1407=0.0036$ . For Redshank, the trampling risk was estimated at  $3/286=0.0105$ . When analysing the whole data set, there was no significant relation between nest survival and livestock density ( $n=173$ ,  $\chi^2=0.41$ ,  $p=0.52$ ). For nests where data of all variables were collected ( $n=122$ , Table 4), nest survival was neither related to livestock density ( $\chi^2=2.37$ ,  $p=0.12$ ), nor to vegetation height ( $\chi^2=0.02$ ,  $p=0.90$ ). Nest survival was, however, significantly negatively related to start of incubation. Nests initiated later in season had lower survival ( $\chi^2=4.66$ ,  $p=0.031$ ).

Low levels of wader nest success were also found on Öland in 2002 and 2003 (own data, for Redshank nest success in 2002 was estimated at 3%, Grönstöl et al. 2003). In Table 5, hatching success among waders in two studies with positive and negative population trends is shown. These data indicate when predation rate is too high for sustainable population levels. However, among the four waders in the present study with very low hatching success, only the Oystercatcher has decreased significantly on Öland since 1988 (Johansson 2004). The results presented in this study might imply that predation rates have increased recently. In conclusion, hatching success was low due to predation not related to densities of livestock. Only few nests were destroyed by trampling and the estimated trampling risk was low. The low nest success observed is worrying and might have contributed to observed population declines of wader species.