

EFFECT VAN NESTBEZOEK EN ONDERZOEK OP WEIDEVOGELS

ond/2008/01

P.W. Goedhart¹
W.A. Teunissen^{2,a}
H. Schekkerman^{2,3}



¹ Biometris

² SOVON Vogelonderzoek Nederland

³ Vogeltrekstation

^a correspondentie auteur

SOVON-onderzoeksrapport 2010/01

COLOFON

© SOVON Vogelonderzoek Nederland 2010

Dit rapport is samengesteld in opdracht van Directie Kennis, Ministerie van Landbouw, Natuur en Voedselkwaliteit.

Wijze van citeren: Goedhart, P.W., Teunissen, W.A. & Schekkerman, H. 2010. Effect van nestbezoek en onderzoek op weidevogels. Sovon-onderzoeksrapport 2010/01. SOVON Vogelonderzoek Nederland, Nijmegen.

Niets uit dit rapport mag worden vermenigvuldigd en/of openbaar gemaakt door middel van druk, fotokopie, microfilm of op welke wijze dan ook, zonder voorafgaande schriftelijke toestemming van SOVON en/of de opdrachtgever.

ISSN: 1382-6271

SOVON Vogelonderzoek Nederland
Rijksstraatweg 178
6573 DG Beek-Ubbergen
Tel: 024 6848111
Fax: 024 6848188
E-mail: info@sovon.nl
Homepage: www.sovon.nl

Inhoudsopgave

Inhoudsopgave	3
Samenvatting	5
1. Inleiding	7
2. Modellen voor het schatten van de dagelijkse overlevingskans	11
2.1. Model I: Mayfield schatter voor de dagelijkse overlevingskans	11
2.2. Mayfield en Midpoint	11
2.3. Model II: een kansverdeling voor de broedduur en alle startdata bekend	12
2.4. Model III: een kansverdeling voor de broedduur én voor de startdata	15
3. Een model voor een bezoeken-effect	19
3.1. Het model van Rotella	19
3.2. Rotella toegepast op modellen II en III	20
4. Een simulatiestudie voor Model II	23
4.1. Opzet van de simulatiestudie	23
4.2. Resultaten van de simulatiestudie	25
4.2.1. Bias voor de dagelijkse overleving s	25
4.2.2. RMSE voor de dagelijkse overleving s	26
4.2.3. Bias voor het bezoeken-effect h	26
4.2.4. RMSE voor het bezoeken-effect h	26
4.2.5. Bias voor de gemiddelde broedduur μ_b	27
4.2.6. RMSE voor de gemiddelde broedduur μ_b	28
4.2.7. Bias voor de standaardafwijking van de broedduur σ_b	28
4.2.8. RMSE voor de standaardafwijking van de broedduur σ_b	28
4.2.9. Correlaties tussen parameter schattingen	28
4.2.10. De Likelihood Ratio Toets op de nulhypothese $H_0: h=1$	29
5. Analyse van een monitoring dataset	31
5.1. Beschrijving van de monitoring data uit het predatieonderzoek	31
5.2. Analyse predatiedataset met model I	35
5.3. Analyse predatiedataset met model II	37
5.4. Analyse predatiedataset met model III	38
5.5. Beschrijving van de data uit de evaluatie vrijwillige weidevogelbescherming	39
5.6. Analyse dataset evaluatie vrijwillige weidevogelbescherming met model I	46
5.7. Analyse dataset evaluatie vrijwillige weidevogelbescherming met model II	46
5.8. Analyse dataset evaluatie vrijwillige weidevogelbescherming met model III	48
6. Discussie	51
6.1. Berekeningswijze	51
6.2. Schatting bezoeken-effect	52
6.3. Implicaties voor nestbescherming	53
6.3.1. Effect van nestbezoeken in een ongestoorde situatie	53
6.3.2. Effectiviteit van legselbescherming	54
6.3.3. Noodzaak van legselbescherming	55
7. Conclusies en aanbevelingen	59
8. Verder onderzoek	63
9. Referenties	65

Samenvatting

In Nederland wordt veel energie gestoken in het zoeken en beschermen van weidevogellegfels tegen agrarische activiteiten om zo de gestage achteruitgang van weidevogels te stoppen. Jaarlijks betreft dit zo'n 150.000 nesten. Er is echter discussie ontstaan over het positieve effect van dit soort beschermingsmaatregelen omdat het controleren van nesten tot een verhoging van de verliezen zou kunnen leiden; het zogenaamde bezoeeffect.

Om dit vast te kunnen stellen is allereerst gezocht naar een berekeningswijze waarmee een eventueel bezoeeffect kan worden aangetoond. Hiervoor zijn in totaal drie verschillende modellen ontwikkeld en getest. De verschillende modellen zijn uitgetest met een gesimuleerde dataset waarin de waarden voor de dagelijkse overlevingskans en het bezoeeffect bekend zijn. De beste schattingen van het bezoeeffect en de dagelijkse overlevingskans worden behaald met een model waarin tevens de broedduur en de eerste eilegdatum zijn gemodelleerd.

Analyses met twee bestaande datasets tonen aan dat er inderdaad sprake is van een bezoeeffect. De exacte grootte van het effect is echter moeilijk te bepalen doordat de dagelijkse overlevingskans en het bezoeeffect sterk met elkaar zijn gecorreleerd. De analyses laten echter zien dat in gebieden met een gemiddelde predatiedruk een bezoeeffect van maximaal 15% extra verlies per bezoek tot de mogelijkheden behoort. In gebieden met een twee maal zo grote predatiedruk bedraagt dit extra bezoekverlies minimaal 10%. Gegeven deze laatste waarden betekent dit een relatieve afname in het uitkomstsucces bij twee of drie bezoeken bij de Kievit van resp. 26% en 37% en bij de Grutto 33% en 45%.

Welk mechanisme ten grondslag ligt aan het bezoeeffect is onduidelijk gebleven. De verschillen in bezoeeffect tussen de verschillende habitats lijken er echter op te duiden dat er sprake zal zijn van een combinatie tussen het maken van een paadje door het gewas dat een predator gemakkelijk kan volgen, dit geldt zowel voor zoogdieren als vogels, en de geur (zoogdieren) die men heeft achtergelaten.

De effectiviteit van legselbescherming komt daarmee in een ander daglicht te staan. Bescherming van legfels bij een bepaalde agrarische activiteit leidt altijd tot een verbetering van het uitkomstsucces in vergelijking tot niet beschermen. Maar als legfels na de beschermingshandeling tijdens de broedfase nog worden bezocht kan het positieve effect van de bescherming door het bezoeeffect teniet worden gedaan. Dit geldt vooral voor bescherming tegen vertrapping door vee en bemesting met kunstmest. Verliezen door maaien of mestinjectie zijn dusdanig groot zonder bescherming dat het beschermen van die legfels en vervolgens het legsel nog regelmatig controleren nog altijd een beter uitkomstsucces oplevert dan niet beschermen.

Op gebiedsniveau is de noodzaak om nesten te beschermen in de meeste gevallen niet aanwezig omdat veel nesten niet te maken krijgen met agrarische activiteiten. Zij zijn dus beter af als ze niet worden bezocht/gecontroleerd. De beste bescherming voor die legfels is ze met rust laten. Pas als bezoeeffecten kleiner zijn dan ongeveer 5% extra verlies per controle, is het uitkomstsucces van legfels in gebieden met vrijwillige weidevogelbescherming groter dan in gebieden waar geen bescherming wordt uitgeoefend. Het bezoeeffect is dan dusdanig klein dat het positieve effect van bescherming bij legfels die met agrarische activiteit te maken krijgen niet meer teniet wordt gedaan. Dit komt doordat de kans dat een legsel met een bepaalde agrarische activiteit te maken krijgt in de regel erg klein is. Het merendeel van de nesten behoeft dus in de praktijk helemaal geen bescherming. Gezien deze uitkomst wordt aanbevolen in de toekomst alleen die legfels op te zoeken die daadwerkelijk met agrarische activiteiten in aanraking zullen komen. Om die bescherming zo effectief mogelijk te maken moet na de vondst van het nest en de beschermingshandeling het nest niet eerder dan drie weken na de vinddatum worden gecontroleerd op het eindresultaat. Het spreekt voor zich dat het tellen van nesten voor monitoringdoeleinden of als controle-instrument voor de geldelijke verdeling tussen boeren binnen ANV's vanwege de extra verliezen die dit met zich meebrengt uit den boze zijn.

Eerste ervaringen met het presenteren van de onderzoeksresultaten op voorlichtingsavonden voor boeren en vrijwillige weidevogelbeschermers wijzen uit dat presentaties op dit soort avonden een belangrijke bijdrage kunnen leveren aan het uitdragen van de geconstateerde problematiek en het gezamenlijk ontwikkelen van oplossingen. Daarnaast lijkt het verstandig om een korte brochure uit te

brengen met de belangrijkste conclusies van dit onderzoek en vooral de voorgestelde aanpak voor het verbeteren van de legselbescherming.

Tenslotte is gebleken dat de berekening van het bezoeken-effect lastig is uit te leggen aan vrijwilligers. Daarom wordt aanbevolen om een voorbeeldproject op te starten waarin de effecten van nestcontroles op het uitkomstsucces worden onderzocht door een deel van de legfels in een gebied volgens de huidige praktijk te beschermen en te volgen en een deel volgens de alternatieve aanpak. Dit voorbeeldproject zal moeten bijdragen aan de acceptatie van deze problematiek en leiden tot aanpassingen in de uitvoering van legselbescherming om daarmee de effectiviteit van die bescherming te vergroten.

1. Inleiding

Algemeen wordt geaccepteerd dat het intensieve landgebruik in Nederland door de agrarische sector een van de belangrijkste oorzaken is van de achteruitgang in aantallen bij het merendeel van de in Nederland broedende weidevogels. Om de effecten van het agrarisch gebruik op het uitkomstsucces van weidevogellegfels te beperken dan wel op te heffen wordt daarom al lange tijd bescherming van legfels door vrijwilligers en boeren toegepast. Nestbescherming is dan ook een belangrijk onderdeel in het agrarisch natuurbeheer in Nederland. Tegenwoordig worden door boeren en vrijwilligers in het gehele land jaarlijks zo'n 150.000 weidevogelnesten opgespoord en gemarkeerd, om legfelverliezen door agrarische werkzaamheden en vertrapping door vee te voorkomen en zo het broedsucces van weidevogels te vergroten. Bij aanwezigheid van bezoeeffecten kan bescherming echter ook negatief uitpakken. Daarnaast leveren deze activiteiten een grote hoeveelheid gegevens op over nestsucces van weidevogels. Maar indien nestbezoeken van invloed zijn op het gemeten eindresultaat, is het de vraag hoe de gemeten waarden moeten worden geïnterpreteerd. Onderzoek naar het broedsucces van vogels vormt een belangrijke pijler binnen het ecologisch onderzoek. Als belangrijk onderdeel van de populatiedynamica levert onderzoek naar broedsucces essentiële inzichten in de redenen voor aantalveranderingen. Het uitkomstsucces van nesten (nestsucces) is hierbinnen verreweg het best bestudeerde onderdeel, aangezien de lotgevallen van nesten relatief gemakkelijk te volgen zijn. Eerder onderzoek heeft al laten zien dat het bezoeken van nesten invloed kan hebben op het uitkomstsucces van deze nesten (Rotella *et al.* 2000, Tulp *et al.* 2000, Lloyd & Plaganyi 2002, Majoor *et al.* 2002, Willems *et al.* 2004), doordat bijvoorbeeld vogels verstoord raken of predators aangetrokken worden. De meeste van deze onderzoeken zijn uitgevoerd aan grondbroeders en laten behoorlijke effecten zien. Van soorten die niet op de grond broeden zijn weinig analyses voorhanden. Een analyse aan steenuilen leverde een bescheiden bezoeeffect op van ca. 3% per bezoek (Willems *et al.* 2004). Ook uit anekdotische waarnemingen blijkt dat er kennelijk een bezoeeffect kan optreden. Zo bleek in een aantal gebieden tijdens het predatieonderzoek (Teunissen *et al.* 2005) dat legfels een zeer laag uitkomstsucces hadden. Toch werden in deze gebieden nog redelijke aantallen kuikens waargenomen. Dat kon alleen verklaard worden als de nesten die niet waren gevonden een groter uitkomstsucces kenden dan de legfels die wel waren gevolgd.

Claims van negatieve effecten van nestbezoeken zijn echter zeer lastig statistisch goed te onderbouwen. Niettemin is het essentieel dat de invloed van deze zogenoemde "bezoeeffecten" op het nestsucces op de juiste wijze geanalyseerd kunnen worden. Immers, mocht een dergelijk effect bestaan dan plaatst dit ook vraagtekens bij de effectiviteit van de huidige werkwijze van legfelbescherming. Dat kan betekenen dat bestaande gedragsregels zullen moeten worden aangepast om daarmee de effectiviteit van de bescherming (sterk) te verbeteren tijdens de praktische uitvoering in het veld. Daarnaast heeft het invloed op onderzoeksresultaten: indien deze effecten optreden zullen berekende waarden voor nestsucces zonder correctie voor het bezoeeffect niet representatief zijn voor de gehele populatie. Tijdens het predatieonderzoek (Teunissen *et al.* 2005) is voor het eerst bij weidevogels verkend of er sprake is van een bezoeeffect. Daaruit bleek dat als een nest meerdere malen wordt bezocht tijdens de incubatieperiode het nestsucces met tientallen procenten verlaagd kan worden als gevolg van de nestcontroles. Deze verkenning is uitgevoerd met een model ontwikkeld door Rotella *et al.* (2000) waarmee bezoeeffecten kunnen worden onderscheiden van de reguliere overleving.

Gezien de consequenties van dit fenomeen voor de omgang in Nederland met weidevogels vond de Kenniskring Weidevogellandschap het essentieel om een beter overzicht te krijgen over het effect van nestcontroles in het kader van bescherming of onderzoek op weidevogels. Op grond van dat overzicht zouden dan keuzes gemaakt moeten worden over wat wel en niet als acceptabele verliezen beschouwd kan worden. Het zal duidelijk zijn dat als de indrukken uit het predatieonderzoek worden bevestigd dit grote gevolgen zal hebben voor de huidige aanpak ten aanzien van nestbescherming. Denk bijvoorbeeld aan bescherming van legfels, maar ook aan het gebruik van legfelsaantallen voor de verdeling van gelden tussen boeren die in een ANV actief zijn met agrarisch natuurbeheer. Een goede voorlichting over de gevonden effecten is essentieel om draagvlak te genereren voor wenselijke veranderingen in de veldpraktijk en wellicht zal gewerkt moeten gaan worden met een voorbeeldproject om aanspreekbaar te maken wat het effect van nestcontroles voor het succes van een nest kan betekenen.

Belangrijke vragen in het kader van dit onderzoek zijn:

- Wat is het effect van nestbezoek door vrijwilligers en onderzoekers in het veld op het uitkomstsucces van de legfels en de overleving van kuikens?

- Welke berekeningswijze levert de beste schattingen op van een bezoeken-effect?
- Welk mechanisme ligt ten grondslag aan het bezoeken-effect?
- Als er een bezoeken-effect is, is het tellen van nesten als monitoringinstrument en als controle-instrument voor de geldelijke verdeling tussen boeren binnen ANV's dan wel verstandig?
- Wat is een acceptabel effect?
- Hoe kunnen risico's worden verkleind?

Afhankelijk van de antwoorden op de hiervoor geformuleerde vragen kunnen nog de volgende vragen worden geformuleerd:

- Hoe kunnen de resultaten van dit onderzoek het beste in voorlichting worden gepresenteerd?
- Hoe kan een balans worden gevonden tussen draagvlak voor vrijwillige weidevogelbeschermers enerzijds en beperking van schade door nestbezoek anderzijds?

In dit rapport wordt eerst een verkenning uitgevoerd naar de beste methode voor het bepalen van bezoeken-effecten met behulp van een gesimuleerde dataset (hoofdstukken 2 t/m 4) en vervolgens worden de beschikbare methodes toegepast op twee datasets die zijn verzameld in twee onderzoeken in het verleden (hoofdstuk 5). Tenslotte wordt in hoofdstuk 6 ingegaan op de consequenties van de gevonden effecten voor toekomstig onderzoek en bescherming van legfels.

Lijst van veel gebruikte symbolen en afkortingen

a(j)	Kans dat een nest begint op dag j, waarbij dagen bijv. geteld worden vanaf 1 januari
h	effect van een nestbezoek op de overlevingskans s gedurende de erop volgende dag (waarneemeffect)
M(i)	kans dat nest mislukt op dag $t_0+i = s^{i-1} (1 - s) [1 - Q(i-1)]$
M(·)	kans dat nest mislukt
M(n m)	kans dat nest, levend gevonden op dag m, is mislukt op dag n
O(i)	kans dat nest overleeft tot dag $t_0+i = s^i [1 - Q(i)]$
p(i)	de kans op een broedduur van precies i dagen
P(i)	de cumulatieve kans op een broedduur van i dagen of minder, dwz $P(i) = \sum_{j \leq i} p(j)$.
q(i)	de kans op uitvliegen van het nest i dagen na de vinddatum t_0 , dwz $q(i) = p(t_0+i)$
Q(i)	de cumulatieve kans op uitvliegen op of vóór dag i na t_0 , dwz $Q(i) = P(t_0+i)$
RSME	Root Mean Squared Error
U(i)	kans dat een nest uitvliegt op dag $t_0+i = s^i q(i)$
U(·)	kans dat nest uitkomt
U(n m)	kans dat nest, levend gevonden op dag m, is uitgekomen op dag n
Y	het aantal dagen na de vinddatum t_0 van het voorlaatste waarnemingstijdstip
Z	het aantal dagen na de vinddatum t_0 van het laatste waarnemingstijdstip
s	dagelijkse overlevingskans van een nest
t_0	het dagnummer waarop het nest wordt gevonden
μ_a	gemiddelde startdatum van een nest (eerste ei gelegd)
μ_b	gemiddelde broedduur van een nest (eerste ei tot uitkomst)
σ_a	standaardafwijking startdatum
σ_b	standaardafwijking broedduur
Φ	de cumulatieve verdelingsfunctie van de standaard normale verdeling

2. Modellen voor het schatten van de dagelijkse overlevingskans

2.1. Model I: Mayfield schatter voor de dagelijkse overlevingskans

De traditionele schatter voor de dagelijkse overlevingskans, bij afwezigheid van een bevoegeffect, is de intuïtieve Mayfield (1961 en 1975) schatter. Deze is gelijk aan één minus het quotiënt van het aantal mislukte nesten en het totale aantal waargenomen nestdagen. Een belangrijke veronderstelling is dat het exacte tijdstip van uitkomen of van mislukken van het nest bekend is. Johnson (1979) laat zien dat de Mayfield schatter dan identiek is aan de maximum likelihood schatter. De afleiding is als volgt. Veronderstel dat er m_i waargenomen intervallen zijn die precies x_i dagen overleven. Dit mogen zowel intervallen zijn waarvoor het nest aan het einde nog bebroed wordt alsmede intervallen waarvoor het nest uitgekomen is. Voor de laatste nesten is de veronderstelling dat ze precies na x_i dagen zijn uitgekomen. Veronderstel verder dat er n_j intervallen zijn die precies na y_j dagen mislukken. Als s de dagelijkse overlevingskans is van een nest, dan zijn de bijbehorende kansen gelijk aan s^{x_i} voor overleving en $(1-s)s^{y_j-1}$ voor mislukken. De likelihood L wordt dan gegeven door

$$L = \prod_i [s^{x_i}]^{m_i} \prod_j [(1-s)s^{y_j-1}]^{n_j}$$

De log-likelihood $\log L$ is dan gelijk aan

$$\log L = a \log(s) + b \log(1-s)$$

met $a = \sum_i m_i x_i + \sum_j n_j (y_j - 1)$ en $b = \sum_j n_j$. Merk op dat $(a+b) = \sum_i m_i x_i + \sum_j n_j y_j$, en dat is gelijk aan het totaal aantal waargenomen nestdagen. Tevens geldt dat b gelijk is aan het aantal mislukte nesten. De maximum likelihood schatter voor s wordt dan gegeven door $a/(a+b) = 1 - b/(a+b)$ en dat is gelijk aan de Mayfield schatter. Johnson (1979) laat nog zien dat de asymptotische variantie van deze schatter geschat kan worden met $ab/(a+b)^3$.

Voor de Mayfield methode maakt het niet uit of er bijvoorbeeld één nest gedurende zeven achtereenvolgende intervallen van drie dagen overleeft, of zeven nesten overleven gedurende één interval van drie dagen. Anders gezegd, de waargenomen intervallen aan één en hetzelfde nest worden als statistisch onafhankelijk beschouwd.

2.2. Mayfield en Midpoint

In de praktijk is het exacte moment van uitkomen of mislukken veelal niet bekend, maar is slechts het interval waarin deze gebeurtenis heeft plaatsgevonden bekend. In dat geval wordt de zogenaamde "midpoint" veronderstelling gebruikt; deze zegt dat de gebeurtenis halverwege het interval heeft plaatsgevonden. Dus in plaats van het waarnemingsinterval x_i , of y_j , wordt dan $x_i/2$, of $y_j/2$, gebruikt en wordt weer de Mayfield formule gebruikt. Halvering van het interval vindt natuurlijk niet plaats als $x_i=1$ of $y_j=1$. Halvering komt voor de meeste intervallengtes goed overeen met de zogenaamde expected days at risk. Dit is de verwachtingswaarde van het tijdstip van mislukken conditioneel op het waarnemen van een mislukt nest op dag y , zie Johnson (1979). Deze verwachtingswaarde wordt als volgt berekend. De kans op mislukken na precies i dagen is gelijk aan $s^{i-1}(1-s)$. De conditionele kans op mislukken na precies i dagen, gegeven dat er een mislukt nest wordt waargenomen op dag k , is dan gelijk aan $s^{i-1}(1-s) / (1-s^k)$ voor $1 \leq i \leq k$. Merk op dat de som van deze conditionele kansen gelijk is aan 1. De verwachtingswaarde van deze kansverdeling, de expected days at risk, is dan gelijk aan:

$$\frac{1-s}{1-s^k} \sum_{i=1}^k i s^{i-1} = \frac{1-s}{1-s^k} \cdot \frac{1-s^k - (1-s)k s^k}{(1-s)^2} = \frac{1-s^k(1+k-sk)}{(1-s)(1-s^k)}$$

In tabel 2.1 is "expected days at risk" gegeven voor verschillende s en intervallengtes k .

Tabel 2.1. De 'expected days at risk' voor verschillende waarden van s en intervallengtes k .

Expected risk days	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8	k=9	k=10	k=12	k=14
s=0.99	1.50	1.99	2.49	2.98	3.47	3.96	4.45	4.93	5.42	6.38	7.34
s=0.98	1.49	1.99	2.47	2.96	3.44	3.92	4.39	4.87	5.33	6.26	7.17
s=0.97	1.49	1.98	2.46	2.94	3.41	3.88	4.34	4.80	5.25	6.14	7.01
s=0.96	1.49	1.97	2.45	2.92	3.38	3.84	4.29	4.73	5.16	6.02	6.84
s=0.95	1.49	1.97	2.44	2.90	3.35	3.80	4.23	4.66	5.08	5.89	6.67
s=0.94	1.48	1.96	2.42	2.88	3.32	3.75	4.18	4.59	4.99	5.77	6.51
s=0.93	1.48	1.95	2.41	2.86	3.29	3.71	4.12	4.52	4.91	5.65	6.34
s=0.92	1.48	1.94	2.40	2.83	3.26	3.67	4.07	4.45	4.82	5.52	6.18
s=0.91	1.48	1.94	2.38	2.81	3.23	3.63	4.01	4.38	4.73	5.40	6.01
s=0.90	1.47	1.93	2.37	2.79	3.19	3.58	3.95	4.31	4.65	5.28	5.85

De midpoint is dus op zijn best een benadering van de "expected days at risk". De overeenkomstige verwachtingswaarde van het tijdstip van uitkomen, conditioneel op het waarnemen van een uitgekomen nest op dag x , kan echter niet berekend worden omdat daarvoor de kansverdeling van de uitvliegdatum bekend moet zijn. Toch wordt veelal ook het uitvlieg interval gehalveerd.

Het probleem met de "midpoint" veronderstelling is dat deze altijd wordt toegepast, of het nest nu vroeg of laat tijdens de incubatieperiode mislukt. Veronderstel bijvoorbeeld dat een nest gevonden wordt op dag 4 en dat een dospeltest uitwijst dat het nest gestart is op dag 0. Veronderstel verder dat de broedduur altijd in het interval [25, 30] dagen ligt. Bij terugkomst op dag 20 blijkt het nest mislukt te zijn. Het nest kan nog niet zijn uitgekomen, er zijn immers nog geen 25 dagen voorbij, en dus is de bijbehorende kans op mislukken gelijk aan $1 - s^{16}$. Echter volgens de "midpoint" veronderstelling zou er gerekend moeten worden met $1 - s^8$. Veronderstel nu dat hetzelfde nest op dag 20 en ook op dag 29 nog bebroed wordt. Bij de volgende waarneming op dag 39 wordt het nest als mislukt gevonden. Voor de laatste waarneming is het gehalveerde "midpoint" interval gelijk aan 5 dagen met bijbehorende kans $1 - s^5$. Echter omdat de broedduur maximaal 30 dagen is, is er van dag 29 tot en met dag 39 slechts één relevante dag en dus is de enig mogelijke interval lengte gelijk aan 1. De bijbehorende kans is dus $1 - s$. Deze voorbeelden maken duidelijk dat de "midpoint" veronderstelling tot een, mogelijk aanzienlijke, bias in de schatter van de dagelijkse overlevingskans kan leiden, met name als veel nesten mislukken voordat ze überhaupt hebben kunnen uitkomen.

Alternatieve modellen worden verkregen door de uitvliegdatum, of equivalent de broedduur, expliciet in het overlevingsmodel op te nemen. In paragraaf 2.3 wordt een dergelijk model beschreven, waarbij verondersteld wordt dat de begindatum van elk nest bekend is. Deze veronderstelling wordt losgelaten in paragraaf 2.4 waarin een uitgebreider model wordt beschreven.

2.3. Model II: een kansverdeling voor de broedduur en alle startdata bekend

In deze paragraaf wordt een nieuwe methode beschreven die gebruik maakt van een kansverdeling voor de broedduur. Belangrijke veronderstelling in deze paragraaf is dat de startdatum van elk nest bekend is. Onder startdatum wordt verstaan het moment waarop het (eerste) ei wordt gelegd. Voor het gemak wordt aangenomen dat alle startdata op dag 0 vallen. Definieer

- t_0 : het dagnummer waarop het nest wordt gevonden
- $p(i)$: de kans op een broedduur van precies i dagen
- $P(i)$: de cumulatieve kans op een broedduur van i dagen of minder, dwz $P(i) = \sum_{j \leq i} p(j)$.
- $q(i)$: de kans op uitkomen van het nest i dagen na de vinddatum t_0 , dwz $q(i) = p(t_0+i)$
- $Q(i)$: de cumulatieve kans op uitkomen op of vóór dag i na t_0 , dwz $Q(i) = P(t_0+i)$

De kansen $p(i)$ zijn conditioneel op het niet mislukken van het nest en dus geldt $\sum_i p(i) = 1$. Voor de kansen $q(i)$ geldt niet dat ze sommeren tot 1, immers alleen de kansen $p(i)$ vanaf dag t_0 doen mee. Er geldt $\sum_i q(i) = \sum_{i > t_0} p(i) = 1 - \sum_{i \leq t_0} p(i) = 1 - P(t_0)$.

De verschillende mogelijkheden op de eerste dag ná de vinddatum t_0 , dat wil zeggen op dag t_0+1 , hebben dan de volgende kans.

$$M(1) = P(\text{mislukken op dag } t_0+1) = 1 - s$$

$$U(1) = P(\text{uitkomen op dag } t_0+1) = s q(1)$$

$$O(1) = P(\text{nest overleeft dag } t_0+1) = 1 - M(1) - U(1) = s [1 - q(1)] = s [1 - Q(1)]$$

Hierin is overleven niet uitkomen én niet mislukken. De vergelijking voor $U(1)$ geeft aan dat verondersteld wordt dat de gebeurtenis uitkomen optreedt nádat het nest de dag overleeft heeft. Merk op dat de som van bovenstaande drie kansen gelijk is aan 1. De kansen op de tweede dag na het eerste bezoek, t_0+2 , zijn als volgt

$$M(2) = P(\text{mislukken op dag } t_0+2) = s [1 - q(1)] (1 - s) = s (1 - s) [1 - Q(1)]$$

$$U(2) = P(\text{uitkomen op dag } t_0+2) = s^2 q(2)$$

$$O(2) = P(\text{nest overleeft dag } t_0+2) = s^2 [1 - q(1) - q(2)] = s^2 [1 - Q(2)]$$

De som van deze kansen is gelijk aan $O(1) = s [1 - Q(1)]$, namelijk de kans op overleven van dag 1. Op de derde dag krijgen we

$$M(3) = s^2 [1 - q(1) - q(2)] (1 - s) = s^2 (1 - s) [1 - Q(2)]$$

$$U(3) = s^3 q(3)$$

$$O(3) = s^3 [1 - q(1) - q(2) - q(3)] = s^3 [1 - Q(3)]$$

In zijn algemeenheid geldt voor de i^{de} dag na het eerste bezoek

$$M(i) = s^{i-1} (1 - s) [1 - Q(i-1)]$$

$$U(i) = s^i q(i)$$

$$O(i) = s^i [1 - Q(i)]$$

De som van de kansen is gelijk aan $s^{i-1} [1 - Q(i-1)]$ en dit is de kans om door te gaan op dag $(i-1)$. Dat impliceert dat de som van alle kansen $M(\cdot)$ en $U(\cdot)$ gelijk is aan 1. Een alternatieve formulering is via recursieve formules:

$$M(i) = O(i-1) (1 - s)$$

$$U(i) = O(i-1) s q(i) / [1 - Q(i-1)]$$

$$O(i) = O(i-1) s [1 - q(i) / [1 - Q(i-1)]]$$

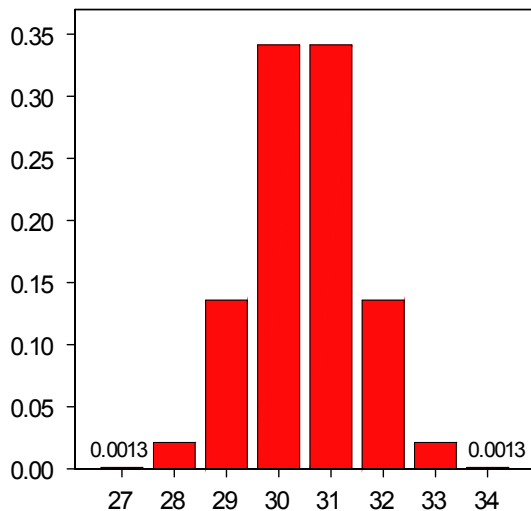
waarbij $O(0) = 1$ en $Q(0) = 0$. Merk op dat de kans $q(i) / [1 - Q(i-1)]$ gelijk is aan de conditionele kans op uitkomen op dag i gegeven dat het nest daarvoor niet is uitgekomen. De som van alle kansen $M(\cdot)$ en $U(\cdot)$ is gelijk aan 1.

Anders dan in de Mayfield methode maakt het nu wel uit of er bijvoorbeeld één nest gedurende zeven achtereenvolgende intervallen van drie dagen overleeft, of zeven nesten gedurende één interval van drie dagen. Immers de precieze ligging van de intervallen ten opzichte van de startdatum is nu van belang omdat de kansverdeling van de uitvliegdatum verdisconteerd wordt.

In bovenstaande formulering zijn de kansen $p(i)$ verder nog niet gespecificeerd. Als we willen aannemen dat de broedduur een symmetrische verdeling volgt, dan kunnen we bijvoorbeeld een gediscrète normale verdeling nemen voor de broedduur. Met gemiddelde uitkomstdatum μ_b en standaardafwijking σ_b geldt dan dat

$$p(i) = \Phi[(i - \mu_b) / \sigma_b] - \Phi[(i - 1 - \mu_b) / \sigma_b]$$

met Φ de cumulatieve verdelingsfunctie van de standaard normale verdeling. Nemen we bijvoorbeeld $\mu_b=30$ en $\sigma_b=1$ dan krijgen we kansen $p(i)$ waarbij de laagste kansen in getallen zijn weergegeven (fig. 2.1).



Figuur 2.1. De kans op een bepaalde broedduur als wordt aangenomen dat de gemiddelde broedduur 30 dagen bedraagt ($\mu_b=30$ en $\sigma_b=1$).

Voor elke set parameters s , μ_b en σ_b kan nu de kansverdeling $M(\cdot)$ en $U(\cdot)$ berekend worden. Deze kansverdeling hangt ook nog af van het moment t_0 waarop het nest gevonden wordt. In Appendix A worden enkele voorbeelden van kansverdelingen gegeven voor verschillende waarden van s en t_0 en vaste waarden $\mu_b=30$ en $\sigma_b=1$. Uit Appendix A blijkt dat bij een hoge dagelijkse overleving de uitvliegkansen minder van de startdatum afhangen dan bij een lage dagelijkse overleving. Dit moet ook omdat bij een lage overleving gecombineerd met een vroege vinddatum, de kans laag is dat het nest überhaupt overleeft tot het eerst mogelijke moment van uitkomen.

Gegeven herhaalde waarnemingen aan nesten kunnen de parameters s , μ_b en σ_b van het model geschat worden met maximum likelihood. Elk nest heeft dan één enkele bijdrage aan de likelihood. De onderstaande vijf situaties kunnen worden onderscheiden waarbij steeds geldt dat, naast de vinddatum t_0 , slechts de laatste twee waarnemingstijdstippen van belang zijn. Definieer Y en Z als het aantal dagen na de vinddatum t_0 voor respectievelijk het voorlaatste en het laatste waarnemingstijdstip. Er mag gelden $Y=0$, dat wil zeggen het één na laatste waarnemingstijdstip is gelijk aan de vinddatum van het nest. De vijf situaties zijn als volgt:

1. Een nest dat bebroed wordt Y dagen na t_0 en als mislukt gevonden wordt Z dagen na t_0 ; er is slechts bekend dat het nest ergens in dit interval is mislukt. De kans op een dergelijk nest is $p_1 = M(Y+1) + M(Y+2) + \dots + M(Z)$.
2. Een nest dat bebroed wordt Y dagen na t_0 en als mislukt gevonden wordt Z dagen na t_0 ; er wordt aangenomen dat het nest precies op de laatste dag is mislukt. De bijbehorende kans is $p_2 = M(Z)$. In feite betreft dit een deelverzameling van p_1 .
3. Een nest dat bebroed wordt Y dagen na t_0 en als uitgekomen gevonden wordt Z dagen na t_0 ; er is slechts bekend dat het nest in dit interval is uitgekomen. De kans op een dergelijk nest is $p_3 = U(Y+1) + U(Y+2) + \dots + U(Z)$.
4. Een nest dat bebroed wordt Y dagen na t_0 en als uitgekomen gevonden wordt Z dagen na t_0 ; er wordt aangenomen dat het nest precies op de laatste dag is uitgekomen. De kans is dan $p_4 = U(Z)$. In feite betreft dit een deelverzameling van p_3 .
5. Een nest dat bebroed wordt Y dagen na t_0 en tevens bebroed wordt Z dagen na t_0 ; daarna is het nest uit het oog verloren. De kans op een dergelijk nest is gelijk aan de kans dat het in het interval (Y, Z) niet is mislukt noch is uitgekomen. Deze kans is gelijk aan $p_5 = 1 - p_1 - p_3$.

De bijdrage aan de log-likelihood van een nest is dan $\log(p_i)$ en door sommatie van deze bijdragen over alle nesten wordt de volledige log-likelihood verkregen. Deze kan vervolgens gemaximaliseerd worden naar de parameter s , μ_b en σ_b .

De kans op een succesvol nest vanaf tijdstip 0 is in dit model gelijk aan $\sum_i U(i)$, waarbij $U(i)$ berekend wordt met vinddatum $t_0=0$. Dit is niet precies gelijk aan s^μ maar in de regel wel bijna. In tabel 2.2 wordt de gesommeerde kans $\sum_i U(i)$ berekend voor verschillende waarden van s en σ_b .

Tabel 2.2. De kans op een succesvol nest ($\sum_i U(i)$) voor verschillende waarden van s en σ_b .

s	s^{30}	$\mu_b=30$ en $\sigma_b=1$	$\mu_b=30$ en $\sigma_b=2$
0.99	0.7397	0.7360	0.7361
0.98	0.5455	0.5401	0.5405
0.96	0.2939	0.2882	0.2889
0.94	0.1563	0.1518	0.1527

Opmerkingen

- Er is geen midpoint benadering nodig omdat in de kansen p_i expliciet rekening gehouden wordt met tijdstippen (mislukt of uitgekomen) die niet exact bekend zijn.
- Omdat hier verondersteld wordt dat de startdatum van een nest bekend is, is het wellicht verleidelijk om ook de overlevingskans van startdatum tot eerste vinddatum in het model op te nemen. Deze overlevingskans is immers gelijk aan s^{t_0} waarbij voor het gemak verondersteld wordt dat de eerst mogelijke uitvliegdatum voorbij t_0 ligt. Toevoeging van deze term aan de likelihood geeft echter een overschatting van s omdat nesten die reeds mislukt zijn op t_0 niet gevonden worden en dus niet in het monitoring schema worden opgenomen. Daarom zijn de kansen $M(\cdot)$ en $U(\cdot)$ feitelijk conditioneel op de waargenomen vinddatum.
- De hierboven beschreven methode is equivalent aan Etersson & Bennet (2005). Het lijkt er echter op dat zij een getrapte schattingsmethode gebruiken (zie pagina 1417 halverwege de linker kolom). Zij lijken eerst de uitkomstkansen te schatten en dan pas, gegeven deze uitkomstkansen, de overlevingskans. In de hier beschreven methode worden alle parameters simultaan geschat.
- In bovengenoemde situatie 5 wordt een nest uit het oog verloren. Dit nest heeft toch een bijdrage aan de likelihood. De veronderstelling hierbij is dat het voortijdig beëindigen van de waarnemingsreeks onafhankelijk is van het uiteindelijke lot (mislukt, uitkomen) van het nest. Een extreem voorbeeld waarin aan deze veronderstelling niet wordt voldaan is als alle nesten die zullen mislukken uit het oog worden verloren. In dat geval nemen we alleen nesten waar die of uitkomen of voortijdig beëindigd worden terwijl ze nog bebroed worden. De schatting voor s is dan gelijk aan 1 en dat is natuurlijk foutief. Zie ook Stanley (2004) voor een discussie over dit onderwerp.
- Er kunnen ook nesten zijn waarvan het lot aan het einde onduidelijk is, dat wil zeggen er kan niet vastgesteld worden of het nest uitgekomen is dan wel mislukt. Ook dit nest heeft een bijdrage aan de likelihood door de laatste twee dagen waarop het nest bebroed is te nemen en dan situatie 5 toe te passen. Ook hiervoor moet verondersteld worden dat dit onafhankelijk is van het werkelijke (niet waargenomen) lot van het nest. Immers als dit vaker voorkomt voor nesten die mislukken dan voor nesten die uitkomen, dan geeft het meenemen van dergelijke nesten in de schattingsmethode een extra bias. Zie ook Manolis et al (2000) voor een uitgebreide discussie.
- Bovenstaand model kan in theorie eenvoudig uitgebreid worden, vergelijkbaar met gegeneraliseerde lineaire modellen (McCullagh and Nelder, 1989). De overlevingskans s kan bijvoorbeeld afhangen van het dagnummer of van de habitat waarin het nest zich bevindt; of de gemiddelde duur μ van een nest zou af kunnen hangen van het jaar. Dat biedt ook de mogelijkheid voor het toetsen op een dagnummer, habitat of jaar effect.
- De parameter s moet in het interval $[0, 1]$ liggen en de parameter σ moet groter of gelijk zijn aan 0. Het is daarom numeriek beter om de log-likelihood te optimaliseren naar s^* en naar σ_b^* waarbij $s^* = \text{logit}(s)$ en $\sigma_b^* = \log(\sigma_b)$. De getransformeerde parameters s^* en σ_b^* kunnen dan elke waarde aannemen.

2.4. Model III: een kansverdeling voor de broedduur én voor de startdata

In Model II wordt verondersteld dat de startdatum van elk nest bekend is. Deze veronderstelling is erg rigide. Bovenstaand model, met een kansverdeling voor de broedduur, kan eenvoudig uitgebreid wor-

den door ook voor de startdatum van een nest een verdeling te veronderstellen. Door te sommeren over mogelijk startdata kan dan de kans op mislukken en op uitkomen voor een willekeurig nest worden berekend.

Dit model kan het beste uitgelegd worden aan de hand van een gestileerd voorbeeld waarin de broedduur een gediscrèteerde normale verdeling volgt met gemiddelde 10 dagen en een standaardafwijking van 1 dag. Veronderstel verder dat de dagelijkse overleving gelijk is aan 0.95. Neem dan aan dat een nest kan starten op dag 9, 10, 11, 12, 13 of 14 met respectievelijke kansen 0.05, 0.15, 0.30, 0.30, 0.15 en 0.05. In Appendix B wordt, in de bovenste twee rijen, voor elke startdatum de kansverdeling gegeven waarbij rood de kans is op mislukken en groen de kans op uitkomen. Deze kansverdelingen zijn verkregen door toepassing van de formules voor $M(\cdot)$ en $U(\cdot)$ voor Model II. Deze 6 kansverdelingen zijn identiek, ze zijn alleen verschoven langs de tijd-as. De kansverdeling gemiddeld over alle mogelijke startdata wordt dan verkregen door een gewogen gemiddelde te berekenen van deze 6 individuele kansverdelingen, waarbij als weging de kans op de startdatum wordt gebruikt. De resulterende kansverdeling staat links onder in Appendix B. Hierin is bijvoorbeeld te lezen dat de kans dat een willekeurig nest mislukt op dag 13 ongeveer gelijk is aan 0.04, en de kans dat een willekeurig nest uitvliegt op dag 22 is ongeveer 0.14.

Veronderstel nu dat we op dag 14 een nest vinden dat niet mislukt is of uitgekomen. Een dergelijk nest wordt in het monitoring schema opgenomen. De bijbehorende kansverdeling is gelijk aan de kansverdeling in de grafiek linksonder met dien verstande dat de kansen op mislukken of uitkomen óp of vóór de vinddatum gelijk worden aan 0. Om tot een correcte kansverdeling te komen worden alle resterende kansen met een vaste factor vermenigvuldigd zodat de som van de kansen weer gelijk is aan 0. Deze factor is gelijk aan de kans dat een nest mislukt of uitgekomen is óp of vóór de vinddatum. Dat geeft dan de kansverdeling midden onder. De grafiek rechtsonder, voor een nest gevonden op dag 19, is op dezelfde wijze verkregen. Merk op dat in beide grafieken de kans op mislukt op de eerste dag na vinden precies gelijk is aan 0.05, en dat moet natuurlijk ook.

Dan volgt nu een formele afleiding. Definieer daartoe, in aanvulling op eerdere definities

$a(j)$: Kans dat een nest begint op dag j , waarbij dagen bijv. geteld worden vanaf 1 januari

Er wordt verondersteld dat deze kansverdeling onafhankelijk is van de broedduur; dat wil zeggen dat vroeg startende nesten dezelfde broedduur verdeling volgen als laat startende nesten.

De kans dat een willekeurig nest **levend**, dus niet mislukt of uitgekomen, gevonden wordt op dag m wordt berekend door te sommeren over alle mogelijke startdata k vóór of óp dag m :

$$P(\text{levend op } m) = \sum_{k \leq m} P(\text{start op } k) \times P(m-k \text{ dagen overleven}) = \sum_{k \leq m} a(k) O(m-k)$$

De kans dat een nest, dat gevonden is op dag m , mislukt op dag n , met $n > m$, is gelijk aan

$$\begin{aligned} P(\{\text{levend op } m\} \text{ én } \{\text{mislukt op } n\}) &= \\ &= \sum_{k \leq m} P(\text{start op } k) \times P(\{m-k \text{ dagen overleven}\} \text{ én } \{mislukt op } n-k\}) \\ &= \sum_{k \leq m} P(\text{start op } k) \times P(\text{mislukt op } n-k) = \sum_{k \leq m} a(k) M(n-k) \end{aligned}$$

Merk op dat er gesommeerd wordt over $k \leq m$ omdat het nest levend is op dag m en dus vóór of óp die dag gestart moet zijn. Merk ook op dat de kans $P(\{m-k \text{ dagen overleven}\} \text{ én } \{mislukt op } n-k\})$ gelijk is aan de kans $P(\text{mislukt op } n-k)$ omdat mislukt op dag $(n-k)$ impliceert dat het nest levend is op dag $(m-k)$.

We kunnen nu de kans berekenen dat een nest op dag n mislukt, gegeven dat hij op dag m is gevonden. Deze conditionele kans is gelijk aan:

$$M(n | m) = P(\text{mislukt op } n | \text{levend op } m) = P(\{\text{levend op } m\} \text{ én } \{\text{mislukt op } n\}) / P(\text{levend op } m)$$

Invullen van bovenstaande vergelijkingen geeft dan

$$M(n | m) = P(\text{mislukt op } n | \text{levend op } m) = \{ \sum_{k \leq m} a(k) M(n-k) \} / \{ \sum_{k \leq m} a(k) O(m-k) \}$$

Geheel analoog volgt dat

$$U(n | m) = P(\text{uitkomen op } n | \text{levend op } m) = \{ \sum_{k \leq m} a(k) U(n-k) \} / \{ \sum_{k \leq m} a(k) O(m-k) \}$$

Bovenstaande kansen zijn per dag n . Omdat er niet dagelijks waargenomen wordt, maar in intervallen moeten deze kansen weer gecumuleerd worden naar de interval tijdstippen.

In bovenstaande formulering zijn de startkansen $a(i)$ nog niet gespecificeerd. Als we willen aannemen dat de startdatum een symmetrische verdeling volgt, dan kan weer een gediscretiseerde normale verdeling worden gebruikt met gemiddelde μ_a en standaardafwijking σ_a . De kansen $a(j)$ zijn dan

$$a(j) = \Phi[(j - \mu_a) / \sigma_a] - \Phi[(j - 1 - \mu_a) / \sigma_a]$$

waarin Φ de cumulatieve verdelingsfunctie is van de standaard normale verdeling.

Appendices C en D laten de resulterende kansen $M(\cdot)$ en $U(\cdot)$ zien voor de situatie met een broedduur die weer "discreet normaal" verdeeld is met gemiddelde 30 en standaardafwijking 1 ($\mu_b=30$ en $\sigma_b=1$), een dagelijkse overlevingskans van 0.98 én waarbij de gemiddelde startdatum valt op dag 0 ($\mu_a=30$). Appendix C toont de kansverdelingen voor $\sigma_a=3$ en appendix D voor $\sigma_a=7$. Het is duidelijk dat in beide gevallen de kans op uitkomen van een nest toeneemt met de vinddatum van het nest. In Appendix C verandert de vorm van de overlevingskansen pas echt vanaf vinddatum 26. In Appendix D is de vorm van de overlevingskansen aan het begin van het seizoen scheef naar links, en aan het eind scheef naar rechts.

Voor elke set parameters s , μ_b en σ_b voor broedduur, én μ_a en σ_a voor startdatum kan nu de kansverdeling $M(n | m)$ en $U(n | m)$ berekend worden. Net als voor Model II heeft elk nest één enkele bijdrage aan de likelihood. Opnieuw zijn slechts de laatste twee waarnemingstijdstippen Y en Z van belang, waarbij de eerder genoemde 5 situaties onderscheiden kunnen worden.

Voor nesten waarvan de startdatum bekend is, bijvoorbeeld middels een dompeltest, moet in de berekening van de kansen $M(\cdot)$ en $U(\cdot)$ natuurlijk niet de kansverdeling $a(j)$ worden genomen maar kansen zoals gegeven voor Model II. Als we willen aannemen dat deze nesten een aselechte steekproef vormen, dan zit in de waargenomen startdata informatie over de parameters μ_a en σ_a . Deze informatie kan gebruikt worden door een extra log-likelihood bijdrage voor deze nesten van $\log[a(\text{startdatum})]$.

De vraag is nu of de parameters van dit uitgebreide model geschat kunnen worden. De parameters μ_a en μ_b lijken slecht identificeerbaar te zijn omdat verlaging van de gemiddelde startdatum μ_a met zeg één dag eenvoudig gecompenseerd kan worden door verhoging van de gemiddelde broedduur μ_b met dezelfde hoeveelheid. De som is wel goed identificeerbaar omdat $\mu_a + \mu_b$ de gemiddelde uitvliegdatum is en die wordt gewoon waargenomen. Om dit probleem te illustreren zijn de kansen op Mislukken en Uitkomen berekend voor verschillende waarden van μ_a en μ_b maar met steeds $\mu_a + \mu_b = 30$; tevens is gebruikt $\sigma_a=3$ of 7 , $\sigma_b=1$, $s=0.98$ (tabel 2.3). De kolommen in de tabel geven de maximale verschillen tussen de kansen op Mislukken en Uitkomen voor vinddata 10, 20 en 30. De verschillen zijn steeds berekend ten opzichte van de kansen voor $\mu_a=5$ en $\mu_b=25$. De verschillen in de kansen zijn klein met name voor $\sigma_a=3$ en vinddata later in het seizoen. Dat impliceert dat met name nesten die aan het begin van het seizoen worden gevonden informatief zijn over het verschil tussen μ_a en μ_b . Immers deze nesten kunnen zowel laat uitkomen, wat informatief is over de broedduur verdeling, als vroeg uitkomen wat informatief is over de verdeling van de startdatum.

Tabel 2.3. De kans op mislukken of uitkomen voor verschillende waarden van μ_a en μ_b , maar met $\mu_a + \mu_b = 30$, en met $\sigma_a = 3$ of 7 en $s = 0.98$.

$\sigma_a = 3, \sigma_b = 1, s = 0.98$ (zie Appendix C voor grootte van de kansen)							
$\mu_a + \mu_b = 30$		Vinddatum 10		Vinddatum 20		Vinddatum 30	
μ_a	μ_b	dMislukken	dUitkomen	dMislukken	dUitkomen	dMislukken	dUitkomen
10	20	5.1E-03	6.7E-02	7.4E-06	1.1E-04	5.7E-13	7.4E-12
8	22	2.4E-03	3.8E-02	5.6E-07	8.3E-06	5.0E-15	6.3E-14
6	24	5.2E-04	9.7E-03	2.3E-08	3.4E-07	3.1E-17	3.8E-16
5	25	*	*	*	*	*	*
4	26	3.1E-04	5.5E-03	4.5E-09	6.6E-08	3.5E-18	5.6E-17
2	28	5.4E-04	8.8E-03	5.4E-09	7.6E-08	6.9E-18	1.1E-16
0	30	5.9E-04	8.8E-03	5.4E-09	7.6E-08	6.9E-18	2.8E-17
$\sigma_a = 7, \sigma_b = 1, s = 0.98$ (zie Appendix D voor grootte van de kansen)							
$\mu_a + \mu_b = 30$		Vinddatum 10		Vinddatum 20		Vinddatum 30	
μ_a	μ_b	dMislukken	dUitkomen	dMislukken	dUitkomen	dMislukken	dUitkomen
10	20	4.5E-03	4.7E-02	1.1E-03	1.1E-02	7.3E-05	8.2E-04
8	22	2.5E-03	3.6E-02	4.8E-04	6.7E-03	2.5E-05	3.3E-04
6	24	7.5E-04	1.4E-02	1.2E-04	1.9E-03	4.9E-06	7.2E-05
5	25	*	*	*	*	*	*
4	26	6.5E-04	1.2E-02	8.7E-05	1.4E-03	3.0E-06	4.3E-05
2	28	1.6E-03	2.3E-02	2.0E-04	2.7E-03	5.9E-06	7.4E-05
0	30	2.2E-03	2.4E-02	2.5E-04	2.7E-03	6.9E-06	7.5E-05

Daarnaast is het wellicht zo dat ook σ_a en σ_b slecht identificeerbaar zijn. Bovenstaande procedure is daarom herhaald met verschillende waarden van σ_a en σ_b , zodanig dat de som van de varianties gelijk is aan 50, dus $\sigma_a^2 + \sigma_b^2 = 50$ (tabel 2.4). Weer zijn de verschillen tussen de kansen klein en lijkt er weinig informatie te zijn over het verschil tussen σ_a^2 en σ_b^2 .

Tabel 2.4. De kans op mislukken of uitkomen voor verschillende waarden van σ_a en σ_b , maar met $\sigma_a^2 + \sigma_b^2 = 50$.

$\mu_a = 0, \mu_b = 30, s = 0.98$							
$\sigma_a^2 + \sigma_b^2 = 50$		Vinddatum 10		Vinddatum 20		Vinddatum 30	
σ_a	σ_b	dDead	dUitkomen	dDead	dUitkomen	dDead	dUitkomen
7.00	1.00	7.3E-04	6.0E-03	4.7E-04	2.7E-03	4.0E-04	5.9E-03
6.78	2.00	5.7E-04	3.8E-03	4.1E-04	2.4E-03	3.5E-04	5.2E-03
6.40	3.00	3.8E-04	2.5E-03	3.2E-04	1.8E-03	2.7E-04	4.0E-03
5.83	4.00	1.8E-04	1.2E-03	1.8E-04	1.1E-03	1.5E-04	2.2E-03
5.00	5.00	*	*	*	*	*	*
3.74	6.00	1.0E-04	9.4E-04	2.3E-04	1.3E-03	1.8E-04	2.8E-03
1.00	7.00	2.8E-04	1.6E-03	4.9E-04	2.9E-03	3.9E-04	6.1E-03

Er kan ook nog als volgt worden geredeneerd. Hierboven wordt verondersteld dat de startdatum een normale verdeling volgt met gemiddelde μ_a en standaardafwijking σ_a , en de broedduur een normale verdeling met μ_b en σ_b . Als de startdatum en de duur onafhankelijk zijn dan volgt de uitkomstdatum van het nest een normale verdeling met gemiddelde $(\mu_a + \mu_b)$ en variantie $(\sigma_a^2 + \sigma_b^2)$. We zitten dan in het raamwerk van Model II met bekende startdatum (namelijk dag 0) en de gesommeerde parameters $(\mu_a + \mu_b)$ en $\sqrt{(\sigma_a^2 + \sigma_b^2)}$ kunnen dan op de daar beschreven wijze worden geschat. Deze redenering is niet exact omdat er geen rekening gehouden wordt met de dagelijkse overleving én omdat er gewerkt wordt met gediscretiseerde normale verdelingen. Maar het zou een goede schatting voor s kunnen geven, met name als één van beide standaardafwijkingen klein is.

3. Een model voor een bezoeken-effect

3.1. Het model van Rotella

Rotella et al (2000) ontwikkelden als eerste een model waarin naast de dagelijkse overleving s ook een bezoeken-effect h een rol speelt. Dit model is een simpele uitbreiding van het Mayfield model zoals beschreven door Johnson (1979). In het Rotella model is de kans om na een éénmalig bezoek een periode van x dagen te overleven gelijk aan

$$P(x \text{ dagen overleven}) = h s^x$$

Hierin is h het zogenaamde bezoeken-effect dat optreedt de dag direct volgend op het bezoek. Anders gezegd, de eerste dag na het waarnemen is de overlevingskans gelijk aan $h \cdot s$, en op de daarop volgende dagen is de overlevingskans gewoon gelijk aan s . De kans op mislukken is nu gelijk aan het complement $1 - h s^x$. Rotella veronderstelt dat h zowel kleiner als groter dan 1 kan zijn. In het laatste geval is er een positief bezoeken-effect; dan moet wel de restrictie $h \cdot s \leq 1$ worden opgelegd.

Voor $h=1$ wordt niet het klassieke Mayfield model verkregen. De succeskans is wel identiek, maar de Mayfield mislukkans is gelijk aan $(1-s)s^{x-1}$, waarbij wordt aangenomen dat een mislukking precies op de laatste dag van het interval valt. Het Rotella model veronderstelt daarentegen dat een mislukking ergens in het interval heeft plaatsgevonden. Dit impliceert tevens dat bij toepassing van het Rotella model geen midpoint veronderstellingen hoeven worden gedaan indien het exacte moment van mislukken of uitkomen niet bekend is. Bovendien geldt dat de rationale van de midpoint, namelijk zijnde de "expected days at risk", in het Rotella model heel anders uitpakt juist vanwege het additionele bezoeken-effect op de eerste dag na de waarneming. Immers als er een groot observer effect is, dan zal met name op dag 1 het nest mislukken, en zal dus de expected days at risk naar 1 verschuiven. De expected days at risk onder het model van Rotella kan als volgt worden afgeleid. De conditionele kans op mislukken na precies i dagen, gegeven dat er een mislukt nest wordt waargenomen op dag k , is gelijk $(1-hs)/(1-hs^k)$ voor $i=1$ en $h s^{i-1} (1-s)/(1-hs^k)$ voor $i > 1$. Merk op dat de som van deze conditionele kansen gelijk is aan 1. De verwachtingswaarde van deze kansverdeling, de expected days at risk, is dan gelijk aan:

$$\frac{1}{1-hs^k} \left[(1-hs) + \sum_{i=2}^k i h s^{i-1} (1-s) \right] = \frac{(1-s)(1-h) + h(1-s^k - (1-s)k s^k)}{(1-s)(1-hs^k)}$$

Voor $s=1$ en $h < 1$ is de expected days at risk gelijk aan 1. In tabel 3.1 is deze "expected days at risk" gegeven voor verschillende s , verschillende intervallengtes k en voor $h=1, 0.9$ en 0.8 . Vooral als s dicht bij 1 ligt zijn de verschillen tussen $h \neq 1$ en $h=1$ vrij groot.

Parameters kunnen weer geschat worden met maximum likelihood. Rotella beschrijft een truc om dit uit te voeren door de kans op overleven te schrijven als

$$\text{Log}[P(x \text{ dagen overleven})] = \text{Log}(h) + x \text{Log}(s)$$

$\text{Log}(h)$ is dan een intercept en $\text{Log}(s)$ een regressie parameter. Deze parameters kunnen geschat worden via een gegeneraliseerd lineair model (GLM) met binomiale verdeling en log link (in plaats van de gebruikelijke logit link). Hierbij wordt voor elke waarnemingsperiode een 1 gescoord als het nest overleeft of uitkomt en een 0 als het nest mislukt is. In GenStat werkt deze truc veelal niet omdat, tijdens het iteratief aanpassen van deze GLM, parameters gebruikt worden waarvoor de kans op overleven groter wordt dan 1 en dat lust het algoritme niet. Dit wordt in GenStat opgelost door de log likelihood expliciet te maximaliseren via het FITNONLINEAR directive. Omdat de parameters s en h in het interval $[0, 1]$ moeten liggen kan er beter geoptimaliseerd worden naar s^* en h^* , waarbij $s^* = \text{logit}(s)$ en $h^* = \text{logit}(h)$. De basale GenStat code is dan

Tabel 3.1. De 'expected days at risk' voor verschillende waarden van s , intervallengtes k en bezoek h .

h=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8	k=9	k=10	k=12	k=1
s=0.99	1.50	1.99	2.49	2.98	3.47	3.96	4.45	4.93	5.42	6.38	7.3
s=0.97	1.49	1.98	2.46	2.94	3.41	3.88	4.34	4.80	5.25	6.14	7.0
s=0.95	1.49	1.97	2.44	2.90	3.35	3.80	4.23	4.66	5.08	5.89	6.6
s=0.93	1.48	1.95	2.41	2.86	3.29	3.71	4.12	4.52	4.91	5.65	6.3
s=0.91	1.48	1.94	2.38	2.81	3.23	3.63	4.01	4.38	4.73	5.40	6.0
h=0.9	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8	k=9	k=10	k=12	k=1
s=0.99	1.08	1.21	1.39	1.61	1.85	2.12	2.41	2.72	3.04	3.72	4.4
s=0.97	1.17	1.43	1.74	2.09	2.45	2.82	3.21	3.59	3.99	4.77	5.5
s=0.95	1.23	1.54	1.90	2.27	2.66	3.04	3.43	3.81	4.19	4.94	5.6
s=0.93	1.26	1.61	1.98	2.36	2.74	3.12	3.49	3.86	4.21	4.90	5.5
s=0.91	1.29	1.65	2.02	2.40	2.77	3.13	3.49	3.83	4.16	4.78	5.3
h=0.8	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8	k=9	k=10	k=12	k=1
s=0.99	1.04	1.11	1.20	1.32	1.47	1.63	1.81	2.01	2.22	2.68	3.1
s=0.97	1.09	1.25	1.46	1.70	1.97	2.25	2.55	2.86	3.18	3.83	4.4
s=0.95	1.14	1.35	1.61	1.90	2.21	2.53	2.85	3.18	3.51	4.17	4.8
s=0.93	1.17	1.42	1.71	2.02	2.34	2.67	2.99	3.31	3.63	4.25	4.8
s=0.91	1.19	1.47	1.77	2.09	2.41	2.73	3.04	3.35	3.65	4.21	4.7

```

EXPRESSIO rotella[1] ; !e(s,h = ILOGIT(BOUND(sstar,hstar;-30;30))/100)
EXPRESSIO      rotella[2]      ;      !e(fitted      =      h*sinterval)
MODEL          [DIST=binomial] response ; NBIN=nbinomial ; FITTED=fitted
RCYCLE                                                sstar,          hstar
FITNONLIN [CALCULATION=rotella[]]

```

In veel gevallen is een belangrijke vraag of er überhaupt een bezoeeffect is. Dat wil zeggen dat we de nulhypothese $H_0: h=1.0$ graag zouden willen toetsen. Dit kan met de zogenaamde Likelihood Ratio Toets (LRT); deze toets gebruikt als toetsingsgrootte tweemaal het verschil tussen het maximum van de log-likelihood onder het model met $h=1.0$ en de log-likelihood onder het model waarin h wordt geschat. De LRT toetsingsgrootte volgt een Chi-Kwadraat(1) verdeling onder de nulhypothese. Als de additionele eis gesteld wordt dat $h \leq 1$, dus alleen negatieve bezoeeffecten zijn mogelijk, dan ligt de parameter h onder de nulhypothese op de rand van de parameter ruimte. De LRT heeft dan geen Chi(1) verdeling maar een mengverdeling conform $\frac{1}{2}$ Chi(0) + $\frac{1}{2}$ Chi(1) verdeling (zie Self & Liang 1987). De p -waarde behorende bij de LRT kan dan berekend worden door de standaard Chi(1) p -waarde te halveren. Als de additionele eis $h \leq 1$ niet gesteld wordt dan geldt $h \leq 1/s$. Omdat in de regel s dicht in de buurt van de 1 ligt, ligt de maximale waarde voor h dan ook dicht in de buurt van de 1. Het zou kunnen dat dan vergelijkbare randproblemen optreden.

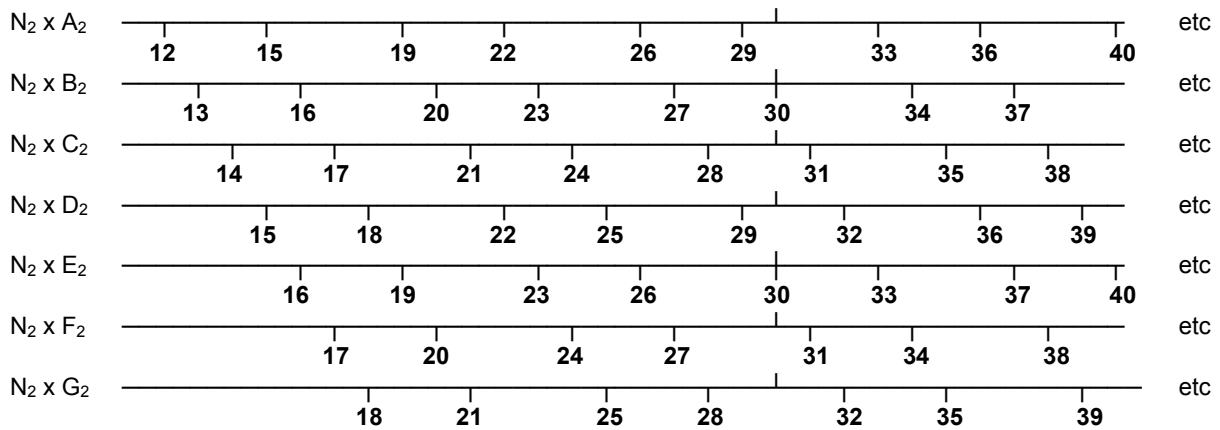
3.2. Rotella toegepast op modellen II en III

Het bezoeeffect van Rotella kan eenvoudig ingebracht worden in de modellen II en III. Immers in plaats van een overlevingskans van s op de dag na een bezoek wordt dan een overlevingskans van $h \cdot s$ genomen. Alle tijdstippen waarop wordt waargenomen worden nu van belang voor de berekening van de kansen, dus niet alleen de vinddatum t_0 en de laatste twee waarnemingstijdstippen Y en Z . Merk op dat in de berekening van de noemer van de kansen in model III het waarnemereffect geen rol speelt omdat de kans $P(\text{levend op } m)$ onafhankelijk is van de waarneemtijdstippen. Echter $M(n-k)$ en $U(n-k)$ zijn wel afhankelijk van de waarneemtijdstippen tussen m en n .

In Appendix E worden voorbeelden van kansen gegeven met bekende startdatum 0 voor verschillende combinaties van s en h .

In Appendix F wordt geïllustreerd hoe de kansverdeling verkregen wordt als ook de startdatum een verdeling volgt en er een bezoeken-effect $h=0.9$ is. Daarbij wordt dezelfde situatie gebruikt als voor Appendix B, zie paragraaf 2.3, met voor de broedduur een gediscrèteerde normale verdeling met gemiddelde 10 dagen en een standaardafwijking van 1 dag. Veronderstel verder dat de dagelijkse overleving gelijk is aan 0.95. Neem dan aan dat een nest kan starten op dag 9, 10, 11, 12, 13 of 14 met respectievelijke kansen 0.05, 0.15, 0.30, 0.30, 0.15 en 0.05. De bovenste twee rijen in Appendix F geven de situatie weer voor een nest dat gevonden wordt op dag 12 en dat vervolgens om de 4 dagen wordt bezocht met een bezoeken-effect van $h=0.9$. Omdat het nest op dag 12 gevonden wordt, zijn alleen de verdelingen voor startdata 9, 10, 11 en 12 relevant. Dit zijn de eerste vier grafieken. De grafiek met titel "Gemiddelde Verdeling" wordt dan gevonden door het gewogen gemiddelde van de eerste vier grafieken te berekenen met gewichten 0.05, 0.15, 0.30 en 0.30. De kansverdeling midden rechts, voor een nest dat gevonden wordt op dag 12, wordt dan gevonden door de kansen op dagen 9, 10, 11 en 12 op nul te zetten en de kansverdeling te normeren. Op vergelijkbare wijze worden de kansverdelingen voor de vinddata 14, 17 en 20 gevonden. Voor deze vinddata zijn, voor het berekenen van de Gemiddelde Verdeling, alle startdata 9-14 relevant. Voor alle vinddata is de kans op mislukken op de eerste dag na vinden steeds gelijk aan $1 - h \cdot s = 1 - 0.90 \times 0.95 = 0.145$.

Zowel voor Model II als voor Model III kunnen de parameters weer geschat worden met behulp van maximum likelihood. Dit is geïmplementeerd in een concept Visual Basic tool waarbij een extern Fortran programma gebruikt wordt om de likelihood te optimaliseren middels de Simplex Methode (Nelder & Mead, 1965). Standaardafwijkingen van parameterschattingen worden verkregen via numerieke berekening van de Hessiaan van de log likelihood waarbij Richardson extrapolatie wordt toegepast. De tool vereist een dataset in Excel formaat met strikte eisen aan de codering en volgorde van de gegevens. De Simplex methode vereist beginschattingen voor de parameters welke ingelezen kunnen worden vanuit een Excel file. De gebruiker kan zelf aangeven welke parameters geschat moeten worden en welke een vaste waarde moeten hebben. Hierdoor zijn zowel Model II, met $\mu_a=0$ en $\sigma_a=0$, als Model III geïmplementeerd. Een LRT kan worden verkregen door het model aan te passen onder restrictie $h=1$ én aan te passen zonder deze restrictie om te toetsen op afwezigheid van een bezoeken-effect.



In de 6 deelsimulaties, genummerd van 01 tot 06, zijn de volgende aantallen N_1 en N_2 gebruikt:

Simulatie	N_1	N_2	Totaal aantal nesten
01	7	0	49
02	35	0	245
03	140	0	980
04	3	4	49
05	15	20	245
06	60	80	980

Als wordt aangenomen dat alle nesten precies op dag 30 uitkomen zonder enig mislukt nest, dan is het gemiddelde aantal bezoeken ná de vinddatum voor de eerste categorie nesten ($A_1 - G_1$) gelijk aan $18/7$. Voor de tweede categorie ($A_2 - G_2$) is het gemiddelde aantal bezoeken dan $33/7$. Op deze wijze berekend is het gemiddelde aantal bezoeken per nest in simulaties 01/02/03 gelijk aan $18/7 = 2.57$ en voor simulaties 04/05/06 is dit aantal $(3 \times 18/7 + 4 \times 33/7)/7 = 186/49 = 3.80$. Het quotiënt van 3.80 en 2.57 is 1.47, zodat in de simulaties 04/05/06 47% meer bezoeken worden afgelegd dan in de overeenkomstige simulaties 01/02/03. Natuurlijk is dit slechts een benadering omdat verondersteld wordt dat de dagelijkse overleving s gelijk is aan 1.

In elke deelsimulatie is gesimuleerd met de volgende waarden voor s en h . Daarbij is ervoor gekozen om niet s zelf te variëren, maar de overleving gedurende een periode van 30 dagen, oftewel s^{30} .

$$h = 1.00, 0.97, 0.90, 0.80$$

$$s^{30} = 0.80, 0.50, 0.20 \quad \text{dit correspondeert met } s = 0.9926, 0.9772, 0.9478$$

In elke situatie zijn 1000 datasets gesimuleerd. Voor elke dataset zijn vervolgens de parameters geschat met 4 verschillende modellen:

- $\{s\}$ schatten bij vaste bekende $h=1$, $\mu=30$ en $\sigma=1$
- $\{s, h\}$ schatten bij vaste bekende $\mu=30$ en $\sigma=1$
- $\{s, \mu_b, \sigma_b\}$ schatten bij vaste bekende $h=1$
- $\{s, h, \mu_b, \sigma_b\}$ schatten

Dit geeft dus 10 schattingen per dataset. De vergelijking van de deviance tussen b. en a. geeft, bij bekende μ_b, σ_b , een toets op $h=1$ en zo ook de vergelijking tussen d. en c.. Bij het schatten van de parameters s en h is de restrictie $h \cdot s \leq 1$ opgelegd. Dit is conform de simulatiestudie van Rotella et al (2000). De alternatieve restrictie $h \leq 1$ geeft overigens vergelijkbare resultaten. Voor elke simulatie is de bias en de root mean squared error (RMSE) uitgerekend. Als δ de te schatten parameter is, en d_i zijn de, zeg n , schattingen voor deze parameter, dan worden bias en RMSE gegeven door

$$\text{bias} = (1/n) \sum_i (d_i - \delta) \quad \text{en} \quad \text{RMSE} = \sqrt{[(1/n) \sum_i (d_i - \delta)^2]}$$

De voorkeur gaat uit naar een schatter die zuiver is, dus met bias = 0, met een zo gering mogelijk RMSE. Een negatieve bias impliceert dat de schatting gemiddeld genomen kleiner is dan de werkelijk-

ke parameter waarde. Bij een positieve bias is de schatting gemiddeld juist groter dan de werkelijke waarde

De simulatie is uitgevoerd met behulp van GenStat (Payne et al, 2008) waarbij de kansen $M(\cdot)$ en $U(\cdot)$ voor Model II berekend worden met een externe Fortran DLL. Op zich kunnen deze kansen ook in GenStat worden berekend, maar een Fortran programma is vele malen sneller. Deze DLL is gekoppeld aan GenStat via het EXTERNAL directive. Data worden gegenereerd door per bezoekenritme de kansen $M(\cdot)$ en $U(\cdot)$ te berekenen en vervolgens, bijvoorbeeld voor nest A_1 te simuleren hoeveel van de N_1 nesten mislukken dan wel uitkomen op dag 19, 26, 33 en 40. Vervolgens wordt met behulp van het GenStat directive FITNONLINEAR de log likelihood geoptimaliseerd.

4.2. Resultaten van de simulatiestudie

In een beperkt aantal gevallen convergeert het algoritme voor optimalisering van de log likelihood niet. In de meeste gevallen ligt dan één van de parameterschattingen op de rand, bijvoorbeeld $s=1$. In een zeer beperkt aantal gevallen geldt dit niet en “hangt” het algoritme; soms geven andere beginschattingen dan een grotere likelihood. Het aantal malen dat het algoritme niet convergeert én waarvoor geldt dat de schattingen voor s én (sh) niet op de rand liggen is per bezoekenritme en model weergegeven in tabel 4.1. Bedenk daarbij dat voor elke cel geldt dat er in totaal 12000 modellen zijn aangepast, namelijk 12 combinaties van parameterwaarden vermenigvuldigd met 1000 simulaties per combinatie.

Tabel 4.1. Het aantal malen dat het algoritme niet convergeert terwijl de schattingen voor s en h niet op de rand liggen per bezoekenritme en model.

Bezoekenritme	Model a.	Model b.	Model c.	Model d.
01	0	21	5	2
02	0	13	0	0
03	0	2	0	2
04	0	3	1	6
05	0	2	0	0
06	0	1	0	0

Omdat het om een zeer beperkt aantal gevallen gaat doen ze gewoon mee in de berekening van bias en RMSE. De bias en RMSE zijn gegeven in Appendices G en H.

4.2.1. Bias voor de dagelijkse overleving s ; tabellen A), B), C) en D) in Appendix G.

De bias onder de modellen a. en c., waarbij verondersteld wordt dat er geen bezoeken effect is, is vrijwel gelijk. Daarom wordt alleen tabel C) besproken. Als de parameter h gelijk is aan 1, dan is er nauwelijks bias in de schatting voor s . Indien echter de werkelijke waarde voor h kleiner is dan 1, dan is er een negatieve bias in de dagelijkse overlevingskans. Dat is conform de verwachting omdat in model c. de extra sterfte als gevolg van een bezoeken effect in de schatting voor de parameter s gaat zitten. Deze bias is min of meer gelijk in elke deeltabel met vette randen. Dat wil zeggen dat de bias min of meer onafhankelijk is van het aantal nesten (vergelijk 01 met 02 en 03, en vergelijk 04 met 05 en 06), en ook min of meer onafhankelijk van de werkelijke waarde voor s . De bias neemt toe naarmate het bezoeken effect groter is (dat wil zeggen een kleinere h), en het aantal bezoeken toeneemt. Vergelijking van de kolommen 04 en 01, de kolommen 05 en 02 en de kolommen 06 en 03 leert dat het quotiënt van de bias steeds ongeveer gelijk is aan 1.47 en dat is gelijk aan het quotiënt van het gemiddeld aantal bezoeken zoals berekend in paragraaf 4.1. De bias lijkt steeds klein, maar als deze doorgerekend wordt naar een overlevingskans over een periode van 30 dagen wordt duidelijk wat het effect op de uiteindelijke overleving kan zijn (tabel 4.2). Hierin is b_1 vergelijkbaar met de bias in simulaties 01/02/03 uit tabel C) en b_2 de overeenkomstige bias voor simulaties 04/05/06.

Tabel 4.2. Bias (afwijking) in de schatting van het uitkomstsucces (s^{30}) als geen rekening wordt gehouden met een bezoeken effect (h).

Parameters	s	b1	b2	s^{30}	$(s+b1)^{30}$	$(s+b2)^{30}$
s=0.9926 h=0.97	0.9926	-0.005	-0.0075	0.800	0.688	0.637
s=0.9772 h=0.97	0.9772	-0.005	-0.0075	0.500	0.429	0.397
s=0.9478 h=0.97	0.9478	-0.005	-0.0075	0.200	0.171	0.158
s=0.9926 h=0.90	0.9926	-0.017	-0.025	0.800	0.477	0.372
s=0.9772 h=0.90	0.9772	-0.017	-0.025	0.500	0.296	0.230
s=0.9478 h=0.90	0.9478	-0.017	-0.025	0.200	0.116	0.090
s=0.9926 h=0.80	0.9926	-0.034	-0.050	0.800	0.281	0.170
s=0.9772 h=0.80	0.9772	-0.034	-0.050	0.500	0.173	0.104
s=0.9478 h=0.80	0.9478	-0.034	-0.050	0.200	0.067	0.039

Dus zelfs met een geringe bias (voor $h=0.97$) kunnen de effecten vrij groot zijn: met bias b_1 wordt de dertig daagse overleving ongeveer 14% lager, en met bias b_2 ongeveer 20% lager. Indien in werkelijkheid $h=0.9$ of nog kleiner dan wordt de dertig-daagse overleving geweldig onderschat.

De bias in s voor de modellen b. en d. waarin ook de parameter h wordt geschat, zie tabellen B) en D), is steeds gering met name bij grotere aantallen nesten zoals in situaties 02/03 en 05/06. Voor situaties 01 en 04 is de bias in s nog aan de hoge kant, vooral bij een hoge overleving s en een lage h .

4.2.2. RMSE voor de dagelijkse overleving s ; tabellen A), B), C) en D) in Appendix H.

De kolommen 04/05/06 zijn quotiënten ten opzichte van de kolommen 01/02/03; dit maakt het eenvoudiger om te beoordelen of frequenter bezoeken een positief effect heeft op de nauwkeurigheid van de schatter. Bij zeer kleine bias, zoals bijvoorbeeld voor $h=1.0$ in tabel A), mag verwacht worden dat de RMSE evenredig is met de wortel van het aantal geobserveerde nesten. Dit klopt voor de genoemde tabel want de RMSE voor situatie 02 is ongeveer een factor $\sqrt{(35/7)} = 2.2$ kleiner dan voor situatie 01, en voor situatie 03 een factor $\sqrt{(140/35)} = 2.0$ kleiner dan voor situatie 02.

Frequenter waarnemen heeft voor de nauwkeurigheid van de schatting voor s geen enkele zin bij afwezigheid van een bezoeken effect; immers het quotiënt in de kolommen 04/05/06 is dan steeds nagenoeg gelijk aan 1. Voor h ongelijk aan 1 bedraagt de maximale winst 83% (rechtsonder in tabel D) en dat is wellicht minder dan op grond van het toegenomen aantal waarnemingen verwacht mag worden. In plaats van nesten frequenter bezoeken zou wellicht beter het aantal nesten vergroot kunnen worden.

4.2.3. Bias voor het bezoeken effect h ; tabellen E) en F) in Appendix G.

Er zijn slechts marginale verschillen tussen de tabellen E) en F). De bias neemt in het algemeen af bij een toenemend aantal nesten en bij een hogere bezoekfrequentie. Dit is conform de verwachting omdat in beide gevallen de informatie over het bezoeken effect toeneemt. De bias in h kan klein genoemd worden, met name voor situaties 02/03 en 05/06. Voor situaties 01 en $h=0.9$ of 0.8 neemt de bias in h af als de dagelijkse overlevingskans afneemt. Dit geldt echter niet voor situatie 04 en $h=0.8$.

4.2.4. RMSE voor het bezoeken effect h ; tabellen E) en F) in Appendix H.

De RMSE voor h wordt gegeven in tabellen E) en F) in Appendix H. De RMSE is vrij groot met name als h klein is en bij geringe aantallen nesten. De RMSE is bijvoorbeeld 0.12 voor model d., simulatie 02 met $s=0.9478$ en $h=0.80$. Dat impliceert dat de schattingen voor h globaal in het interval $[0.60, 1.00]$ liggen en dat is vrij ruim; zie ook Appendix I voor een grafische weergave van de schattingen. Ook bij verviervoudiging van het aantal nesten is de bias nog 0.06 met een globaal interval van $[0.68, 0.92]$ voor de schattingen. Net als de bias neemt ook de RMSE af bij een toenemend aantal nesten en bij frequenter waarnemen; ook dit is conform de verwachting. De winst bij frequenter waarnemen is met name groot als h klein is. Een verviervoudiging van de nesten, van 02 naar 03, geeft een afname in RMSE met globaal 54%. Een verdubbeling van de bezoekfrequentie voor iets meer dan de helft van de nesten geeft een afname van de RMSE tussen de 77% en 60% (zie kolom 05 in tabel F). Verho-

ging van de bezoekfrequentie kan dus een efficiëntere methode zijn om de nauwkeurigheid van de schatting voor h te verbeteren.

Bias en RMSE zijn slechts twee aspecten. De aantallen simulaties waarin de schatting voor h groter of gelijk is aan 1, dus geen negatief bevoegeffect, is gegeven in tabel 4.3.

Tabel 4.3. Het aantal simulaties waarin de schatting voor h groter of gelijk is aan 1 (= een positief bevoegeffect).

Parameters	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	694	564	509	566	543	517
s=0.9772 h=1.00	595	516	526	560	521	486
s=0.9478 h=1.00	562	515	502	473	517	499
s=0.9926 h=0.97	469	168	26	275	101	1
s=0.9772 h=0.97	456	271	79	340	179	26
s=0.9478 h=0.97	464	396	213	392	289	112
s=0.9926 h=0.90	232	23	0	88	2	0
s=0.9772 h=0.90	302	60	1	153	12	0
s=0.9478 h=0.90	397	156	24	271	50	0
s=0.9926 h=0.80	126	1	0	29	0	0
s=0.9772 h=0.80	177	19	0	70	0	0
s=0.9478 h=0.80	275	52	0	145	0	0

De aantallen bovenin de kolommen 02/03 en 05/06, met werkelijke waarde $h=1.0$, lijken verontrustend omdat blijkbaar in globaal de helft van de gevallen de schatting voor h dan kleiner is dan 1. Dit beeld wordt aangevuld door onderstaande tabel waarin het 5% punt van de schattingen voor h is getabelleerd (dat wil dus zeggen dat in 5% van de simulaties de schatting kleiner is dan de waarde in tabel 4.4).

Tabel 4.4. De waarde van h waaronder in 5% van de simulaties de schatting kleiner is dan de vermelde waarde.

Parameters	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.952	0.966	0.985	0.963	0.979	0.989
s=0.9772 h=1.00	0.879	0.934	0.970	0.911	0.960	0.981
s=0.9478 h=1.00	0.742	0.881	0.944	0.829	0.922	0.962
s=0.9926 h=0.97	0.907	0.928	0.945	0.923	0.938	0.953
s=0.9772 h=0.97	0.826	0.890	0.930	0.874	0.920	0.945
s=0.9478 h=0.97	0.695	0.845	0.909	0.790	0.891	0.927
s=0.9926 h=0.90	0.821	0.850	0.861	0.840	0.863	0.876
s=0.9772 h=0.90	0.747	0.798	0.844	0.790	0.835	0.868
s=0.9478 h=0.90	0.628	0.754	0.817	0.715	0.816	0.853
s=0.9926 h=0.80	0.716	0.743	0.759	0.725	0.758	0.771
s=0.9772 h=0.80	0.638	0.687	0.731	0.679	0.721	0.758
s=0.9478 h=0.80	0.512	0.602	0.695	0.608	0.693	0.743

Dan blijkt dat, nog steeds voor $h=1.0$, een lagere werkelijke overlevingskans correspondeert met een lager 5% punt voor h . Je zou kunnen zeggen dat bij een lage werkelijke s , dat wil zeggen veel sterfte, er ruimte ontstaat voor een lage schatting voor h . Ditzelfde effect geldt ook voor werkelijke waarden $h < 1$. Dit wordt veroorzaakt door de gedeeltelijke inwisselbaarheid van s en h . Een lage schatting voor s kan gecompenseerd worden door een hoge schatting voor h en vice versa.

4.2.5. Bias voor de gemiddelde broedduur μ_b ; tabellen G) en H) in Appendix G.

De bias in μ_b is in alle gevallen klein; ook als h ongelijk is aan 1 en er geschat wordt onder de restrictie $h=1$ zoals onder model c. Blijkbaar wordt de misspecificatie van het model dan geheel opgevangen door bias in de schatting voor s . In tabel H, waarbij geschat wordt onder het correcte model, zijn wei-

nig patronen te ontdekken. Het is bijvoorbeeld niet zo dat de bias altijd afneemt bij toenemende aantallen nesten of een hogere bezoekfrequentie. Opvallend is wellicht dat in simulatie 01 de bias steeds negatief is.

4.2.6. RMSE voor de gemiddelde broedduur μ_b ; tabellen G) en H) in Appendix H.

Vergelijking van de tabellen H) en G) geeft aan dat misspecificatie van het model nauwelijks invloed heeft op de RMSE voor μ_b behalve als h klein is én er veel nesten gevolgd worden. In tabel H) is de gemiddelde verhouding tussen de RMSE in kolommen 02 en 01 gelijk aan 0.43; voor de kolommen 03 en 02 is het gemiddelde 0.50. De RMSE is dus weer evenredig met de wortel van het aantal nesten. De RMSE neemt toe bij kleinere s én bij kleinere h . Dit is logisch omdat dan de overlevingskans kleiner is en dus de kans op uitkomen afneemt. Er zijn dan minder nesten die uitkomen en dus is er minder informatie over de gemiddelde broedduur μ_b . Een hogere bezoekfrequentie geeft in de regel een lagere RMSE omdat de precieze uitvliegdatum dan nauwkeuriger wordt waargenomen. Dit effect wordt echter kleiner naarmate h kleiner is.

4.2.7. Bias voor de standaardafwijking van de broedduur σ_b ; tabellen I) en J) in Appendix G.

De bias voor σ_b is klein voor simulaties 02/03 en 05/06, zelfs onder de misspecificatie van model c. Een afnemende overleving, via een kleinere s of een kleinere h , geeft een toenemende bias. Verhoging van de bezoekfrequentie geeft veelal een kleinere bias, behalve voor $h=0.8$ en lagere aantallen nesten.

4.2.8. RMSE voor de standaardafwijking van de broedduur σ_b ; tabellen I) en J) in Appendix H.

Hiervoor gelden dezelfde observaties als voor de RMSE voor de gemiddelde broedduur. De gemiddelde verhouding tussen de kolommen 02 en 01 is nu zelfs 0.35, en die tussen 03 en 02 weer 0.50.

4.2.9. Correlaties tussen parameter schattingen

Voor de modellen b., c. en d., met meerdere parameters, kan de correlatie tussen de 1000 geschatte parameters worden berekend. Voor model b. geeft dat bijvoorbeeld 72 correlaties tussen de parameters s en h , namelijk 6 simulatie x 12 combinaties van parameters. Kengetallen van deze 72 correlaties zijn per model en parameter combinatie weergegeven in tabel 4.5.

Tabel 4.5. Correlaties tussen de geschatte parameters voor de verschillende modellen. Weergegeven zijn de gemiddelden, de standaardafwijking en het bereik.

Model	Correlatie	Gemiddelde	Stan.Afw.	Minimum	Maximum
Model b.	s en h	-0.91	0.04	-0.96	-0.73
Model c.	s en μ_b	0.03	0.04	-0.07	0.12
Model c.	s en σ_b	-0.01	0.04	-0.08	0.12
Model c.	μ_b en σ_b	0.05	0.05	-0.06	0.20
Model d.	s en h	-0.91	0.04	-0.96	-0.74
Model d.	s en μ_b	-0.04	0.05	-0.16	0.04
Model d.	s en σ_b	-0.03	0.04	-0.12	0.08
Model d.	h en μ_b	0.06	0.05	-0.02	0.18
Model d.	h en σ_b	0.04	0.04	-0.05	0.11
Model d.	μ_b en σ_b	0.02	0.03	-0.07	0.10

Hieruit blijkt dat alleen de correlaties tussen s en h hoog zijn. De correlaties tussen s en h uitgesplitst naar simulatie en parameter waarden is gegeven in tabel 4.6.

Tabel 4.6. Correlaties tussen s en h voor de verschillende simulaties en parameterwaarden.

Model d. Corr(s,h)	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	-0.74	-0.86	-0.89	-0.79	-0.88	-0.90
s=0.9772 h=1.00	-0.85	-0.89	-0.91	-0.87	-0.89	-0.91
s=0.9478 h=1.00	-0.88	-0.91	-0.91	-0.90	-0.92	-0.93
s=0.9926 h=0.97	-0.83	-0.92	-0.94	-0.84	-0.92	-0.93
s=0.9772 h=0.97	-0.88	-0.92	-0.93	-0.89	-0.92	-0.92
s=0.9478 h=0.97	-0.90	-0.93	-0.93	-0.91	-0.93	-0.93
s=0.9926 h=0.90	-0.87	-0.94	-0.95	-0.86	-0.91	-0.92
s=0.9772 h=0.90	-0.91	-0.95	-0.96	-0.90	-0.93	-0.92
s=0.9478 h=0.90	-0.93	-0.94	-0.96	-0.92	-0.93	-0.92
s=0.9926 h=0.80	-0.91	-0.93	-0.95	-0.86	-0.88	-0.91
s=0.9772 h=0.80	-0.93	-0.96	-0.96	-0.89	-0.93	-0.93
s=0.9478 h=0.80	-0.95	-0.96	-0.96	-0.92	-0.93	-0.93

De correlatie neemt toe bij afnemende s én bij afnemende h . In beide gevallen is er meer sterfte en dat geeft blijkbaar meer inwisselbaarheid tussen de schattingen voor s en h . Als voorbeeld zijn in Appendix I de schattingen voor s en h tegen elkaar uitgezet voor Simulatie 02 en model d. Voor de punten die rechts in de grafieken op een rechte lijn liggen geldt $h \cdot s = 1$. Tevens zijn er in alle grafieken relatief veel punten met schatting $s=1$. In tabel 4.7 is het aantal simulaties opgenomen waarin de schatting voor s gelijk is aan 1 gevolgd door het aantal simulaties waarin $h \cdot s$ geschat wordt met 1

Tabel 4.7. Het aantal simulaties (max.=1000) waarin de schatting voor s gelijk is aan 1 en het aantal simulaties waarin $h \cdot s$ op 1 wordt geschat.

(s=1.0) (h=1.0)	01	02	03	04	05	06
	s=1 h·s=1	s=1 h·s=1	s=1 h·s=1	s=1 h·s=1	s=1 h·s=1	s=1 h·s=1
s=0.9926 h=1.00	149 678	33 434	0 187	202 492	18 274	0 70
s=0.9772 h=1.00	67 524	1 243	0 55	59 403	0 134	0 8
s=0.9478 h=1.00	31 456	0 195	0 16	28 256	0 44	0 1
s=0.9926 h=0.97	253 436	80 81	5 0	273 194	81 21	5 0
s=0.9772 h=0.97	136 397	3 82	0 1	108 198	1 16	0 0
s=0.9478 h=0.97	54 380	0 119	0 1	42 207	0 16	0 0
s=0.9926 h=0.90	304 196	199 7	52 0	362 37	206 0	36 0
s=0.9772 h=0.90	177 246	37 12	0 0	174 62	9 0	0 0
s=0.9478 h=0.90	96 310	0 33	0 0	60 118	0 0	0 0
s=0.9926 h=0.80	371 99	332 0	133 0	432 10	276 0	101 0
s=0.9772 h=0.80	285 131	108 3	4 0	247 16	78 0	1 0
s=0.9478 h=0.80	194 211	23 9	0 0	116 43	4 0	0 0

Met name voor simulaties 01 en 04 liggen de parameterschattingen vaak op de rand, zelfs in die gevallen waarin de werkelijke parameters ver van de rand af liggen.

4.2.10. De Likelihood Ratio Toets op de nulhypothese $H_0: h=1$

In principe ligt $h=1.0$ nu niet op de rand van de parameter ruimte en kan een gewone likelihood ratio toets (LRT) uitgevoerd worden. Deze toets is dus uitgevoerd voor alle simulaties en er is nagegaan in welke fractie van de 1000 simulaties de toets verworpen wordt bij een onbetrouwbaarheidsdrempel van 5%. In de onderhavige simulatie kan de toets uitgevoerd worden door model b. en a. te vergelijken, dus bij vaste bekende μ_b en σ_b^2 , en door model d. met model c. te vergelijken. Beide vergelijkingen geven min of meer equivalente resultaten en daarom wordt in tabel 4.8 alleen de fractie verworpen toetsen voor de vergelijking van model d. en c. gegeven.

Tabel 4.8. De kans per simulatie om $h=1$ (= geen bezoeken) te verwerpen bij een onbetrouwbaarheidsdrempel van 5%.

LRT van d. vs c.	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.007	0.029	0.033	0.011	0.021	0.048
s=0.9772 h=1.00	0.017	0.024	0.061	0.021	0.026	0.043
s=0.9478 h=1.00	0.019	0.037	0.049	0.033	0.049	0.044
s=0.9926 h=0.97	0.059	0.221	0.606	0.080	0.339	0.846
s=0.9772 h=0.97	0.058	0.130	0.320	0.070	0.171	0.526
s=0.9478 h=0.97	0.042	0.067	0.134	0.061	0.091	0.256
s=0.9926 h=0.90	0.189	0.641	0.996	0.299	0.882	1.000
s=0.9772 h=0.90	0.126	0.415	0.930	0.187	0.667	0.997
s=0.9478 h=0.90	0.083	0.196	0.650	0.128	0.394	0.910
s=0.9926 h=0.80	0.299	0.867	1.000	0.518	0.985	1.000
s=0.9772 h=0.80	0.248	0.720	0.997	0.388	0.941	1.000
s=0.9478 h=0.80	0.152	0.447	0.931	0.263	0.752	1.000

De resultaten voor $h=1.0$ geven aan dat de toets conservatief is voor de kleine datasets 01 en 04, dat wil zeggen dat de kans om de nulhypothese te verwerpen te klein is. Voor de grote dataset 03 en 06 doet de toets min of meer wat hij moet doen, namelijk in 5% van de gevallen verwerpen. Bij de datasets 02 en 05 lijkt het erop dat de 5% drempel beter benaderd wordt als s relatief klein is, dat wil zeggen als s ver van de rand ligt. Blijkbaar is de toets slechter als de parameter s , gegeven de steekproef omvang, dicht bij de rand ligt. Een vergelijkbaar fenomeen wordt gevonden door Rotella et al (1990) zie de rechter histogrammen in Figuur 3 op pagina 100: de nominale onbetrouwbaarheid (10% bij Rotella) is te laag bij grote p . Pas bij ($n=300$ en $p \geq 0.92$) of bij ($n=600$ en $p \geq 0.94$) wordt de 10% gehaald in zijn simulatie.

De resultaten voor $h \neq 1.0$ geven aan dat het onderscheidingsvermogen groter is bij grote s én dat het onderscheidingsvermogen voor de simulaties 04/05/06 groter is dan dat van 01/02/03. Het eerste fenomeen wordt ook gevonden door Rotella in zijn figuur 3.

Ter vergelijking volgen nog de resultaten voor de toets onder de aanname dat de toetsingsgrootheid in plaats van een $\text{Chi}(1)$ verdeling een $\frac{1}{2} \text{Chi}(0) + \frac{1}{2} \text{Chi}(1)$ volgt; dus onder de aanname dat $h=1.0$ wel op de rand ligt (tabel 4.9). Dit geeft een verbetering voor de kleine datasets 01/04 en ook voor 02/05 als $s=0.9926$. In de andere gevallen wordt deze toets progressief, dat wil zeggen er wordt te vaak verworpen.

Tabel 4.9. De kans dat $h=1$ wordt verworpen onder de aanname dat $h=1$ wel op de rand ligt.

LRT van d. vs c.	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.021	0.056	0.092	0.029	0.049	0.101
s=0.9772 h=1.00	0.038	0.070	0.112	0.047	0.074	0.084
s=0.9478 h=1.00	0.042	0.104	0.099	0.070	0.108	0.101

Voor "kleine" datasets zouden we dus de mengverdeling $\frac{1}{2} \text{Chi}(0) + \frac{1}{2} \text{Chi}(1)$ willen gebruiken en voor "grote" datasets de $\text{Chi}(1)$ verdeling. Probleem is dat we niet precies weten wat "klein" en "groot" is.

5. Analyse van een monitoring dataset

Twee datasets kwamen in aanmerking voor een analyse van het bezoeken. Deze datasets hebben als gemeenschappelijk kenmerk dat alle bezoeken aan de nesten zijn geregistreerd. In de meeste datasets is dit niet het geval doordat bijvoorbeeld niet alle bezoeken zijn geregistreerd; de LBN-invoerdatabse biedt slechts de mogelijkheid om maximaal drie bezoekdatums in te voeren. Maar ook niet alle vrijwilligersgroepen registreren standaard alle bezoeken, vooral als wordt samengewerkt met de boeren. In twee meerjarige onderzoeken is dit wel het geval geweest.

Allereerst betrof dit het predatieonderzoek, dat tevens de basis was voor het in dit rapport beschreven onderzoek naar effecten van nestbezoek op het uitkomstsucces van de legfels. Hierbij moet bedacht worden dat de gebieden die voor dit onderzoek werden geselecteerd gemiddeld meer predatieverliezen kenden dan gemiddeld in Nederland. Dit mondde uit in een gemiddeld uitkomstsucces voor alle legfels in het predatieonderzoek van 41% tegenover 54% voor het landelijk gemiddelde op basis van alle gevonden legfels in Nederland. Het verschil in uitkomstsucces is voornamelijk het gevolg van meer predatieverliezen in de onderzoeksgebieden.

Een tweede dataset is ontleend aan de evaluatie van nestbescherming (Teunissen 1999, Teunissen 2000). In dit onderzoek werden gebieden met en zonder vrijwillige weidevogelbescherming met elkaar vergeleken in uitkomstsucces. In gebieden met bescherming vond de registratie van de lotgevallen van de legfels vooral door vrijwilligers en boeren plaats en in gebieden zonder bescherming door veldmedewerkers.

5.1. Beschrijving van de monitoring data uit het predatieonderzoek

De dataset bestaat uit monitoring gegevens voor Grutto, Scholekster, Kievit en Tureluur verzameld in 2002, 2003, 2004 en 2005. De gegevens zijn zowel door vrijwilligers/boeren als veldmedewerkers verzameld tijdens het predatieonderzoek (Teunissen *et al.* 2005). Een deel van de nesten is alleen gevolgd door vrijwilligers/boeren en de rest is daarnaast ook gevolgd door veldmedewerkers. Beide groepen hanteerden verschillende bezoekschema's waardoor de combinatie van die bezoekschema's leidt tot een grote variatie in intervallengtes tussen opeenvolgende bezoeken. Voor alle nesten is een habitat record toegevoegd die de waarden Gras, Maïs, Overig of Onbekend kan aannemen. Tijdens nestcontroles is onder andere het aantal eieren in het nest geregistreerd. Bij een beperkt aantal nesten werden er tijdens het bezoek volgend op de vinddatum meer eieren in het nest gevonden dan op de vinddatum. Er wordt dan verondersteld dat de vogel nog in de eilegfase was tijdens de vinddatum. Als startdatum van het nest wordt dan de vinddatum minus het aantal eieren in het nest genomen. Hierbij wordt er vanuit gegaan dat er één ei per dag wordt gelegd. Daarnaast is voor sommige nesten de startdatum bepaald via een uitgevoerde dompeltest (Van Paassen *et al.* 1984). Allereerst zijn uit de oorspronkelijke dataset de volgende nesten verwijderd.

- Nesten waarvoor de opeenvolgende coderingen niet klopten. Bijvoorbeeld nesten die na het mislukken of uitkomen toch nog bebroed worden. Of nesten met een startdatum die later ligt dan een broeddatum.
- Nesten met een extreem lange tijd tussen de eerste vinddatum en de laatste bezoekdatum. In de gecorrigeerde dataset zijn er voor Scholekster nog 7 nesten met een tijdspanne van 40 dagen of meer waarbij de maximale tijdspanne gelijk is aan 47 dagen. Voor de Kievit zijn dit 24 nesten met maximum 46, bij de Tureluur gaat het om 4 nesten met maximum 45. Bij de Grutto komt een tijdspanne van 40 dagen of meer niet voor; de maximale tijdspanne is 38 voor de Grutto.
- Nesten waarvoor de uitvlieg of misluk datum 15 of meer dagen later is dan de daarvoor gelegen controle datum zijn verwijderd.

De aantallen nesten en bezoeken zijn voor elke soort opgenomen in tabel 5.1. In het aantal bezoeken wordt de vinddatum niet meegerekend, behalve als de startdatum van het nest bekend is. Het gemiddelde aantal bezoeken en het aantal nesten waarvoor de startdatum bekend is zijn eveneens vermeld in tabel 5.1.

Tabel 5.1. Het aantal nesten, het totaal aantal bezoeken aan die nesten, het gemiddeld aantal bezoeken per nest en het aantal nesten waarvan de eerste eilegdatum bekend is in de dataset van het predatieonderzoek.

Soort	Nesten	Bezoeken	Gemiddeld	Startdatum bekend
Grutto	723	1945	2.69	197
Kievit	2489	6697	2.69	634
Scholekster	325	734	2.26	69
Tureluur	292	676	2.32	48

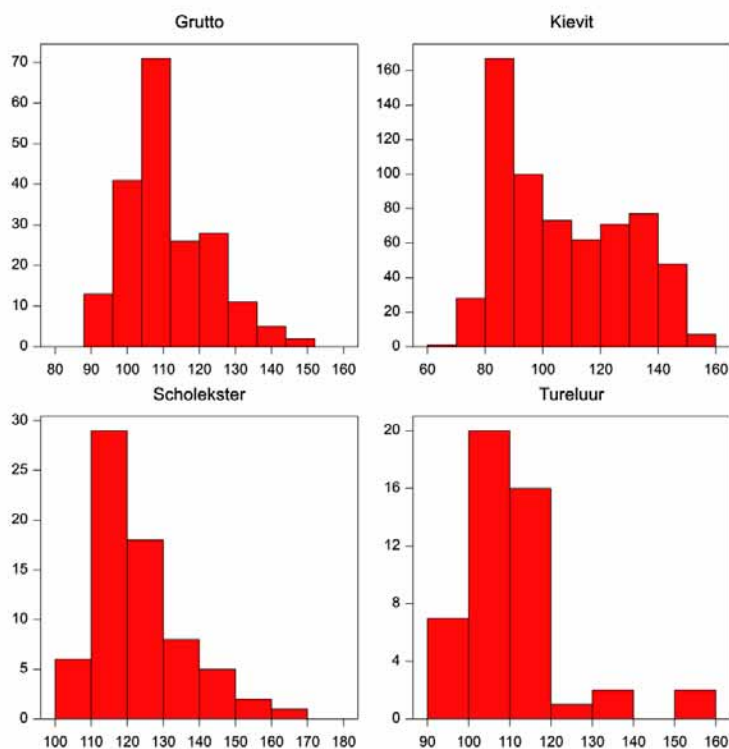
Voor een beperkt aantal nesten is zowel de startdatum als de uitvliegdatum precies bekend, zodat ook de broedduur bekend is (tabel 5.2).

Tabel 5.2. De broedduur per soort waarvan zowel de eerste eilegdatum als de uitkomstdatum bekend is.

Grutto
23 23 23 24 24 24 25 26 26 26 26 27 27 27 28 28 28
Kievit
27 28 28 29 29 29 29 29 30 30 30 30 30 30 31 31 31 31 31 31 31 33 33 33 33 35 36 36
Scholekster
29
Tureluur
–

Op basis van deze getallen is het gemiddelde en de standaardafwijking van de broedduur voor de Grutto gelijk aan 25.6 (1.8), en voor de Kievit 30.8 (2.9).

De verdeling van de bekende startdata is weergegeven in onderstaande figuur waarbij het dagnummer geteld is vanaf 1 januari. Daarbij is geen onderscheid gemaakt tussen de jaren. Wellicht geven



Figuur 5.1. Verdeling van de eerste eilegdata in januaridagen.

onderstaande verdelingen geen representatief beeld van de werkelijke startdata omdat de subset van nesten waarvoor de startdatum bekend is niet noodzakelijkerwijs een aselechte steekproef vormt van alle nesten.

Bovenstaande verdelingen zijn scheef naar rechts. Voor de Kievit is de verdeling nogal plat wat wellicht voor een deel veroorzaakt wordt door herlegfels. Een normale verdeling voor de startdatum, zoals gepostuleerd in model III, lijkt op basis hiervan minder geschikt. Uitgesplitst naar jaar zijn kentallen van de bekende startdata in tabel 5.3 gegeven.

Tabel 5.3. Gemiddelde eerste eilegdatum per jaar en soort.

Grutto					
Jaar	Aantal	Gemiddelde	Stan. afw.	Minimum	Maximum
2002	47	111.51	12.00	91	151
2003	75	113.87	10.39	92	145
2004	55	107.82	11.99	89	141
2005	20	115.50	13.65	101	140
Totaal	197	111.78	11.82	89	151
Kievit					
Jaar	Aantal	Gemiddelde	Stan. afw.	Minimum	Maximum
2002	223	111.22	20.15	76	151
2003	165	105.90	22.63	71	153
2004	190	106.24	21.93	68	156
2005	56	103.02	22.69	79	154
Totaal	634	107.62	21.71	68	156
Scholekster					
Jaar	Aantal	Gemiddelde	Stan. afw.	Minimum	Maximum
2002	13	123.77	7.34	117	144
2003	19	129.63	11.06	115	149
2004	29	119.31	14.39	100	162
2005	8	121.75	10.82	109	137
Totaal	69	123.28	12.55	100	162
Tureluur					
Jaar	Aantal	Gemiddelde	Stan. afw.	Minimum	Maximum
2002	24	111.83	12.06	95	153
2003	5	124.80	17.60	111	152
2004	18	105.33	6.15	99	120
2005	1	114.00	*	114	114
Totaal	48	110.79	12.01	95	153

Hieruit blijkt dat voor de Grutto en Kievit, de soorten met de meeste nesten, de standaardafwijking van de startdatum nauwelijks afhangt van het jaar. De range in gemiddelde startdatum is ongeveer een week. Voor de Scholekster en Tureluur zijn de verschillen in gemiddelde en standaardafwijking groter, wellicht deels vanwege het geringere aantal nesten.

Verder is er een opsplitsing gemaakt in het aantal nesten per jaar en habitat (tabel 5.4).

Tabel 5.4. Het aantal nesten per soort, jaar en habitatype in de dataset.

Grutto					
jaar / habitat	Gras	Maïs	Overig	Onbekend	Totaal
2002	100	0	83	14	197
2003	121	1	76	19	217
2004	147	0	79	15	241
2005	50	2	16	0	68
Totaal	418	3	254	48	723
Kievit					
jaar / habitat	Gras	Maïs	Overig	Onbekend	Totaal
2002	361	131	284	51	827
2003	261	59	222	121	663
2004	339	75	334	52	800
2005	65	90	44	0	199
Totaal	1026	355	884	224	2489
Scholekster					
jaar / habitat	Gras	Maïs	Overig	Onbekend	Totaal
2002	34	17	7	5	63
2003	56	18	48	10	132
2004	56	9	31	3	99
2005	15	14	2	0	31
Totaal	161	58	88	18	325
Tureluur					
jaar / habitat	Gras	Maïs	Overig	Onbekend	Totaal
2002	89	0	7	7	103
2003	64	0	6	8	78
2004	87	0	12	2	101
2005	7	0	3	0	10
Totaal	247	0	28	17	292

Tenslotte is in tabel 5.5 per intervallengte, in kolom Len, het aantal van dergelijke intervallen gegeven. Daarbij uitgesplitst naar bebroede nesten (B), Mislukte nesten (M), Uitgekomen nesten (U) en nesten die precies op de laatste dag van het interval zijn uitgekomen (U1). Er zijn bijvoorbeeld 141 intervallen van lengte 3 met bebroede Grutto nesten.

Tabel 5.5. Het aantal intervallen van een bepaalde lengte per soort in de dataset, opgesplitst naar bebroed (B), mislukt (M), uitgekomen (U) en uitgekomen op de laatste controledag (U1).

Len	Grutto				Kievit				Scholekster				Tureluur			
	B	M	U	U1	B	M	U	U1	B	M	U	U1	B	M	U	U1
1	56	11	5	7	181	29	28	6	5	2	3	-	10	7	3	-
2	57	22	8	5	274	51	36	3	16	4	1	1	19	4	7	-
3	141	26	18	-	354	78	107	3	18	6	4	-	27	9	9	-
4	149	34	37	1	396	124	95	6	30	9	12	-	45	5	13	-
5	96	34	20	6	423	110	104	7	34	13	8	-	42	10	6	-
6	100	35	21	3	434	112	132	8	31	14	9	-	35	16	3	-
7	181	57	85	4	621	248	270	8	65	32	26	-	54	16	28	2
8	86	49	45	-	340	125	103	8	37	11	3	1	30	7	16	-
9	42	20	9	-	155	104	94	-	23	8	7	-	7	4	5	-
10	35	15	45	2	83	49	75	1	36	5	12	-	21	6	7	-
11	20	7	25	2	51	42	36	1	13	4	13	1	12	4	10	2
12	20	7	10	-	55	44	45	-	5	2	3	-	14	5	4	1
13	10	7	9	1	46	38	25	1	9	7	6	-	7	2	9	-
14	8	7	10	1	44	28	56	-	10	6	3	-	10	-	6	-
15	15	-	-	-	21	-	-	-	5	2	8	-	2	3	5	-
16	9	-	-	-	44	-	-	-	6	-	5	-	4	3	1	-
17	2	-	-	-	17	-	-	-	3	1	3	-	-	-	4	-
18	4	-	-	-	26	-	-	-	1	-	7	-	1	2	11	-
19	1	-	-	-	14	-	-	-	5	-	21	-	-	2	1	-
20	5	-	-	-	15	-	-	-	4	1	3	-	1	2	6	-
21	-	-	-	-	14	-	-	-	2	2	3	-	-	-	4	-
22	-	-	-	-	4	-	-	-	-	-	4	-	-	1	1	-
23	1	-	-	-	6	-	-	-	-	-	1	-	1	-	1	-
24	-	-	-	-	2	-	-	-	-	1	1	-	-	-	5	-
25	-	-	-	-	1	-	-	-	-	1	-	-	-	1	2	-
26	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
27	-	-	-	-	1	-	-	-	1	-	4	-	-	-	1	-
28	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-
29	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
30	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
31	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
32	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	2	-
33	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	1	-

Voor de intervallen in de kolommen M (mislukt) en U (uitkomen) is de exacte dag van uitkomen of mislukken niet bekend; dan is slechts het interval waarin deze gebeurtenis heeft plaatsgevonden bekend. Deze intervallen zijn speciaal van belang omdat daarop de midpoint, dus halvering van de intervallengte, zou kunnen worden toegepast.

Zoals eerder opgemerkt zijn sommige intervallen vrij lang.

5.2. Analyse predatiedataset met model I

Het model van Rotella kan eenvoudig aangepast worden aan de data. Tevens kan relatief simpel onderzocht worden of de parameters van het model, de dagelijkse overlevingskans s en het bezoekeffect h , afhangen van het jaar en de habitat. Het enige probleem is dat de exacte dag waarop een nest is mislukt of uitgekomen veelal niet bekend is. Voor deze intervallen is in eerste instantie géén midpoint veronderstelling gebruikt. Dit resulteert in een groot aantal intervallen met als waarneming een 1 als aan het einde van het interval het nest nog bebroed wordt of is uitgekomen, en een 0 als het nest mislukt is.

Tabel 5.6. Schattingen van s volgens Rotella en Mayfield met de restrictie $h=1$, en s en h volgens Rotella.

Soort	s Rotella; $h=1$	s Mayfield; $h=1$	s Rotella	h Rotella	s.e. voor h
Grutto	0.9676	0.9703	0.9993	0.8146	0.0249
Kievit	0.9672	0.9702	0.9911	0.8532	0.0137
Scholekster	0.9758	0.9778	1.0000	0.8015	0.0185
Tureluur	0.9768	0.9786	1.0000	0.8264	0.0182

De schattingen onder het Rotella model en het Mayfield model, onder de restrictie $h=1$, zijn vrijwel identiek (tabel 5.6). Dit geldt ook als ze doorgerekend worden naar een 30-daagse periode. Wordt ook h geschat dan wordt voor Scholekster en Tureluur de dagelijkse overlevingskans geschat met 1.0 en wordt dus al het mislukken toegeschreven aan een bezoeeffect ter grootte van 0.81. Voor Grutto en Kievit ligt de schatting voor s dichtbij 1 met ook een groot bezoeeffect. De laatste kolom in de tabel is de standaardafwijking van de schatting voor h . De LRT toets op $H_0: h=1$ is voor alle soorten zeer significant zoals ook al af te lezen is aan de standaardafwijking voor h .

Vervolgens is nagegaan of wellicht de parameters s en h afhangen van het jaar of de habitat. De deviances onder de verschillende modellen zijn weergegeven in tabel 5.7 per model; hierin staat Nul voor het model waarin noch s noch h afhangt van jaar en habitat, en bijvoorbeeld $s(\text{jaar})$ voor een model waarin de parameter s afhangt van het jaar.

Tabel 5.7. Deviances voor verschillende modellen waarbij wordt onderzocht of s en/of h afhangen van jaar en habitat. Deviances die bij 1% significant verschillen van het nul model zijn vet weergegeven.

Model	Grutto	Kievit	Scholekster	Tureluur
Nul	1696.58	5964.47	662.75	579.64
$s(\text{jaar})$	1692.57	5906.60	642.98	573.50
$s(\text{habitat})$	1686.64	5915.67	644.07	578.96
$h(\text{jaar})$	1693.74	5924.74	642.40	573.38
$h(\text{habitat})$	1673.99	5891.31	630.03	578.80
$h(\text{jaar, habitat})$	1661.78	5804.36	598.09	–

Tabel 5.8 Parameterschattingen voor de modellen $h(\text{jaar})$ en $h(\text{habitat})$ met standaardafwijking (tussen haakjes). In de kop is tussen haakjes de schatting voor s vermeld.

Jaar	Grutto ($s=0.999$)	Kievit ($s=0.994$)	Scholekster ($s=1.000$)	Tureluur ($s=1.000$)
2002	0.814 (0.021)	0.825 (0.011)	0.729 (0.047)	0.852 (0.028)
2003	0.804 (0.021)	0.881 (0.011)	0.856 (0.026)	0.767 (0.042)
2004	0.827 (0.019)	0.830 (0.011)	0.826 (0.032)	0.847 (0.029)
2005	0.769 (0.041)	0.748 (0.027)	0.621 (0.075)	0.723 (0.125)

Habitat	Grutto (1.000)	Kievit (0.997)	Scholekster ($s=1.000$)	Tureluur ($s=1.000$)
Gras	0.766 (0.017)	0.833 (0.010)	0.785 (0.027)	0.828 (0.020)
Maïs	0.774 (0.165)	0.780 (0.019)	0.641 (0.056)	–
Overig	0.854 (0.016)	0.838 (0.011)	0.912 (0.025)	0.843 (0.052)
Onbekend	0.859 (0.036)	0.947 (0.013)	0.811 (0.071)	0.778 (0.074)

Voor Grutto, Kievit en Scholekster zijn er dus duidelijke indicaties dat het bezoeeffect h afhangt van jaar en of habitat. Voor Kievit en Scholekster zijn er indicaties dat ook de dagelijkse overleving s afhangt van jaar en habitat. Voor alle modellen geldt dat de schatting voor de dagelijkse overleving hoog is én er steeds een behoorlijk bezoeeffect is. Voor de modellen $h(\text{jaar})$ en $h(\text{habitat})$ zijn de parame-

terschattingen met standaardafwijkingen in tabel 5.8 gegeven. De standaardafwijkingen zijn verkregen door s vast te nemen, omdat ze soms niet beschikbaar zijn als de schatting voor s op de rand ligt.

Het is duidelijk dat de schatting voor h varieert tussen jaren en habitats; vooral in 2005 en maïs is het bezoeken effect groot.

In bovenstaande analyse is geen midpoint toegepast. Als deze wel wordt toegepast, dat wil zeggen halvering van de eindintervallen, levert dat andere schattingen voor s en h op (tabel 5.9).

Tabel 5.9. Schattingen van s volgens Rotella en Mayfield met de restrictie $h=1$, en s en h volgens Rotella, waarbij een midpoint is toegepast.

Soort	s Rotella; $h=1$	s Mayfield; $h=1$	s Rotella	h Rotella	s.e. voor h
Grutto	0.9607	0.9624	1.0000	0.8096	0.0112
Kievit	0.9605	0.9624	1.0000	0.8028	0.0061
Scholekster	0.9685	0.9700	1.0000	0.7992	0.0185
Tureluur	0.9694	0.9708	1.0000	0.8241	0.0182

Zoals verwacht zijn de schattingen voor s onder de restrictie $h=1$ lager dan zonder de midpoint veronderstelling (zie tabel 5.6). Als ook h geschat wordt dan zijn alle schattingen voor de dagelijkse overlevingskans gelijk aan 1 en krijgen we iets lagere schattingen voor h . De kwalitatieve conclusies, namelijk een hoge dagelijkse overleving en een groot bezoeken effect veranderen echter niet.

In paragraaf 3.1 is aangetoond dat de midpoint geen goede benadering is van de *expected days at risk* als het bezoeken effect groot is. Daarom is de lengte van de eindintervallen ook teruggerekend met de formule uit paragraaf 3.1. Voor deze terugrekening moeten waarden voor s en h ingevuld worden, en hiervoor is gebruikt $h=0.80$ en $s=0.99$. Dit levert iets andere schattingen voor s en h op, maar de kwalitatieve conclusies blijven onveranderd.

Tabel 5.10. Schattingen van s volgens Rotella en Mayfield met de restrictie $h=1$, en s en h volgens Rotella, waarbij i.p.v. een midpoint de formule uit paragraaf 3.1 is gehanteerd.

Soort	s Rotella; $h=1$	s Mayfield; $h=1$	s Rotella	h Rotella	s.e. voor h
Grutto	0.9558	0.9564	1.0000	0.8106	0.0112
Kievit	0.9558	0.9565	1.0000	0.8050	0.0061
Scholekster	0.9626	0.9633	1.0000	0.8015	0.0185
Tureluur	0.9634	0.9640	1.0000	0.8264	0.0182

5.3. Analyse predatiedataset met model II

Voor een deel van de gegevens is de startdatum van het nest precies bekend. Onder de aanname dat deze nesten een aselechte steekproef vormen kunnen deze nesten geanalyseerd worden met model II. Daarbij is steeds als randvoorwaarde $h \leq 1$ gehanteerd en dus niet $h \cdot s \leq 1$. In tabel 5.11 staan de parameter schattingen met standaardafwijkingen zowel onder de restrictie $h=1$ als ook waarbij h wordt geschat.

Tabel 5.11. Parameterschattingen met $h=1$ en h is vrij. Indien er voldoende nesten zijn, zie kolom N , dan worden ook resultaten gegeven voor habitat subsets. Significante Likelihood Ratio Toetsen op $H_0: h=1$ bij 5% worden weergegeven door vet gedrukte deviances.

Soort	N	Deviance	s	h	μ_b	σ_b
Grutto, $h=1$	197	790.94	0.967 (0.0033)	–	25.75 (0.37)	3.34 (0.29)
Grutto, h vrij	197	767.47	0.997 (0.0070)	0.845 (0.0357)	25.64 (0.38)	3.33 (0.29)
Grutto Gras, $h=1$	67	262.53	0.970 (0.0051)	–	25.21 (0.79)	4.07 (0.61)
Grutto Gras, h vrij	67	250.26	1.000 (0.0000)	0.826 (0.0272)	25.10 (0.81)	4.11 (0.63)
Grutto Overig, $h=1$	120	483.73	0.964 (0.0046)	–	25.91 (0.42)	2.97 (0.33)
Grutto Overig, h vrij	120	473.86	0.992 (0.0097)	0.866 (0.0452)	25.83 (0.43)	2.95 (0.32)
Kievit, $h=1$	634	2580.93	0.972 (0.0017)	–	28.93 (0.28)	4.99 (0.22)
Kievit, h vrij	634	2546.87	0.992 (0.0038)	0.890 (0.0208)	28.73 (0.28)	4.91 (0.21)
Kievit Gras, $h=1$	125	529.76	0.966 (0.0039)	–	27.84 (0.76)	5.12 (0.56)
Kievit Gras, h vrij	125	508.05	1.000 (0.0007)	0.818 (0.0198)	27.52 (0.77)	5.10 (0.56)
Kievit Mais, $h=1$	67	265.74	0.986 (0.0031)	–	28.70 (0.93)	6.03 (0.71)
Kievit Mais, h vrij	67	265.74	0.986 (0.0031)	1.000 (0.0004)	28.70 (0.93)	6.03 (0.71)
Kievit Overig, $h=1$	396	1555.42	0.967 (0.0024)	–	28.92 (0.34)	4.72 (0.26)
Kievit Overig, h vrij	396	1535.99	0.992 (0.0063)	0.864 (0.0331)	28.70 (0.34)	4.67 (0.26)
Scholekster, $h=1$	69	225.39	0.977 (0.0043)	–	26.93 (0.91)	4.68 (0.70)
Scholekster, h vrij	69	223.33	0.992 (0.0111)	0.898 (0.0740)	26.87 (0.93)	4.69 (0.70)
Tureluur, $h=1$	48	182.32	0.976 (0.0053)	–	25.76 (1.27)	5.96 (0.93)
Tureluur, h vrij	48	180.86	0.984 (0.0091)	0.946 (0.0534)	25.68 (1.28)	5.91 (0.93)

De p-waarden voor de likelihood ratio toetsen op $h=1$, vanwege de restrictie $h=1$ verkregen met de mengverdeling $\frac{1}{2} \text{Chi}(0) + \frac{1}{2} \text{Chi}(1)$, zijn gegeven in onderstaand overzicht.

Soort	LRT	p-waarde
Grutto	23.47	0.0000
GruttoGras	12.27	0.0002
GruttoOverig	9.87	0.0008
Kievit	34.06	0.0000
KievitGras	21.72	0.0000
KievitMais	0.00	0.5000
KievitOverig	19.43	0.0000
Scholekster	2.06	0.0757
Tureluur	1.46	0.1135

Voor de Grutto en de Kievit zijn er zeer duidelijke aanwijzingen voor een bezoeken-effect, met uitzondering van Kievit Mais maar deze dataset heeft slechts 67 nesten. In de significante gevallen is de schatting voor h steeds kleiner dan 0.9. Voor de Scholekster en de Tureluur, beide met een beperkt aantal nesten, zijn er slechts lichte aanwijzingen voor een bezoeken-effect. De schattingen voor μ_b en σ_b hangen nauwelijks af van of h geschat wordt of niet.

5.4. Analyse predatiedataset met model III

Onder dit model kunnen alle waarnemingen meedoen en hoeft er geen midpoint veronderstelling worden gedaan.

Tabel 5.12. Parameterschattingen onder model III kunnen verkregen worden zonder en met een extra log-likelihood bijdrage voor nesten met bekende startdatum. Beiden worden hier gegeven.

Zonder extra log likelihood bijdrage voor nesten met bekende startdatum				
Parameter	Grutto N=723	Kievit N=2489	Scholekster N=325	Tureluur N=292
s	0.999 (0.0045)	0.990 (0.0026)	1.000 (0.0001)	1.000 (0.0000)
h	0.815 (0.0223)	0.851 (0.0131)	0.799 (0.0157)	0.826 (0.0152)
μ_a	113.12 (1.81)	114.41 (3.06)	157.10 (12.22)	118.19 (3.58)
σ_a	11.73 (0.94)	21.33 (1.24)	16.89 (3.23)	11.44 (1.59)
μ_b	25.16 (0.33)	27.59 (0.25)	25.22 (0.72)	24.14 (1.04)
σ_b	3.06 (0.24)	4.49 (0.17)	3.92 (0.45)	5.40 (0.58)
Met extra log likelihood bijdrage voor nesten met bekende startdatum				
Parameter	Grutto n=723	Kievit n=2489	Scholekster n=325	Tureluur n=292
s	0.998 (0.0044)	0.988 (0.0024)	1.000 (0.0015)	1.000 (0.0002)
h	0.819 (0.0219)	0.861 (0.0125)	0.799 (0.0177)	0.826 (0.0152)
μ_a	111.66 (0.74)	107.85 (0.81)	126.93 (1.49)	111.92 (1.48)
σ_a	11.69 (0.48)	21.42 (0.52)	13.76 (0.96)	11.81 (0.92)
μ_b	25.30 (0.30)	27.90 (0.22)	27.32 (0.62)	25.57 (0.83)
σ_b	3.05 (0.24)	4.46 (0.17)	3.98 (0.49)	5.47 (0.61)

Er is wat betreft de schattingen voor s en h (tabel 5.12) nauwelijks een verschil tussen beide methoden. Vooral voor de Scholekster verschillen de schattingen voor μ_a aanzienlijk zonder dat dit gevolgen heeft voor s of h; wel zijn de schattingen voor de broedduur enigszins verschillend. De toets op $H_0 : h=1$ is voor de 4 soorten zeer significant met p-waarden kleiner dan 10^{-7} . De schatting voor het bezoeken effect is steeds groot. Alleen voor de Kievit wijkt de schatting van s echt af van 1. Met $s=0.99$ is de overlevingskans gedurende een periode van 30 dagen gelijk aan 0.74, en met $s=0.988$ is deze kans gelijk aan 0.70.

De schattingen voor s en h lijken relatief ongevoelig voor de waarden van de parameters voor broedduur en startdatum. In tabel 5.13 staan voor de Scholekster data schattingen verkregen door sommige parameters een restrictie op te leggen.

Tabel 5.13. Schattingen voor s en h bij de Scholekster bij vaste waarden van de overige parameters (grijze achtergrond) en als deze restricties deels worden losgelaten (laatste drie regels).

Deviance	s	h	μ_a	σ_a	μ_b	σ_b
1135.6	0.9999	0.7995	125.0	15.0	29.0	2.0
1425.2	0.9999	0.7994	120.0	10.0	34.0	2.0
1066.8	0.9997	0.8002	140.0	20.0	25.0	5.0
1297.1	0.9999	0.7985	120.0	10.0	20.0	5.0
1500.0	0.9999	0.7996	140.0	20.0	35.0	2.0
1121.9	0.9999	0.7993	139.7	18.3	29.0	2.0
1075.7	0.9987	0.8058	125.0	15.0	27.5	4.0
1041.0	0.9999	0.7990	157.1	16.9	25.2	3.9

5.5. Beschrijving van de data uit de evaluatie vrijwillige weidevogelbescherming

De dataset bestaat uit gegevens voor Grutto, Kievit, Scholekster en Tureluur verzameld in 1996, 1997, 1998 en 1999 in gebieden waarin geen vrijwillige weidevogelbescherming plaatsvond. Alle gegevens zijn verzameld door professionals. In veel gevallen is de broedduur van het legsel met een dospeltest bepaald (Van Paassen *et al.* 1984), op het moment dat het werd gevonden. Nesten werden verder

niet door vrijwilligers of boeren gecontroleerd. Voor alle nesten is een habitat record toegevoegd die de waarden Gras, Maïs, Overig of Onbekend kan aannemen. Het aantal nesten en bezoeken zijn voor elke soort opgenomen in tabel 5.14. In het aantal bezoeken wordt de vinddatum niet meegerekend.

Tabel 5.14. Het aantal nesten, het totaal aantal bezoeken aan die nesten, het gemiddeld aantal bezoeken per nest en het aantal nesten waarvan de eerste eilegdatum bekend is in de dataset van de evaluatie vrijwillige weidevogelbescherming.

Soort	Nesten	Bezoeken	Gemiddeld	Eerste eilegdatum bekend
Grutto	374	1027	2.75	207
Kievit	1134	3484	3.07	697
Scholekster	222	619	2.79	121
Tureluur	75	193	2.57	40

In tabel 5.15 zijn per intervallengte, in kolom Len, het aantal van de verschillende intervallen gegeven. De tabel is uitgesplitst naar bebroede nesten (B), Mislukte nesten (M), Uitgekomen nesten (U) en nesten die precies op de laatste dag van het interval zijn uitgekomen (U1). Er zijn bijvoorbeeld 11 intervallen van lengte 3 met bebroede Grutto nesten.

Tabel 5.15. Het aantal intervallen van een bepaalde lengte per soort in de dataset, opgesplitst naar bebroed (B), mislukt (M), uitgekomen (U) en uitgekomen op de laatste controledag (U1).

Len	Grutto				Kievit				Scholekster				Tureluur			
	B	M	U	U1	B	M	U	U1	B	M	U	U1	B	M	U	U1
1	5	7	3	1	8	3	1	-	1	-	-	-	-	-	-	-
2	2	1	-	-	11	5	2	1	-	2	1	-	1	-	-	-
3	11	3	2	-	49	7	11	-	3	-	-	-	1	-	-	-
4	20	4	1	-	69	7	10	1	13	3	-	-	1	3	1	-
5	64	12	13	-	162	28	35	3	19	6	2	-	7	2	-	-
6	53	33	16	1	281	75	68	4	48	17	10	-	13	11	6	-
7	129	59	37	1	402	113	124	1	68	23	13	-	16	12	3	-
8	82	38	33	1	302	83	115	8	22	19	15	-	21	9	7	-
9	40	16	12	-	139	55	64	2	36	26	7	-	6	8	3	-
10	20	17	15	-	105	42	73	-	26	20	13	-	7	-	4	-
11	6	16	7	-	62	23	35	1	18	10	19	-	2	3	-	-
12	9	6	3	-	34	32	65	1	6	7	5	-	3	1	-	-
13	1	11	4	-	5	3	17	-	11	1	1	-	-	1	-	-
14	-	-	-	-	8	4	9	-	3	1	1	-	-	1	-	-
15	2	-	-	-	5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
16	1	-	-	-	6	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-
17	-	-	-	-	2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
18	2	-	-	-	4	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
19	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-
25	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
29	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Voor de intervallen in de kolommen M (mislukt) en U (uitkomen) is de exacte dag van uitkomen of mislukken niet bekend; dan is slechts het interval waarin deze gebeurtenis heeft plaatsgevonden bekend. Deze intervallen zijn speciaal van belang voor de Mayfield methode en het simpele Rotella model omdat daarop de midpoint, dus halvering van de intervallengte, zou kunnen worden toegepast. De M en U kolommen bevatten geen nesten met een lengte van 15 dagen of meer omdat deze nesten uit de dataset zijn verwijderd. Er zijn wel een beperkt aantal B intervallen van 15 dagen of meer; deze zijn weergegeven in onderstaand overzicht:

Grutto (5)	0361 0628 2118 4621 6006
Kievit (19)	0500 0507 0513 0514 0612 0613 0618 0619 0661 0664 0666 0685 0686 0688 0707 2442 2469 4762 5383
Scholekster (2)	0494 4633
Tureluur (0)	–

Het meest extreme voorbeeld hiervan is Kievit nest 2469 met de volgende sequentie met tussen haakjes het dagnummer S (99), B (100), B (129), U (140).

Voor een beperkt aantal nesten is de tijdsduur tussen de eerste en laatste waarneming 40 dagen of langer. Het betreft, met tussen haakjes het aantal dagen, de volgende nesten:

Grutto (1)	2077 (40)
Kievit (26)	0089 (42) 0352 (52) 0664 (43) 2284 (44) 2442 (40) 2449 (48) 2469 (42) 2564 (42) 2627 (41) 2642 (44) 2651 (48) 2687 (40) 2735 (43) 2824 (41) 5177 (41) 5181 (45) 5182 (46) 5191 (41) 5221 (43) 5222 (44) 5226 (44) 5229 (43) 5241 (41) 5276 (43) 5287 (43) 5331 (43)
Scholekster (4)	0326 (40) 2534 (41) 2548 (41) 2624 (41)
Tureluur (0)	–

Kievit nest 0352 heeft de langste tijdspanne (52 dagen). De sequentie voor dit nest is S (91), B (110), B (113), B (114), B (120), B (129), B (136), D (142). Blijkbaar is op dag 110 een dospeltest uitgevoerd met als uitkomst een start van het nest op dag 91.

Voor een nest waarvan de startdatum bekend is kan het aantal dagen tot de (eerste) vinddatum met codering B worden berekend. Dit aantal dagen is bepaald door degene die het nest gevonden heeft, bijvoorbeeld op basis van een dospeltest of op basis van het feit dat er na een volgend bezoek nog eieren bijgekomen zijn. Het aantal nesten met een tijdspanne van 0, 1, 2... dagen tussen codering S en de eerste B codering is weergegeven in tabel 5.16. Voor de meeste nesten is deze tijdspanne vrij kort; het percentage nesten met een tijdspanne van 10 dagen of minder is 85% voor Grutto, 78% voor Kievit, 90% voor Scholekster en 78% voor Tureluur. Er zijn echter ook een beperkt aantal nesten met een tijdspanne tussen S en de eerste B die langer is dan 20 dagen.

Voor een zeer beperkt aantal nesten is zowel de startdatum als de uitvliegdatum precies bekend, zodat ook de broedduur bekend is. Deze zijn weergegeven in het onderstaande overzicht.

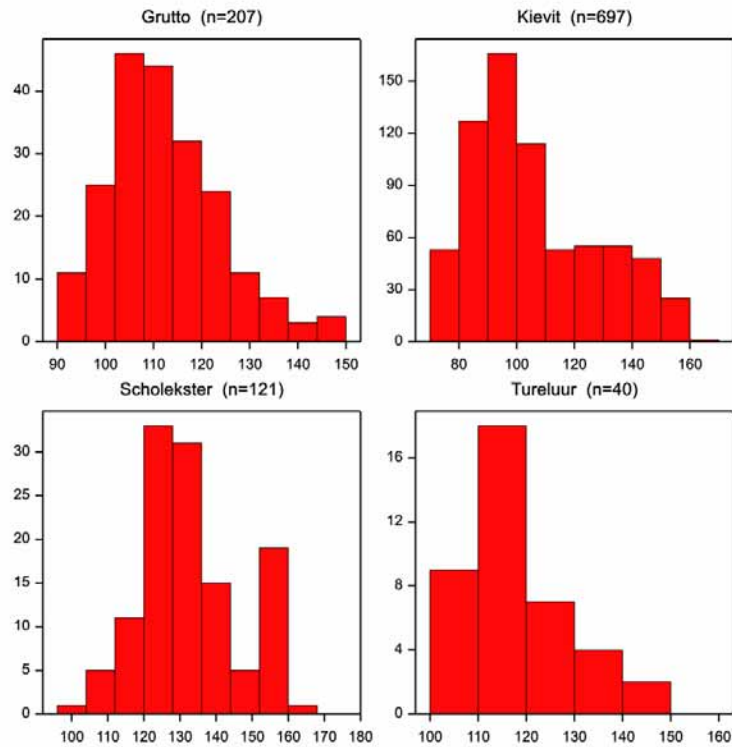
Grutto	Nestnummers
30	5661
Kievit	Nestnummers
28 28 29 30 31 31 33	0610 2014 2566 5347 0584 5192 5227
Scholekster	Nestnummers
–	–
Tureluur	Nestnummers
–	–

Op basis van deze getallen is het gemiddelde en de standaardafwijking van de broedduur voor de Grutto gelijk aan 30.0 (-), en voor de Kievit 30.0 (1.8).

De verdeling van de bekende startdata is weergegeven in figuur 5.2 waarbij het dagnummer geteld is vanaf 1 januari. Daarbij is geen onderscheid gemaakt tussen de jaren. Wellicht geven onderstaande verdelingen geen representatief beeld van de werkelijke startdata omdat de subset van nesten waarvoor de startdatum bekend is niet noodzakelijkerwijs een aselechte steekproef vormt van alle nesten.

Tabel 5.16. Het aantal nesten per soort met een bepaald aantal dagen tussen de veronderstelde eerste eilegdatum (S) op basis van een dompeltest en de vinddatum (B).

# Dagen tussen S en eerste B	Grutto	Kievit	Scholekster	Tureluur
0	10	42	9	3
1	39	136	45	7
2	23	35	11	5
3	15	60	9	6
4	12	41	6	5
5	12	47	7	1
6	13	43	5	1
7	8	44	8	1
8	9	38	4	1
9	16	43	5	-
10	18	11	-	1
11	10	5	1	3
12	5	36	3	2
13	4	21	2	1
14	2	22	-	1
15	2	13	-	-
16	2	18	2	2
17	2	5	2	-
18	1	5	-	-
19	1	10	1	-
20	-	3	-	-
21	-	6	-	-
22	1	2	1	-
23	-	1	-	-
24	-	3	-	-
25	1	2	-	-
26	1	2	-	-
27	-	1	-	-
28	-	1	-	-
29	-	-	-	-
30	-	1	-	-



Figuur 5.2. Verdeling van de eerste eilegdatums in januaridagen.

De verdelingen in figuur 5.2 zijn scheef naar rechts. Een normale verdeling voor de startdatum, zoals gepostuleerd in model III, lijkt op basis hiervan minder geschikt. Uitgesplitst naar jaar zijn kengetallen van de bekende startdata in tabel 5.17 gegeven.

Tabel 5.17. Gemiddelde eerste eilegdatum per jaar en soort.

Grutto					
Jaar	Aantal	Gemiddelde	Stan. afw.	Minimum	Maximum
1996	55	115.6	9.4	101	141
1997	115	114.7	11.7	93	149
1998	36	104.8	10.2	95	138
1999	1	137.0	-	137	137
Totaal	207	113.3	11.6	93	149
Kievit					
Jaar	Aantal	Gemiddelde	Stan. afw.	Minimum	Maximum
1996	140	115.0	18.2	90	155
1997	393	104.9	22.2	70	162
1998	164	102.6	20.6	74	152
1999	-	-	-	-	-
Totaal	697	106.4	21.5	70	162
Scholekster					
Jaar	Aantal	Gemiddelde	Stan. afw.	Minimum	Maximum
1996	34	132.9	14.7	109	163
1997	65	132.8	12.1	105	156
1998	22	135.0	17.2	104	160
1999	-	-	-	-	-
Totaal	121	133.2	13.8	104	163
Tureluur					
Jaar	Aantal	Gemiddelde	Stan. afw.	Minimum	Maximum
1996	6	127.8	9.7	116	141
1997	25	119.0	10.2	100	149
1998	9	109.6	8.0	103	123
1999	-	-	-	-	-
Totaal	40	118.2	11.0	100	149

Het blijkt dat voor alle soorten de standaardafwijking van de startdatum niet erg afhangt van het jaar. De range in gemiddelde startdatum is ongeveer 10 dagen voor Grutto (bij weglating van het ene nest in 1999) en Kievit. Voor de Scholekster zijn er nauwelijks verschillen in gemiddelde startdatum. Voor de Tureluur, met relatief weinig nesten, zijn de verschillen in gemiddelde startdatum groot.

In tabel 5.18 zijn de aantallen nesten uitgesplitst naar jaar en habitat.

Tabel 5.18. Gemiddelde eerste eilegdatum per jaar, habitat en soort.

Grutto					
jaar / habitat	Gras	Maïs	Overig	Onbekend	Totaal
1996	78	-	-	-	78
1997	126	-	-	-	126
1998	115	1	2	1	119
1999	51	-	-	-	51
Totaal	370	1	2	1	374
Kievit					
jaar / habitat	Gras	Maïs	Overig	Onbekend	Totaal
1996	140	31	7	2	180
1997	284	114	7	33	438
1998	177	142	72	-	391
1999	81	42	1	1	125
Totaal	682	329	87	36	1134
Scholekster					
jaar / habitat	Gras	Maïs	Overig	Onbekend	Totaal
1996	28	12	1	-	41
1997	39	26	-	9	74
1998	47	15	24	-	86
1999	18	2	-	1	21
Totaal	132	55	25	10	222
Tureluur					
jaar / habitat	Gras	Maïs	Overig	Onbekend	Totaal
1996	7	-	-	-	7
1997	26	-	-	-	26
1998	27	-	-	-	27
1999	15	-	-	-	15
Totaal	75	-	-	-	75

Tenslotte wordt in tabel 5.19 een overzicht gegeven van het aantal nesten dat 1, 2, ... bezocht wordt. Hierbij worden de coderingen S niet meegerekend en de coderingen D en U wel.

Tabel 5.19. Het aantal nesten met een bepaald aantal bezoeken per soort. Tussen haakjes zijn de cumulatieve percentages vermeld.

Aantal Bezoeken	Grutto	Kievit	Scholekster	Tureluur
1	125 (33%)	307 (27%)	69 (31%)	24 (32%)
2	114 (64%)	281 (52%)	64 (60%)	29 (71%)
3	84 (86%)	320 (80%)	62 (88%)	18 (95%)
4	41 (97%)	181 (96%)	20 (97%)	3 (99%)
5	9 (100%)	37 (99%)	7 (100%)	1 (100%)
6	1 (100%)	7 (100%)	-	-
7	-	1 (100%)	-	-

5.6. Analyse dataset evaluatie vrijwillige weidevogelbescherming met model I

De Mayfield schatter en de schattingen onder het model van Rotella worden gegeven in tabel 5.20. De laatste kolom bevat de correlatie tussen de schattingen voor s en h; deze is onveranderlijk groot.

Tabel 5.20. Dagelijkse overlevingskansen volgens Rotella en Mayfield zonder midpoint met $h=1$ en de dagelijkse overlevingskans (Rotella s) en het bezoeeffect (Rotella h). In Corr is de correlatie vermeld tussen de twee laatste. Tussen haakjes staan de standaardafwijkingen vermeld.

Soort	Rotella	Mayfield	Rotella s	Rotella h	Corr
Grutto	0.9572 (0.0028)	0.9629 (0.0024)	0.9798 (0.0103)	0.8440 (0.0649)	-0.95
Kievit	0.9755 (0.0011)	0.9774 (0.0010)	0.9920 (0.0044)	0.8793 (0.0304)	-0.95
Scholekster	0.9618 (0.0032)	0.9667 (0.0028)	0.9909 (0.0138)	0.7852 (0.0908)	-0.96
Tureluur	0.9476 (0.0072)	0.9559 (0.0060)	0.9940 (0.0354)	0.6977 (0.1899)	-0.97

Likelihood ratio intervallen voor de parameters, met cutoff=3.84, zijn als volgt

Soort	s Links	s Rechts	h Links	h Rechts
Grutto	0.9657	0.9954	0.7484	0.9329
Kievit	0.9848	0.9995	0.8287	0.9296
Scholekster	0.9676	1.0000	0.6917	0.9472
Tureluur	0.9403	1.0000	0.5901	1.0000

Na toepassing van de midpoint worden de volgende resultaten verkregen. Omdat de schatting voor s onder het Rotella model met vrije h gelijk is aan 1 wordt geen standaardafwijking en geen correlatie gegeven.

Soort	Rotella	Mayfield	Rotella s	Rotella h	Corr
Grutto	0.9476 (0.0036)	0.9514 (0.0032)	1.0000 (*)	0.7280 (0.0185)	-
Kievit	0.9701 (0.0014)	0.9713 (0.0013)	1.0000 (*)	0.8278 (0.0086)	-
Scholekster	0.9534 (0.0041)	0.9567 (0.0036)	1.0000 (*)	0.7283 (0.0237)	-
Tureluur	0.9358 (0.0092)	0.9414 (0.0080)	1.0000 (*)	0.6667 (0.0451)	-

In vergelijking met de schattingen zonder midpoint is de schatting voor s nu hoger en dus de schatting voor h lager. Het grootste verschil is voor de Grutto. Likelihood ratio intervallen voor de parameters, met cutoff=3.84, zijn als volgt.

Soort	s Links	s Rechts	h Links	h Rechts
Grutto	0.9987	1.0000	0.6969	0.7578
Kievit	0.9997	1.0000	0.8135	0.8415
Scholekster	0.9982	1.0000	0.6888	0.7667
Tureluur	0.9934	1.0000	0.5896	0.7382

Deze analyses geven aan dat er een behoorlijk bezoeeffect is.

5.7. Analyse dataset evaluatie vrijwillige weidevogelbescherming met model II

Voor een deel van de gegevens is de startdatum van het nest precies bekend. Onder de aanname dat deze nesten een aselechte steekproef vormen kunnen deze nesten geanalyseerd worden met model II. Daarbij is steeds als randvoorwaarde $h \leq 1$ gehanteerd en dus niet $h \cdot s \leq 1$. In tabel 5.21 staan de parameter schattingen met standaardafwijkingen zowel onder de restrictie $h=1$ als ook waarbij h wordt geschat. De correlaties tussen de schattingen zijn opgenomen in Appendix J; alleen de correlaties tussen s en h zijn hoog.

Tabel 5.21. Parameterschattingen (met standaardafwijkingen) met $h=1$ en h is vrij.

Soort	N	Deviance	s	h	μ_b	σ_b
Grutto, $h=1$	207	651.31	0.955 (0.004)	-	25.78 (0.38)	3.09 (0.33)
Grutto, h vrij	207	651.26	0.956 (0.009)	0.987 (0.058)	25.77 (0.39)	3.07 (0.33)
Kievit, $h=1$	697	2311.26	0.970 (0.002)	-	27.66 (0.24)	4.06 (0.18)
Kievit, h vrij	697	2309.08	0.975 (0.004)	0.965 (0.074)	27.65 (0.24)	4.04 (0.18)
Scholekster, $h=1$	121	398.84	0.964 (0.004)	-	26.52 (0.61)	3.92 (0.49)
Scholekster, h vrij	121	398.54	0.969 (0.011)	0.962 (0.074)	26.51 (0.61)	3.93 (0.49)
Tureluur, $h=1$	40	128.04	0.935 (0.012)	-	24.95 (1.05)	3.05 (0.99)
Tureluur, h vrij	40	126.24	0.985 (0.040)	0.693 (0.202)	24.47 (1.06)	2.89 (0.93)

De p-waarden voor de likelihood ratio toetsen op $h=1$, vanwege de restrictie $h=1$ verkregen met de mengverdeling $\frac{1}{2} \text{Chi}(0) + \frac{1}{2} \text{Chi}(1)$, zijn gegeven in onderstaand overzicht. Tevens is in dit overzicht het likelihood ratio interval voor de parameter h gegeven.

Soort	LR toets	p-waarde	h links	h rechts
Grutto	0.05	0.4115	0.871	1.0
Kievit	2.18	0.0699	0.912	1.0
Scholekster	0.30	0.2919	0.806	1.0
Tureluur	1.80	0.0899	0.517	1.0

De p-waarden zijn allen groter dan 0.05 en er zijn dus geen duidelijke aanwijzingen voor bevoegeffecten. De schattingen voor de parameter h liggen ook dicht bij de één, met uitzondering van de schatting voor de Tureluur maar deze heeft slechts 40 nesten met bekende startdatum.

Voor Kievit is nog gekeken of de waarnemingen in de verschillende jaren of in de verschillende habitats andere resultaten geven. De parameter schattingen voor de deelsets worden in tabel 5.22 gegeven.

Tabel 5.22. Parameterschattingen (met standaardafwijkingen) met $h=1$ en h is vrij bij de Kievit voor verschillende jaren en habitats.

Soort	N	Deviance	s	h	μ_b	σ_b
Kievit 1996, $h=1$	140	463.59	0.972 (0.004)	-	27.52 (0.50)	4.02 (0.38)
Kievit 1996, h vrij	140	463.57	0.973 (0.008)	0.994 (0.043)	27.51 (0.50)	4.01 (0.38)
Kievit 1997, $h=1$	393	1278.51	0.969 (0.002)	-	27.36 (0.29)	3.66 (0.24)
Kievit 1997, h vrij	393	1276.22	0.977 (0.005)	0.952 (0.034)	27.34 (0.29)	3.64 (0.24)
Kievit 1998, $h=1$	164	558.43	0.969 (0.004)	-	28.57 (0.57)	4.86 (0.45)
Kievit 1998, h vrij	164	557.98	0.975 (0.010)	0.960 (0.062)	28.54 (0.57)	4.83 (0.45)
Kievit Gras, $h=1$	445	1415.30	0.968 (0.002)	-	27.57 (0.25)	3.22 (0.20)
Kievit Gras, h vrij	445	1414.57	0.971 (0.005)	0.974 (0.032)	27.56 (0.25)	3.20 (0.20)
Kievit Mais, $h=1$	180	591.53	0.976 (0.003)	-	27.26 (0.52)	4.89 (0.40)
Kievit Mais, h vrij	180	591.53	0.976 (0.003)	1.000 (0.000)	27.26 (0.52)	4.89 (0.40)

Voor deze deelsets is de toets op $h=1$ niet significant. Tevens is er nauwelijks verschil tussen de schattingen voor de verschillende deelsets.

5.8. Analyse dataset evaluatie vrijwillige weidevogelbescherming met model III

Onder dit model kunnen alle waarnemingen meedoen en hoeft er weer geen midpoint veronderstelling worden gedaan. Parameterschattingen onder model III kunnen verkregen worden zonder en met een extra log-likelihood bijdrage voor nesten met bekende startdatum (tabel 5.23). De correlaties tussen de schattingen zijn opgenomen in Appendix K.

Tabel 5.23. Parameterschattingen onder model III kunnen verkregen worden zonder en met een extra log-likelihood bijdrage voor nesten met bekende startdatum. Beiden worden hier gegeven.

Zonder extra log likelihood bijdrage voor nesten met bekende startdatum					
Parameter	Grutto N=374	Kievit N=1134	Scholekster N=222	Tureluur N=75	
s	0.976 (0.0077)	0.981 (0.0035)	0.968 (0.0111)	1.000 (0.0007)	
h	0.850 (0.0435)	0.942 (0.0218)	0.923 (0.0745)	0.667 (0.0382)	
μ_a	115.80 (3.06)	165.97 (20.76)	189.77 (61.55)	114.91 (5.60)	
σ_a	9.64 (1.28)	29.34 (5.04)	22.44 (12.01)	7.89 (2.77)	
μ_b	25.5 (0.35)	27.41 (0.22)	26.66 (0.59)	24.14 (0.93)	
σ_b	2.87 (0.29)	3.89 (0.17)	4.11 (0.47)	2.78 (0.81)	
Met extra log likelihood bijdrage voor nesten met bekende startdatum					
Parameter	Grutto N=374	Kievit N=1134	Scholekster N=222	Tureluur N=75	
s	0.973 (0.0074)	0.975 (0.0028)	0.958 (0.0103)	1.000 (0.0036)	
h	0.866 (0.0420)	0.972 (0.0165)	0.975 (0.0682)	0.667 (0.0413)	
μ_a	113.19 (0.76)	106.87 (0.82)	133.95 (1.25)	117.81 (1.61)	
σ_a	11.24 (0.59)	22.06 (0.57)	14.20 (0.87)	10.52 (1.06)	
μ_b	25.72 (0.33)	27.86 (0.21)	27.37 (0.59)	24.30 (0.85)	
σ_b	2.85 (0.28)	3.93 (0.17)	4.27 (0.50)	2.73 (0.79)	

Er is wat betreft de schattingen voor s en h weinig verschil tussen beide methoden. Met name voor de Kievit en Scholekster verschillen de schattingen voor μ_a aanzienlijk zonder dat dit al te grote gevolgen heeft voor s of h. De hogere schattingen voor μ_a voor Kievit en Scholekster zonder de extra likelihood bijdrage zijn onnauwkeurig met grote standaardafwijkingen en gaan gepaard met hogere schattingen voor de spreiding σ_a in de startdatum. De startdata schattingen zelf vallen voor Kievit halverwege juni (165) en voor Scholekster begin juli (185) en zijn dus niet realistisch. In de analyses met een extra likelihood bijdrage voor nesten met bekende startdata valt de gemiddelde startdatum van een Grutto nest op 23 april, voor Kievit op 17 april, voor Scholekster op 14 mei en voor Tureluur op 27 april. Merk op dat deze schattingen vrij nauwkeurig zijn. De schattingen voor de spreiding in startdatum is voor Kievit het grootste (22 dagen) zodat er ook nesten zijn die eind mei starten. De startdatum van Grutto nesten kent een kleinere geschatte spreiding van 11 dagen. Gebruiken we de vuistregel \pm twee keer de standaardafwijking dan starten de meeste Grutto nesten tussen 1 april en 15 mei. De schattingen voor de gemiddelde broedduur zijn steeds nauwkeurig en ook de geschatte spreiding in de broedduur heeft een kleine standaardafwijking. De geschatte intervallen, weer verkregen met de vuistregel zijn vrij breed, namelijk (20,31) voor Grutto, (20,36) voor Kievit, (19,36) voor Scholekster en (19,30) voor Tureluur. Met name de Ondergrens lijkt aan de lage kant.

Voor de correlaties (zie Appendix K) geldt dat, met uitzondering van de Tureluur, vooral de correlatie tussen s en h hoog is. De correlatie tussen s en h is klein voor Tureluur omdat de schatting voor s dan op de rand ligt. Tevens is voor Kievit en Scholekster de correlatie tussen de gemiddelde startdatum en de spreiding in startdatum hoog, maar dan alleen voor de analyse zonder extra likelihood bijdrage van nesten met bekende startdatum. Dat geeft nogmaals aan dat in die analyse de onzekerheid over deze parameters groot is.

De resultaten voor de toets op $H_0 : h=1$ staan in onderstaand overzicht. Voor Grutto en Tureluur wordt de hypothese in beide gevallen verworpen en voor Scholekster in beide analyses niet. Voor Kievit

spreken de analyses elkaar tegen ten aanzien van de hypothese toets; maar aangezien in de analyse inclusief extra log-likelihood bijdrage voor de Kievit de schatting voor de gemiddelde startdatum realistischer is wordt aan deze analyse meer waarde gehecht.

Soort	Zonder extra loglik bijdrage		Met extra loglik bijdrage	
	LR toets	p-waarde	LR toets	p-waarde
Grutto	15.67	0.0000	13.26	0.0001
Kievit	8.46	0.0018	1.04	0.1536
Scholekster	1.18	0.1383	0.14	0.3541
Tureluur	5.64	0.0088	6.12	0.0067

6. Discussie

6.1. Berekeningswijze

In de traditionele Mayfield methode (Model I) wordt verondersteld dat het exacte moment van mislukken of uitkomen bekend is. Onder die veronderstelling kan de Mayfield schatter voor de dagelijkse overlevingskans berekend worden uit het aantal mislukte nesten en het totale aantal nestdagen. In de praktijk is echter het exacte moment van mislukken of uitkomen niet bekend omdat het nest bijvoorbeeld slechts wekelijks wordt bezocht. In dat geval wordt veelal de zogenaamde mid-point veronderstelling gebruikt; deze zegt dat de gebeurtenis halverwege het waarnemingsinterval heeft plaatsgevonden. Deze veronderstelling kan echter leiden tot aanzienlijke bias in de schatting voor de dagelijkse overlevingskans omdat de mid-point veronderstelling geen rekening houdt met het moment, vroeg of laat, waarop de gebeurtenis plaatsvindt gedurende de broedperiode.

De deficiënte van de Mayfield methode kan eenvoudig gerepareerd worden door de kansverdeling van de broedduur in het Mayfield model onder te brengen (Model II). Uitgaande van een gediscretiseerde normale verdeling voor de broedduur geeft dit twee extra parameters, namelijk gemiddelde en standaardafwijking van de broedduur, die geschat moeten worden. Dit model veronderstelt dan nog dat de startdatum van elk nest bekend is, bijvoorbeeld via het uitvoeren van een dompeltest. Deze veronderstelling kan losgelaten worden door ook een kansverdeling voor de startdatum te specificeren (Model III). In dit rapport wordt ook voor deze kansverdeling een gediscretiseerde normale verdeling gebruikt.

De drie modellen (I, II en III) kunnen uitgebreid worden met een bezoeken conform Rotella *et al* (2000). Dan is de dagelijkse overlevingskans op de dag direct volgend op een bezoek gelijk aan het product van de gebruikelijke dagelijkse overlevingskans s en een additioneel bezoeken h . Onder de restrictie $h=1$ wordt dan het oorspronkelijke model verkregen. Voor alle modellen kan maximum likelihood gebruikt worden om de parameters te schatten. Tevens is dan de likelihood ratio toets beschikbaar om de hypothese $H_0: h=1$, dat wil zeggen afwezigheid van een bezoeken, te toetsen.

Om na te gaan wat de eigenschappen zijn van de maximum likelihood schatters is onder model II een simulatie studie uitgevoerd. Daarbij is het aantal nesten en de bezoeken frequentie gevarieerd. Tevens zijn verschillende parameterwaarden voor s en h gebruikt. De gediscretiseerde normale verdeling voor de broedduur heeft in alle simulaties een gemiddelde van 30 dagen met een standaardafwijking van 1 dag. Het belangrijkste resultaat van deze simulatie is dat de parameterschattingen voor s en h steeds sterk negatief gecorreleerd zijn. Dit impliceert dat deze parameters voor een groot deel inwisselbaar zijn: een lagere schatting voor h kan gecompenseerd worden door een hoge schatting voor s en vice versa. Dat uit zich ook in relatief grote RMSE's voor zowel s als h . Tevens is het onderscheidend vermogen voor de toets op $H_0: h=1$ gering voor kleinere datasets (< 250 nesten). Misspecificatie van het model, dat wil zeggen s schatten onder de restrictie $h=1$ terwijl er in werkelijkheid een bezoeken is, kan leiden tot een grote onderschatting van de dagelijkse overlevingskans, met name als deze doorerekend wordt naar een 30-daagse periode. De parameters van de gediscretiseerde normale verdeling voor de broedduur worden in het algemeen met geringe bias geschat. Alleen als de sterfte groot is door een kleine dagelijkse overleving en/of een groot bezoeken (h klein) is er weinig informatie over de broedduur omdat relatief weinig nesten dan de eindstreep halen.

De vergelijking tussen een wekelijkse bezoeken frequentie van alle nesten én de situatie waarin iets meer dan de helft van de nesten tweemaal per week wordt bezocht geeft aan dat verhoging van de bezoeken frequentie slechts de nauwkeurigheid van de schatter voor h verbeterd, en geen invloed heeft op de nauwkeurigheid van de schatter voor s . Dat impliceert dat indien de belangstelling met name uitgaat naar de dagelijkse overlevingskans s , dat dan beter het aantal nesten verhoogd kan worden dan de bezoeken frequentie. Als echter met name het bezoeken van belang is, dan zou wellicht met name de bezoeken frequentie geïntensiveerd kunnen worden.

6.2. Schatting bezoeken

De analyses met verschillende modellen van een gesimuleerde dataset met bekende waarden voor s en h laten dus zien dat bij een voldoende grote steekproef (> 250 nesten) betrouwbare schattingen van s en h mogelijk zijn. In de praktijk zal dit betekenen dat vooral met model III gewerkt zal worden omdat in de meeste gevallen de eerste eilegdatum van een legsel niet bekend is. Feit blijft echter dat de schattingen voor s en h steeds sterk negatief gecorreleerd zijn en dat beide parameters sterk inwisselbaar zijn. Het is dan ook erg moeilijk uitspraken te doen over de exacte grootte van het bezoeken-effect. De analyses met twee in het veld verzamelde datasets laten echter zien dat er in ieder geval sprake is van een bezoeken-effect. Op basis van de predatiedataset worden de bezoeken-effecten bij alle vier de onderzochte steltlopersoorten geschat op waarden tussen 0.8 en 0.9, terwijl de dagelijkse overlevingskansen dicht bij 1 liggen.

De dataset die is verzameld ten tijde van de evaluatie vrijwillige weidevogelbescherming in gebieden zonder beschermingsactiviteiten geeft een minder eenduidig beeld. Alleen bij Grutto en Tureluur zijn bezoeken-effecten aangetoond. De schatting bij de Tureluur wordt als minder betrouwbaar ingeschat vanwege de steekproefgrootte. Het bezoeken-effect bij de Grutto is van dezelfde orde grootte als bij de predatiedataset. De bezoeken-effecten bij Kievit en Scholekster bedragen ongeveer 0.97 en wijken niet significant af van 1 (geen bezoeken-effect). De schattingen van de dagelijkse overlevingskansen liggen hier verder van 1 af dan bij de predatiedataset.

Door de inwisselbaarheid in een aantal gevallen van s en h is het lastig een exacte berekening van h te maken. Duidelijk is wel dat de grootte van h en s afhangen van het jaar en de habitat. Daarbij valt op dat bij de Kievit h kleiner, en het bezoeken-effect dus groter, is op gras en overige gewassen dan op maïs als gerekend wordt met de data uit het predatieonderzoek. Bij de Grutto kon geen h worden berekend op maïs, maar wel op gras en overige gewassen. In beide gevallen was er een significant bezoeken-effect. Met de data uit het evaluatieonderzoek kan voor de Kievit alleen een h berekend worden voor de habitats gras en maïs. Ook in dit geval is h kleiner op gras dan op maïs, maar wijkt niet significant af van 1. Dit duidt op geen verschil in bezoeken-effect op de twee soorten habitats. Maar aangezien de analyses met beide datasets wijzen in de richting van een bezoeken-effect op gras en overige gewassen lijkt het aannemelijk dat het bezoeken-effect vooral ontstaat door een combinatie van een paadje dat achterblijft als men naar het nest loopt en de geur die de nestcontroleur achterlaat. Immers, maïs wordt pas in april ingezaaid en begint in de regel pas in juni een dusdanige hoogte te krijgen dat door het gewas lopen een paadje kan veroorzaken. Dit betekent dat het bezoeken-effect zich niet hoeft te beperken tot alleen zoogdieren. Het paadje dat ontstaat door naar het nest te lopen en de markering van het nest doordat daar het gewas wat extra vertrapt zal zijn door de controle, kan ook zichtpredators als vogels op het spoor zetten van de ligging van het nest. Wel is bekend uit de jachthondenwereld dat een geurspoor, zeker in een nat gewas, nog lang door jachthonden gevonden kan worden. Aangenomen kan worden dat dit ook zal gelden voor (een deel van de) zoogdieren.

De verschillen in uitkomst tussen beide datasets zullen deels veroorzaakt zijn doordat in de evaluatiedataset de nesten gemiddeld minder vaak werden bezocht dan de nesten tijdens het predatieonderzoek. De schatting van h is daardoor in de laatste dataset met grotere betrouwbaarheid te maken. Een tweede reden zal zijn dat de nesten in de gebieden van het predatieonderzoek gemiddeld meer predatie (46%) kenden dan die in de evaluatie (20-25%). Een exacte relatie tussen de predatiedruk in een gebied en de grootte van het bezoeken-effect is met het huidige databestand niet te maken. Daarvoor zijn nog veel meer data uit verschillende gebieden nodig. Dit vergt bovendien een nauwkeurige administratie van **alle** nestcontroles en de praktijk wijst uit dat dit vaak te ver voert voor vrijwilligersgroepen. De uitkomsten van de analyses bij de beide datasets wijzen echter uit dat bij een gemiddelde predatiedruk (ca. 25%) er al een kans is op een bezoeken-effect van maximaal 15% (Grutto, evaluatiedataset) en dat in gebieden met een twee keer zo grote predatiedruk bezoeken-effecten minimaal 10% bedragen (predatiedataset).

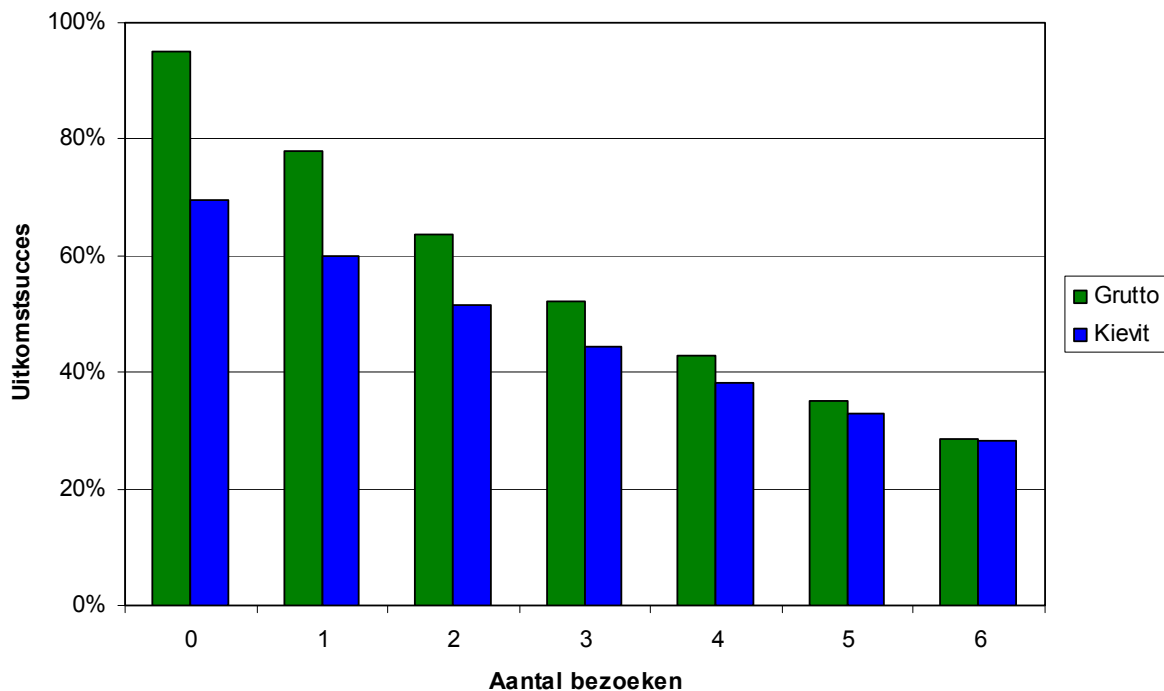
Of het controleren van nesten ook van invloed is op de overleving van kuikens is niet onderzocht. Hiervoor ontbreken simpelweg de gegevens. Tijdens het onderzoek naar predatie bij weidevogels (Teunissen *et al.* 2005) en de evaluatie van het project Nederland-Gruttoland (Schekkerman *et al.* 2005) zijn er geen aanwijzingen gevonden dat kuikens een verhoogde sterftkans hadden na controle van gezenderde kuikens. Wel bleek dat het zenderen van jonge Kievitkuikens een reductie van de conditie teweeg kan brengen van 6-11% (Schekkerman *et al.* 2008). Een fenomeen dat niet werd aangetoond voor gruttokuikens. Niettemin moet er rekening mee worden gehouden dat verstoring van

kuikens of broedvogels op het nest kan leiden tot verliezen. Oudervogels zullen proberen de verstoringbron te verjagen en daarmee wordt het nest of de jongen onbeheerd achtergelaten. Dit biedt predators extra mogelijkheden om toe te slaan.

6.3. Implicaties voor nestbescherming

6.3.1. Effect van nestbezoeken in een ongestoorde situatie

Om de implicatie van de gevonden waarden voor s en h op de effectiviteit van legselbescherming te kunnen doorrekenen zal een afweging moeten worden gemaakt tussen de winst die men kan behalen door een legsel te beschermen bij bepaalde agrarische activiteiten en het verlies dat kan optreden door nestcontroles. Om een legsel te kunnen beschermen zal men minimaal eenmaal het nest moeten opzoeken en markeren met een stok of het plaatsen van een nestbeschermer (als bescherming tegen vertrapping door vee). In de praktijk worden beschermde legfels nadat ze gevonden zijn vaker bezocht. Uit het onderzoek naar de effectiviteit van vrijwillige weidevogelbescherming (Teunissen 2000) bleek dat in die gebieden legfels gemiddeld 3,37 keer worden bezocht. Dat is inclusief de nacontrole waarin wordt vastgesteld of het nest al dan niet is uitgekomen. Dat betekent dat nesten gemiddeld 2,37 keer worden bezocht tijdens de incubatieperiode. Waarschijnlijk worden nesten nog wel vaker bezocht want lang niet elk bezoek wordt geregistreerd. Zo kan een boer onafhankelijk van de vrijwilligers in een gebied de legfels wel eens bezoeken of worden legfels bezocht door controleurs van de Agrarische Natuurvereniging voor de nestentelling.



Figuur 6.1. Verwacht uitkomstsucces bij Grutto en Kievit op grond van de schattingen voor s en h volgens model III in relatie tot het aantal malen dat het nest wordt bezocht.

De beste schattingen van h en s werden bereikt met de data uit het predatieonderzoek. Als wordt uitgegaan van de waarden die in tabel 5.12 staan vermeld volgens de analyse met model III levert dat een uitkomstsucces voor de Grutto op van 95% en voor de Kievit van 70% als er geen nestbezoeken plaatsvinden (fig. 6.1). Als echter het legsel vervolgens nog twee tot drie keer wordt bezocht daalt het uitkomstsucces tot ongeveer 52-64% bij de Grutto en 44-52% bij de Kievit. Dat betekent een relatieve afname in uitkomstsucces van 33-45% bij de Grutto en 26-37% bij de Kievit. Een logische conclusie op grond van deze analyse zou dan ook zijn dat legfels het beste met rust kunnen worden gelaten en niet meer bezocht. Dit zal het sterkst gelden in gebieden waar de predatiedruk al hoog is zoals in het predatieonderzoek het geval was.

6.3.2. Effectiviteit van legselbescherming

Maar legfels worden ook bedreigd door werkzaamheden op het land en dat leidt, afhankelijk van het type werkzaamheden, tot verliezen in vergelijking tot de ongestoorde situatie (Teunissen 2000).

Tabel 6.1. Dagelijkse overlevingskansen (dsr) voor verschillende verliesoorzaken op grasland- en maaispercelen. Ongestoord is als het nest niet wordt geconfronteerd met agrarische werkzaamheden tijdens de incubatie, beweiding is als er op die dag op het perceel wordt beweide. Voor maaien, EMT (emissie arme mesttoediening) en kunstmesttoediening zijn de kansen vermeld om die activiteit te overleven. Het uitkomstsucces (H) is dsr^L , waarbij L staat voor de periode dat een legsel wordt bebroed. In dit geval is gerekend met $L = 30$. Bij beweiding is uitgegaan van een gemiddelde beweidingduur van drie dagen. Het uitkomstsucces is dan: $H = dsr_{ongestoord}^{L-3} \times dsr_{beweiding}^3$. Het uitkomstsucces voor de overige verliesoorzaken is: $H = dsr^L \times$ de kans om de verliesoorzaak te overleven. Bijvoorbeeld $H_{EMT} = dsr_{ongestoord}^L \times kans_{EMT} = 54,5 \times 0,2128 = 11,6\%$ als het legsel niet wordt beschermd tijdens het bemesten. Bron: Teunissen 1999.

	onbeschermd		beschermd	
	dsr	H	dsr	H
Grasland				
ongestoord	0,9801	54,7%	0,9824	58,7%
Beweiding	0,8668	37,8%	0,9387	51,2%
Maaien	0,0523	2,9%	0,9674	56,8%
EMT	0,2128	11,6%	0,8676	50,9%
bem overig	0,7143	39,1%	0,9333	54,8%
Maaisland				
ongestoord	0,9803	55,1%	0,9803	55,1%
EMT	0,3333	18,3%	0,8947	49,3%
bem overig	0,625	34,4%	1	55,1%

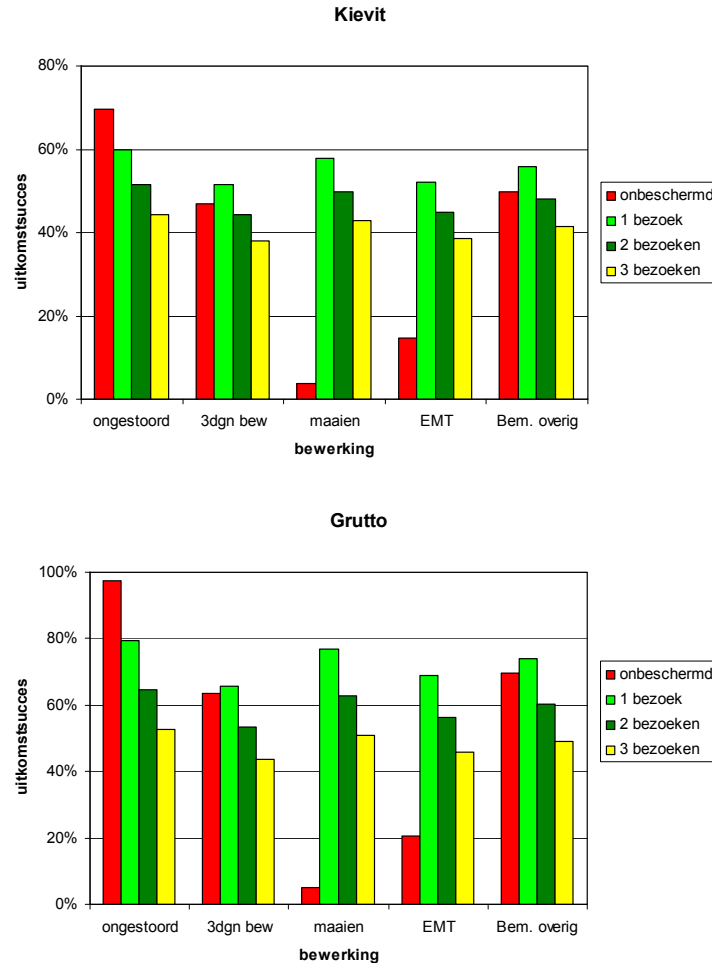
In tabel 6.1 zijn de dagelijkse overlevingskansen voor een legsel weergegeven als het nest niet wordt bedreigd door agrarische activiteiten (ongestoord) en wanneer het wordt blootgesteld aan een van de genoemde activiteiten. Daarbij moet uiteraard worden opgemerkt dat in dit geval de dagelijkse overlevingskans het product is van s en h. De dagelijkse overlevingskans voor maaien, EMT (zodebemesting) en overig bemesten (vnl. kunstmest) is in feite de kans om die specifieke gebeurtenis te overleven. Om een inschatting te kunnen maken van de effectiviteit van legselbescherming is een vergelijking gemaakt tussen legfels die wel en niet werden beschermd tijdens een agrarische activiteit (fig. 6.2). In het geval van beweiding is H (uitkomstsucces) als volgt berekend:

$$H = dsr_{ongestoord}^{27} \times h^n \times dsr_{bew}^3$$

Hierin is als totale ligduur 30 dagen (Kievit) gehanteerd, waarvan 3 dagen met beweiding. Het bezoeken is afhankelijk van het aantal bezoeken (n). Voor de overige verliesoorzaken is de s uit tabel 5.12 gebruikt met als extra factor de kans om de agrarische activiteit te overleven met en zonder bescherming. Bijv. de kans om maaien te overleven en succesvol te zijn is dan voor de Grutto:

$$H = 0,998^{25} \times 0,819^1 \times 0,9674 = 0,754 \text{ als het nest wordt beschermd en verder niet meer gecontroleerd, als het niet wordt beschermd is die kans:}$$

$$H = 0,998^{25} \times 0,0523 = 0,050.$$



Figuur 6.2. Uitkomstsucces van kievit- en gruttolegsels in ongestoorde situaties en als het wordt bedreigd door agrarische activiteiten, waarbij het niet (rood) of wel (groen en geel) wordt beschermd in samenhang met het aantal malen dat het legsel wordt bezocht.

Het blijkt dat bij maaien en emissie arme mesttoediening bescherming altijd leidt tot een grotere kans op een succesvol legsel dan wanneer er geen bescherming van het legsel zou zijn, ongeacht het aantal malen dat het nest na de vondst nog wordt bezocht. Vermoedelijk geldt dit ook voor activiteiten als rollen en slepen op grasland of zaaien en ploegen op bouwland. Bij bedreigingen als beweiding of andere vormen van bemesting zoals het uitrijden van kunstmest ligt dit anders. Hier heeft het eenmalig opzoeken van het nest om het te beschermen een positief effect op het uitkomstsucces in vergelijking tot het nest niet beschermen, maar als het nest vervolgens bezocht blijft worden tijdens de incubatie wordt het positieve effect van de bescherming teniet gedaan door de bezoeken.

6.3.3. Noodzaak van legselbescherming

Bescherming van legsels als er agrarische activiteiten plaatsvinden leidt dus tot een verbetering van het uitkomstsucces van het legsel. In de praktijk worden echter zoveel mogelijk nesten gezocht en gecontroleerd (jaarlijks ca. 150.000). Slechts een beperkt deel van de legsels wordt uiteindelijk geconfronteerd met agrarische activiteiten en bij het bepalen van de effectiviteit van de bescherming zal dus het positieve effect van bescherming op die legsels verrekend moeten worden met de legsels die (achteraf) niet werden bedreigd, maar wel met het negatieve bezoeken effect te maken kregen. Daarvoor moet een inschatting worden gemaakt van het aandeel legsels dat daadwerkelijk met agrarische activiteiten te maken krijgt. Dit kan op een aantal manieren worden geschat. Allereerst kan daarvoor het aandeel dat beschermd wordt volgens opgave van de vrijwilligers worden gebruikt. Probleem is echter

dat lang niet alle vrijwilligers dit even nauwkeurig doorgeven. Daarom is gebruik gemaakt van de opgaven die zijn verzameld tijdens de evaluatie vrijwillige weidevogelbescherming (Teunissen 2000). In dit onderzoek is veel tijd geïnvesteerd in het benadrukken van dit soort registraties door de deelnemende vrijwilligers. In totaal zijn in de vier jaar van dit onderzoek 5496 legsels door vrijwilligers gevolgd in gebieden met bescherming. Daarvan zijn er 830 volgens opgave daadwerkelijk beschermd. Oftewel 15%. In het geval toch nog niet elk beschermd nest is doorgegeven is ook nog doorgerekend wat het effect van bescherming zou zijn als twee maal zoveel nesten in de praktijk beschermd zijn. Tegelijk lijkt het er op dat soms een nest als beschermd wordt opgegeven, terwijl er in de praktijk niets is gebeurd op het perceel.

Een tweede methode is een schatting maken van de kans dat een legsel wordt geconfronteerd met een agrarische activiteit. Dit is gedaan tijdens de evaluatie vrijwillige weidevogelbescherming (Teunissen 1999) door in het onderzoeksjaar 1998 alle agrarische activiteiten (en hun duur in geval van beweiding) exact te registreren op perceelsniveau. De kans dat een bepaalde agrarische activiteit op een willekeurige dag optreedt is dan de verhouding tussen het totaal aantal percelen met die agrarische activiteit en het product van het totaal aantal onderzochte percelen en het aantal dagen dat die percelen zijn gemonitord (zie tabel 6.2).

Tabel 6.2. De kans dat een nest te maken krijgt met een bepaalde agrarische activiteit in gebieden mét en zonder vrijwillige weidevogelbescherming. Bron: Teunissen 1999.

Agrarische activiteit	beschermd	onbeschermd
beweiding	0,0558	0,0903
mestinjectie	0,0045	0,0057
overig bemesten	0,0048	0,0051
maaien	0,0153	0,0140
overige werkzaamheden	0,0035	0,0020

Vervolgens zijn er verschillende scenario's denkbaar waarmee een legsel geconfronteerd kan worden:

1. Geen bescherming van legsels en geen agrarische activiteiten; voor de dagelijkse overlevingskans is de schatting van s uit tabel 5.12 gebruikt;
2. Geen bescherming en wel agrarische activiteiten; op de dagen zonder agrarische activiteit is voor de overleving s uit tabel 5.12 gebruikt en voor de dagen dat een bepaalde agrarische activiteit plaatsvond is de overleving gebruikt uit tabel 6.1;
3. Bescherming van legsels en geen agrarische activiteiten; voor de dagelijkse overleving en het bezoeken effect zijn de schattingen uit tabel 5.12 gebruikt. Daarbij is uitgegaan van twee bezoeken tijdens de incubatieperiode;
4. Bescherming van legsels en agrarische activiteiten; op de dagen zonder agrarische activiteit zijn voor de overleving en het bezoeken effect de schattingen uit tabel 5.12 gebruikt en voor de dagen met een bepaalde agrarische activiteit de overleving uit tabel 6.1.

De totale overleving van de legsels in gebieden zonder vrijwillige weidevogelbescherming is geschat door voor het deel van de legsels dat niet met agrarische activiteiten wordt geconfronteerd de waarden van scenario 1 te gebruiken en voor de legsels die wel met agrarische activiteit in aanraking komt scenario 2 te hanteren. Een zelfde benadering is gebruikt voor gebieden met vrijwillige weidevogelbescherming, maar dan dus met scenario's 3 en 4. Voor deze gebieden is de berekening ook nog herhaald voor het geval een groter deel van de legsels daadwerkelijk beschermd moet worden, zoals uit de opgave van de vrijwilligers zelf naar voren kwam (15%) en ook nog eens twee maal die opgegeven hoeveelheid. En tenslotte is ook nog gerekend met een kleinere h dan berekend, namelijk 0.9 en 0.95. In alle gevallen is gerekend met twee bezoeken tijdens de incubatieperiode, dus alleen de eerste controle (vinddatum) en een tussentijdse controle, de derde controle bestond dus uit de nacontrole waarin wordt geconstateerd of een nest is uitgekomen of niet.

De resultaten hiervan zijn te vinden in tabel 6.3. Verreweg de beste uitkomstresultaten worden behaald als de legsels niet te maken krijgen met agrarische activiteiten. In de meeste gevallen zijn de uitkomstresultaten van de legsels in gebieden zonder bescherming hoger dan in gebieden met bescherming. Alleen als h 0.95 of groter is, is het uitkomstsucces in gebieden met beschermingsactivitei-

Tabel 6.3. Uitkomstsucces van legsels als ze wel en niet worden beschermd bij verschillende aannames voor het aantal nesten dat met agrarische activiteit te maken krijgt en verschillende waarden van h. In de berekeningen is uitgegaan van twee controles tijdens de incubatieperiode. Agr. act.: tabel 6.2 verwijst naar resultaten uit 1998 (totaal resp. besch. en onbesch.: 8,5% en 11,7%), opgave is volgens opgave van de vrijwilligers (15%) en 2 x opgave is 30%.

Scenario	agr. act.	h=berekend		h=0,9		h=0,95	
		Grutto	Kievit	Grutto	Kievit	Grutto	Kievit
Ongestoord		95%	70%	95%	70%	95%	70%
onbeschermd	tabel 6.2	90%	66%	90%	66%	90%	66%
beschermd		63%	51%	76%	56%	85%	62%
onbeschermd	opgave	87%	64%	87%	64%	87%	64%
beschermd		63%	51%	76%	56%	85%	62%
onbeschermd	2 x opgave	80%	58%	80%	58%	80%	58%
beschermd		62%	50%	75%	55%	83%	61%

ten groter dan in de gebieden waar geen bescherming plaatsvindt. Dit zal waarschijnlijk het geval zijn in gebieden met weinig predators. In de onderzoeksgebieden van de evaluatie vrijwillige weidevogelbescherming werden dergelijke waarden gevonden voor Kievit en Scholekster bij een gemiddeld predatieverlies van 20-25%, maar bij de Grutto bedroeg het bezoeken effect ongeveer 15% in diezelfde gebieden. Het lijkt daarom niet aannemelijk dat in veel gebieden bezoeken effecten van 0.95 of kleiner zullen voorkomen. Op grond van de verkenning in tabel 6.3 kan gesteld worden dat bezoeken effecten van 0.95 nog als acceptabel kan worden gezien, maar de winst ten opzichte van niet beschermen is dan praktisch nihil.

7. Conclusies en aanbevelingen

Aan de hand van de oorspronkelijke onderzoeksvragen kunnen de volgende conclusies worden getrokken:

Wat is het effect van nestbezoek door vrijwilligers en onderzoekers in het veld op het uitkomstsucces van de legfels en de overleving van kuikens?

De kans om een nestbezoek te overleven ligt tussen de 0.8 en 0.9 in gebieden met een relatief hoge predatiedruk (ongeveer twee maal het landelijk gemiddelde). In gebieden met een gemiddelde predatiedruk zijn de resultaten minder eenduidig. Voor de Grutto is een vergelijkbaar effect gevonden als in gebieden met een relatief hoge predatiedruk, maar voor Kievit en Scholekster is een effect gevonden van 0.97, maar dit wijkt niet significant af van 1 (geen bezoeken). Groot probleem bij het exact vaststellen van het bezoeken is dat het sterk verstrengd is met de dagelijkse overlevingskans. Duidelijk is wel dat er sprake is van een bezoeken en dat dit effect het sterkst is in gebieden met een hoge predatiedruk. In hoeverre nestcontroles van invloed is op de overleving van kuikens is niet onderzocht (hiervoor waren geen gegevens beschikbaar). Wel is uit ander onderzoek gebleken dat kievitkuikens een verlaagde conditie (6-11%, Schekkerman *et al.* 2008) hadden als gevolg van het zenderen van kuikens, maar dit had geen aantoonbare effecten op de overleving van de kuikens. Bij grutto-kuikens is dit fenomeen niet waargenomen. Niettemin moet er rekening mee worden gehouden dat verstoring van kuikens of broedvogels op het nest kan leiden tot verliezen. Oudervogels zullen de verstoring bron proberen te verjagen en daarmee wordt het nest of de jongen onbeheerd achtergelaten. Dit biedt predators extra mogelijkheden om toe te slaan.

Welke berekeningswijze levert de beste schattingen op van een bezoeken?

Voor het berekenen van de dagelijkse overlevingskans en het bezoeken wordt de Mayfield methode als uitgangspunt gehanteerd. Dit model gaat er echter vanuit dat de exacte datum van mislukken of uitkomen en eilegdatum bekend zijn. In de praktijk is dit niet het geval. Door het model uit te breiden met een kansverdeling voor de broedduur (geeft schatting voor verwachte uitkomstdatum) en een voor de startdatum kan dit worden opgevangen (model III). Dit model kan worden uitgebreid met een bezoeken, waarna schatting van zowel de dagelijkse overlevingskans als het bezoeken mogelijk wordt.

Welk mechanisme ligt ten grondslag aan het bezoeken?

Deze vraag is alleen via een experimentele opzet eenduidig te beantwoorden. Door het bezoeken te berekenen in verschillende gewastypes lijkt echter de conclusie gerechtvaardigd dat het bezoeken vooral het resultaat is van een paadje naar het nest en een geurspoor. Een combinatie dus van zicht (paadje en vertrapping rondom nest goed zichtbaar vanuit de lucht), geleiding naar het nest (dier volgt de makkelijkste route door het gewas) en geur. Het eerste mechanisme zal vooral voor vogels behulpzaam zijn en in mindere mate voor zoogdieren, terwijl de laatste twee alleen voor zoogdieren belangrijk lijken te zijn.

Als er een bezoeken is, is het tellen van nesten als monitoringinstrument en als controle-instrument voor de geldelijke verdeling tussen boeren binnen ANV's dan wel verstandig?

Nee. Omdat slechts een beperkt deel werkelijk met agrarische activiteit te maken krijgt leidt elke controle van een legsel dat niet noodzakelijk is vanuit beschermingsstandpunt tot extra verliezen. Pas bij een bezoeken van minder dan 5% en niet meer dan twee bezoeken in de incubatieperiode zal het uitkomstsucces niet lager komen te liggen dan in gebieden waarin nesten niet worden beschermd. De beste resultaten worden behaald door alleen nesten op te zoeken als ze bescherming nodig hebben vanwege agrarische activiteiten. Ieder extra bezoek verlaagd het uitkomstsucces van nesten in een gebied. Dat geldt uiteraard ook voor nestentellingen die worden gebruikt als controle-instrument. Die nesten zullen minimaal twee maal worden bezocht. Allereerst moeten ze gevonden worden en vervolgens nog gecontroleerd.

Wat is een acceptabel effect?

Een acceptabel effect hangt erg af van de bedreiging waaraan het nest wordt blootgesteld. Elk bezoek aan een nest leidt tot een verlaging van het uitkomstsucces. Het bezoeken wordt acceptabel op het moment dat de negatieve effecten van het bezoek opwegen tegen de posi-

tieve effecten van een beschermingsmaatregel. In het geval van maaien of emissie arme mesttoediening is dat sowieso het geval. Zelfs bij grote bezoeeffecten is dit zinvol. Compliceerende factor hierbij is dat legfels op maaipercelen in de loop van de grasgroei steeds moeilijker te vinden zijn. Hier zal dus een afweging gemaakt moeten worden tussen het risico dat een nest niet gevonden kan worden en waarschijnlijk zal mislukken als er gemaaid wordt en het nest wel vinden, terwijl het uiteindelijk niet blootgesteld zal worden aan maaien.

Hoe kunnen risico's worden verkleind?

Controleren van nesten in het kader van nestbescherming als het nest niet wordt bedreigd door agrarische activiteiten leidt tot extra verliezen in de orde grootte van 25-45%, in gebieden met hoge predatiedruk. Eenmalige bezoeken van nesten die met agrarische activiteiten te maken gaan krijgen resulteren in een hoger uitkomstsucces dan wanneer het legsel niet wordt beschermd. Maar afhankelijk van het type agrarische activiteit en de predatiedruk zullen vervolgbezoeken aan het nest tijdens de incubatie dit positieve effect teniet doen. Daarom wordt aanbevolen om legfels na het toepassen van de beschermingsmaatregel niet eerder te bezoeken dan op het moment dat het legsel uit moet zijn gekomen. Dit kan bepaald worden door een zogenaamde water- of dompeltest (Van Paassen *et al.* 1984) of door het controlebezoek uit te stellen tot minstens drie weken na de vinddatum.

De effectiviteit van legselbescherming kan sterk worden verbeterd als niet alle nesten worden opgezocht in een gebied en wekelijks gecontroleerd, maar alleen de nesten worden opgezocht die dreigen verloren te gaan doordat er agrarische activiteiten gaan plaatsvinden op het perceel waar het nest zich bevindt. In de praktijk zal dit niet altijd kunnen. Legfels zijn later in het seizoen als het gras langer is moeilijker te vinden. Dat geldt bijv. voor Grutto's. Veel legfels zijn dan niet meer te vinden en zullen dan verloren gaan (zeker bij maaien). Er zal daarom een afweging gemaakt moeten worden tussen nesten wel en niet opzoeken en wanneer. Aanbevolen wordt om percelen wel al vanaf het begin van het broedseizoen regelmatig goed te observeren om een indruk te krijgen van de aanwezigheid van de broedvogels en de waarschijnlijke ligging van nesten. Dat betekent dat de oude manier van 'koud zoeken', waarbij systematisch percelen worden afgelopen op zoek naar nesten, niet meer moet worden toegepast. De kans op verstoring van legfels is daarbij te groot. Het tellen van nesten als monitoringinstrument en als controle-instrument voor de geldelijke verdeling tussen boeren binnen ANV's wordt om diezelfde reden afgeraden. Percelen waarvan zeker is dat er geen agrarische werkzaamheden gaan plaatsvinden kunnen met rust worden gelaten, percelen waarvan zeker is dat ze gemaaid zullen worden, worden zo kort mogelijk voor het maaien afgezocht, maar wel op een moment dat de kans nog groot is om het nest te vinden. Eenmaal gevonden nesten moeten niet eerder worden gecontroleerd dan wanneer ze normaal gesproken al uitgekomen zouden moeten zijn. Deze aanpak zou zeker moeten gelden voor gebieden waarvan bekend is dat er relatief veel predatie plaatsvindt. Bescherming moet het hoogste doel zijn en niet het verzamelen van gegevens of het bevredigen van de nieuwsgierigheid.

Conclusies ten aanzien van de aanvullende vragen zijn:

Hoe kunnen de resultaten van dit onderzoek het beste in voorlichting worden gepresenteerd?

De resultaten van dit onderzoek kunnen het beste onder de aandacht worden gebracht door presentaties over het onderzoek bij de verschillende startavonden van vrijwillige weidevogelbeschermers. Dit is inmiddels gebleken tijdens een aantal voordrachten over het predatieonderzoek waarbij ook de problematiek van het bezoeeffect aan de orde kwam. Het blijkt dat veel mensen zelf al de indruk hadden dat het bezoeeffect kon spelen. Zeker vrijwilligers die actief zijn in gebieden met relatief veel predatie houden hier al rekening mee en controleren nesten bijvoorbeeld alleen maar op afstand en controleren pas aan het einde van het seizoen of het legsel succesvol was of niet.

Een brochure met de belangrijkste resultaten van het onderzoek en een goede beschrijving van de problematiek kan helpen om het nestbezoek meer onder de aandacht te brengen. Hierin zou dan ook aandacht moeten worden besteed aan hoe legselbescherming qua bescherming geoptimaliseerd zou kunnen/moeten worden. Als leidraad zou daarvoor de aanpak zoals beschreven onder de vorige vraag gebruikt kunnen worden.

Hoe kan een balans worden gevonden tussen draagvlak voor vrijwillige weidevogelbeschermers enerzijds en beperking van schade door nestbezoek anderzijds?

Het blijkt lastig uit te leggen hoe het bezoeken effect berekend wordt, waardoor een deel van de vrijwilligers de uitkomsten van het onderzoek niet gelooft of moeilijk te accepteren vindt. Dit kan vermoedelijk alleen worden opgeheven door het bezoeken effect aanspouwelijk te maken via specifiek onderzoek om bezoeken effecten aan te tonen. Daarvoor zullen gebieden geselecteerd moeten worden met verschillende predatieniveaus, waarbij een deel van de nesten wel wordt gecontroleerd en een deel niet. Dit laatste lijkt essentieel voor het creëren van draagvlak voor de hierboven voorgestelde aanpak onder vrijwilligers en boeren. Gezien de benodigde omvang van de dataset om een goede betrouwbare schatting te krijgen van het bezoeken effect is het raadzaam om hiervoor minimaal vijf verschillende gebieden te kiezen van ongeveer 250 ha groot die gedurende een periode van drie jaar worden onderzocht. Er van uitgaande dat een dergelijk onderzoek de resultaten van deze studie zal ondersteunen zal dit de acceptatie van de problematiek van bezoeken effecten vergroten en daarmee ook de wil om mee te werken aan een andere aanpak van legselbescherming die meer rekening houdt met dit effect en daarmee de effectiviteit van legselbescherming vergroot.

8. Verder onderzoek

Uitgaande van bekende startdata is model II een geschikt raamwerk voor verder onderzoek naar methoden om de dagelijkse overleving te schatten. De veronderstelling van een gediscretiseerde normale verdeling voor de broedduur lijkt redelijk, ofschoon er weinig empirische data zijn die dit ondersteunen. Dit model kan goed gebruikt worden om de eventuele bias in de mid-point aanname bij Mayfield te kwantificeren middels een simulatie studie.

In de praktijk zijn de startdata veelal niet bekend. Model III biedt dan een geschikt raamwerk. De praktische dataset geeft aan dat de startdata (vooral bij Kievit) geen symmetrische verdeling volgen, zodat een gediscretiseerde normale verdeling niet volledig voldoet. Wellicht zijn de schattingen voor dagelijkse overlevingskans s en het bezoeeffect h echter robuust tegen afwijkingen van normaliteit, en ook dit kan onderzocht worden via simulatie. Analyse van de Scholekster data geeft overigens aan dat schattingen voor s en h ongevoelig zijn voor de waarden van de broedduur en startdatum parameters.

In plaats van een gediscretiseerde normale verdeling voor de startdatum kan een meer flexibele verdeling gebruikt worden. Dergelijke verdelingen hebben al snel drie parameters of meer, en de vraag is of deze parameters met voldoende nauwkeurigheid schatbaar zijn. Indien er voldoende nesten zijn waarvoor de startdata bekend zijn, én deze nesten vormen een aselechte steekproef, dan kan wellicht de empirische startdata verdeling van deze nesten worden gebruikt. Additioneel voordeel hiervan is dat minder parameters geschat hoeven worden. Ook dit kan middels simulatie worden onderzocht.

Bayesiaanse analyses lijken uitermate geschikt in dit kader. Daarmee kan immers a priori informatie over de parameters worden gespecificeerd. Bij gebrek aan informatie over een parameter in de data wordt dan de a priori informatie over die parameter gebruikt. Implementatie is echter niet eenvoudig.

Voor Model I is het relatief eenvoudig om de dagelijkse overlevingskans en/of het bezoeeffect van regressoren, zoals jaartal en habitat, af te laten hangen. Dit is in theorie ook mogelijk voor de modellen II en III maar is momenteel nog niet geïmplementeerd.

De analyses die in dit onderzoek zijn uitgevoerd laten zien dat het uiteen rafelen van s en h op basis van veldgegevens lastig is en waarschijnlijk moeilijk uit te leggen aan vrijwilligers. Daarom wordt aanbevolen om een voorbeeldproject op te starten waarin de effecten van nestcontroles op het uitkomst-succes worden onderzocht door een deel van de legsels in een gebied volgens de huidige praktijk te beschermen en te volgen en een deel volgens de alternatieve aanpak zoals beschreven in het vorige hoofdstuk.

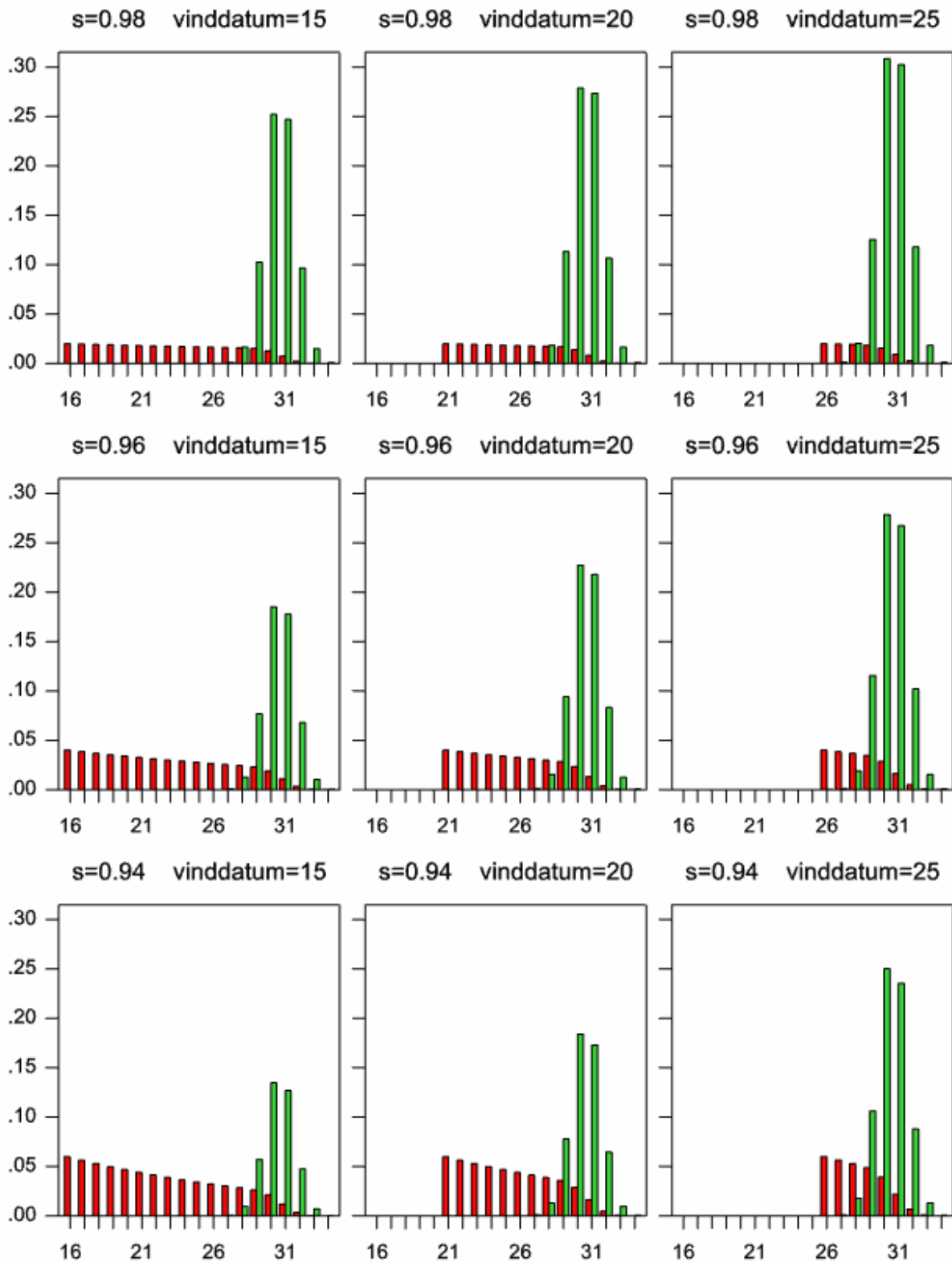
Om meer te weten te komen over het mechanisme waardoor het bezoeeffect wordt veroorzaakt zou gekeken kunnen worden naar verschillen in bezoeeffect tussen verschillende verliesoorzaken en verschillen tussen dag- en nachtpredatie.

Voor het ontwikkelen van draagvlak en acceptatie van het bezoeeffect probleem is een voorbeeldonderzoek ons inziens noodzakelijk zoals beschreven bij de laatste onderzoeksvraag in het vorige hoofdstuk.

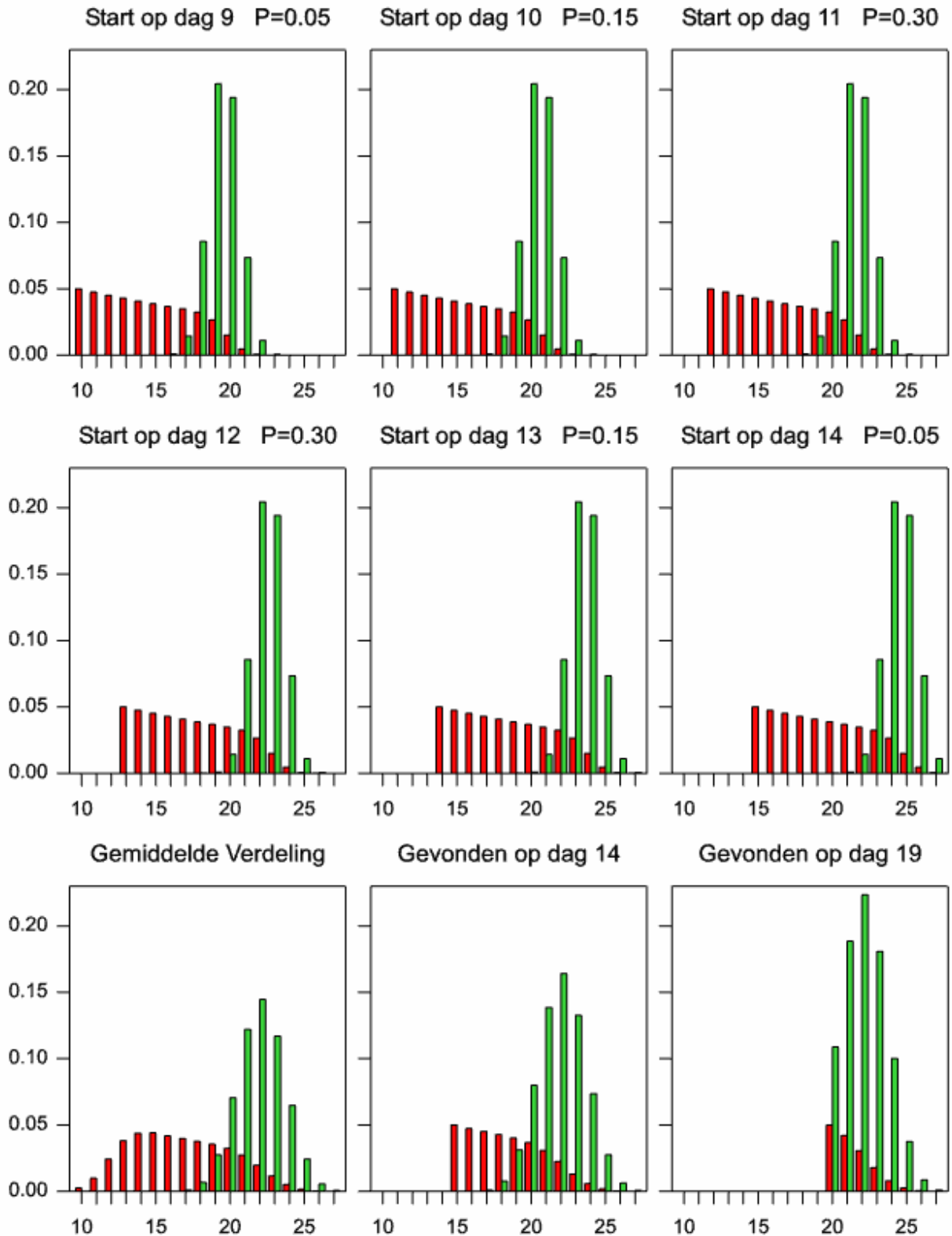
9. Referenties

- Etterson, M.A. & Bennett, R.S. (2005). Including Transition Probabilities in Nest Survival Estimation: A Mayfield Markov Chain. *Ecology*, 86, 1414-1421.
- Johnson, D. H. (1979). Estimating nest success: The Mayfield method and an alternative. *Auk*, 96, 651-661.
- Lloyd P. & E. E. Plaganyi 2002. Correcting observer effect bias in estimates of nesting succes of a coastal bird, the White-fronted Plover *Charadrius marginatus*. *Bird Study* 49: 124-130.
- Majoor F., G. van Houwelingen, F. Willems & R. Foppen 2002. Analyse van overlevings- en broedbiologische gegevens van Bontbek- en Strandplevier in de Delta. Sovon-onderzoeksrapport 2002/15. Sovon Vogelonderzoek Nederland, Beek-Ubbergen.
- Mayfield, H. 1961. Nesting success calculated from exposure. *Wilson Bull.* 73: 255-261.
- Manolis, JC (2000). Uncertain nest fates in songbird studies and variation in Mayfield estimation, *Auk*, 117, 615-626
- Mayfield, H. F. (1961). Nesting success calculated from exposure. *Wilson Bulletin*, 73, 255-261.
- Mayfield, H. F. (1975). Suggestions for calculating nest success. *Wilson Bulletin*, 87, 456-466.
- McCullagh, P., and Nelder, J.A. (1989). *Generalized linear models*, second edition. Chapman and Hall, New York.
- Nelder, J.A., and Mead, R. (1965), A simplex method for function minimization, *Computer Journal*, 7, 308-313.
- Payne, R.W., Harding, S.A., Murray, D.A., Soutar, D.M., Baird, D.B., Glaser, A.I., Channing, I.C., Welham, S.J., Gilmour, A.R., Thompson, R., Webster, R. (2008). . *GenStat Release 11 Reference Manual, Part 2 Directives*. VSN International, Hemel Hempstead.
- Rotella, J.J., Taper, M.L. and Hansen, A.J. (2000). Correcting nesting-success estimates for observer effects: maximum likelihood estimates of daily survival rates with reduced bias. *Auk*, 117(1), 92-109.
- Self, S.G. and Liang, K-Y. (1987). Asymptotic Properties of Maximum Likelihood Estimators and Likelihood Ratio Tests Under Nonstandard Conditions. *Journal of the American Statistical Association*, 82, 605-610.
- Stanley, T.R. (2004). When should Mayfield model data be discarded. *Wilson Bulletin*, 116(3), 267-269.
- Schekkerman H., W. Teunissen & E. Oosterveld 2005. Resultaatonderzoek Nederland Gruttoland; broedsucces van Grutto's in beheersmozaïeken in vergelijking met gangbaar agrarisch graslandgebruik. Wageningen, Alterra-document 1291, Sovon-onderzoeksrapport 2005/10, Sovon Vogelonderzoek Nederland, Beek-Ubbergen.
- Schekkerman H., Teunissen W. & Oosterveld E. 2009. Mortality of Black-tailed Godwit *Limosa limosa* and Northern Lapwing *Vanellus vanellus* chicks in wet grasslands: influence of predation and agriculture. *J. Ornithol.* (150): 133-145.
- Teunissen W.A, 1999. Predatie bij weidevogels. Vooronderzoek naar de mogelijke effecten van predatie op de weidevogelstand. Sovon-onderzoeksrapport 1999/10. Sovon Vogelonderzoek Nederland, Beek-Ubbergen.
- Teunissen W.A. 2000. Vrijwillige weidevogelbescherming. Het effect van vrijwillige weidevogelbescherming op de aantalsontwikkeling en het reproductiesucces van weidevogels. Sovon-onderzoeksrapport 00/04, Sovon Vogelonderzoek Nederland.
- Teunissen, W., H.. Schekkerman & F. Willems 2005. Predatie bij weidevogels. Op zoek naar mogelijke effecten van predatie op de weidevogelstand. Sovon-onderzoeksrapport 2005-11, Beek-Ubbergen / Alterra-rapport 1292, Wageningen.
- Tulp I. , H. Schekkerman & R. KLAASSEN 2000. Studies on breeding shorebirds at Medusa Bay, Taimyr, in summer 2000. Alterra-report 219, Alterra, Wageningen.
- Van Paassen, A.G., D.H. Veldman & A.J. Beintema, 1984. A simple device for determination of incubation stages in eggs. *Wildfowl* 35: 173-178.
- Willems F., van Harxen R., Stroeken P. & Majoor F. 2003. Reproductie van de Steenuil in Nederland in de periode 1977-2003. Sovon-onderzoeksrapport 2004/04. Sovon Vogelonderzoek Nederland, Beek-Ubbergen.

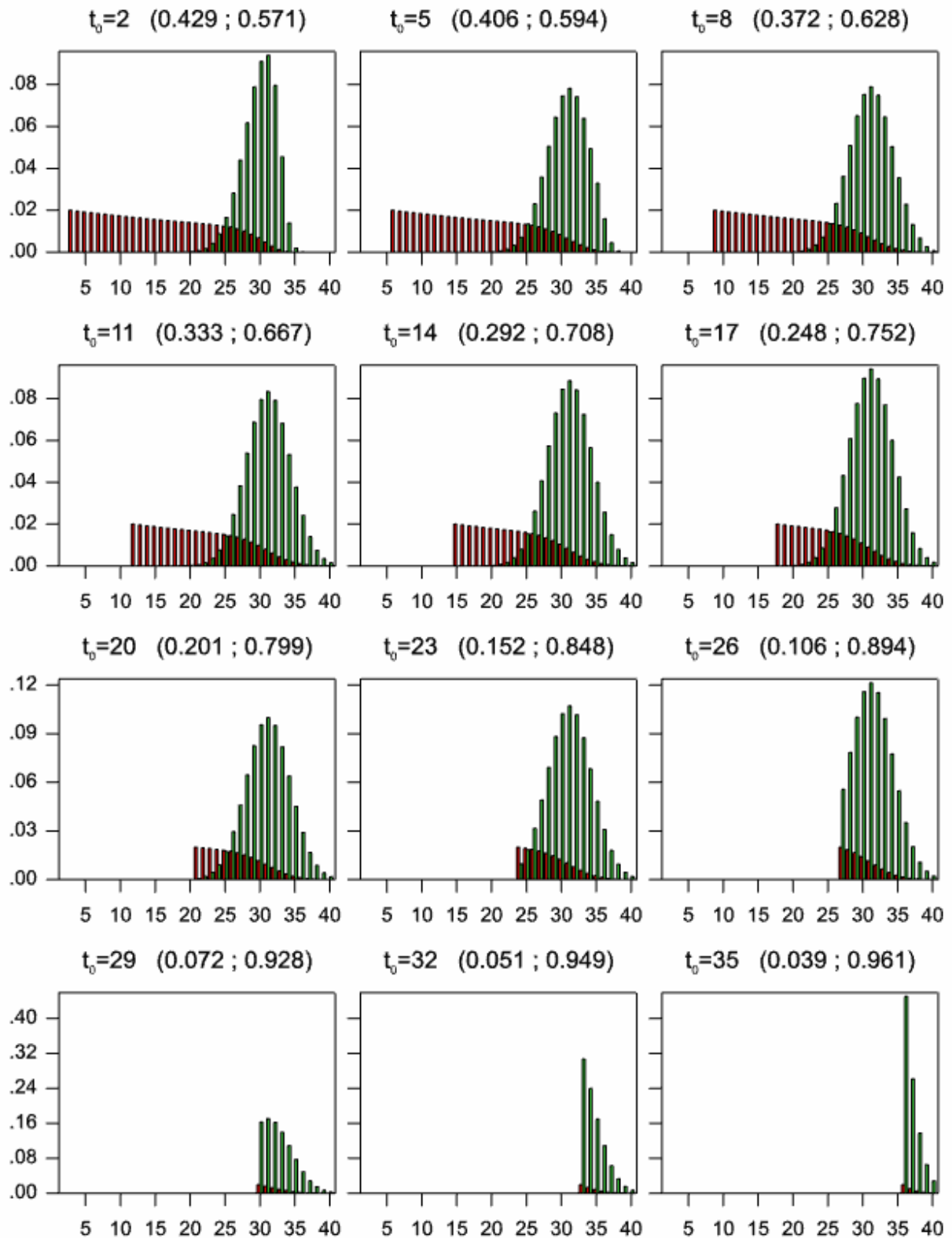
Appendix A: Dagelijkse kans op mislukken (rood) en uitkomen (groen) voor verschillende waarden van de dagelijkse overlevingskans s en de vinddatum. Merk op dat lage kansen, bijvoorbeeld mislukken op dag 33 niet worden weergegeven in het histogram.



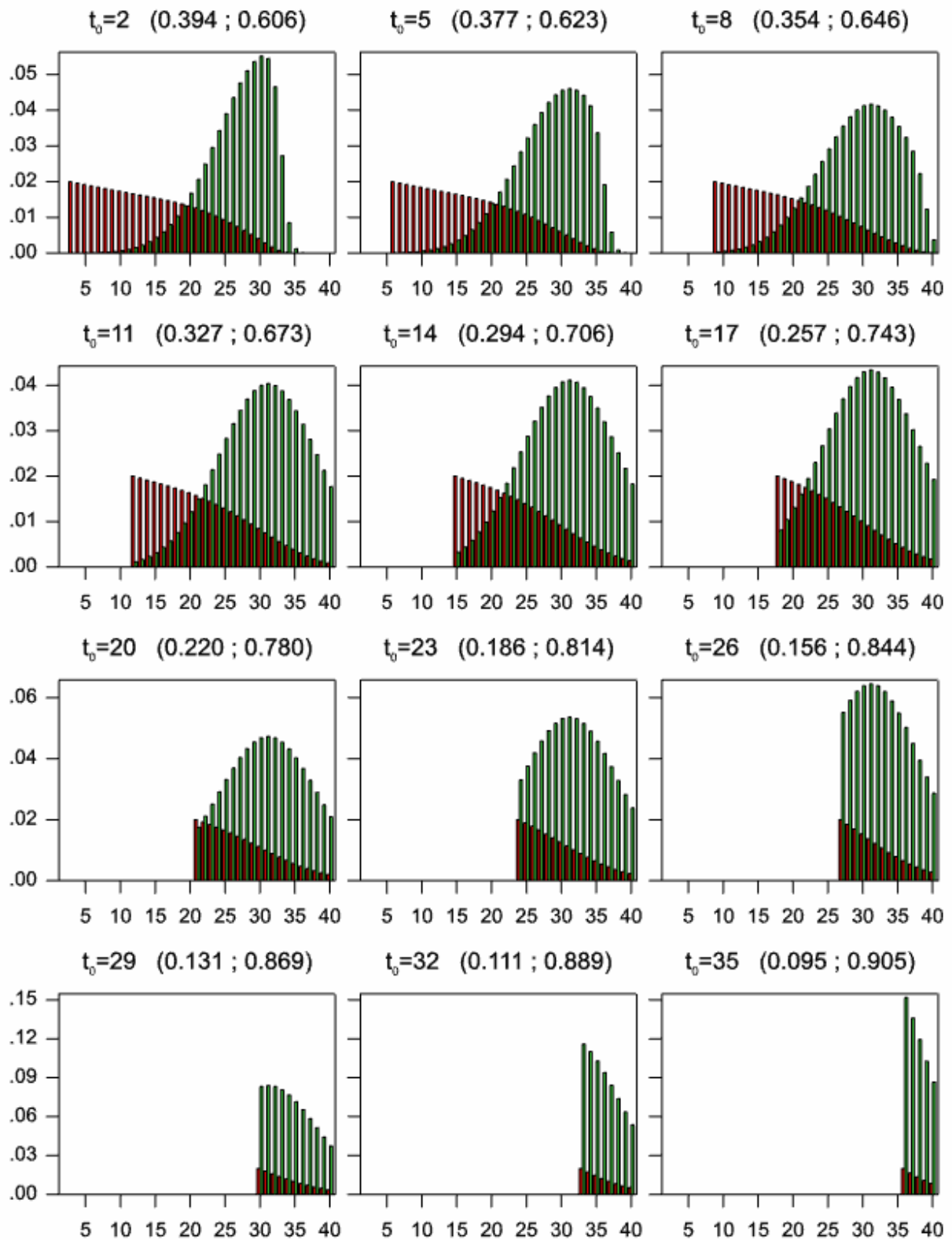
Appendix B: Dagelijkse kans op mislukken (rood) en uitkomen (groen) met Normaal(10, 1) verdeelde broeduur, overleving $s=0.95$, en nesten starten op dag 9, 10...14 met bijbehorende kansen als in de titel van de grafieken in de eerste twee rijen. Zie tekst.



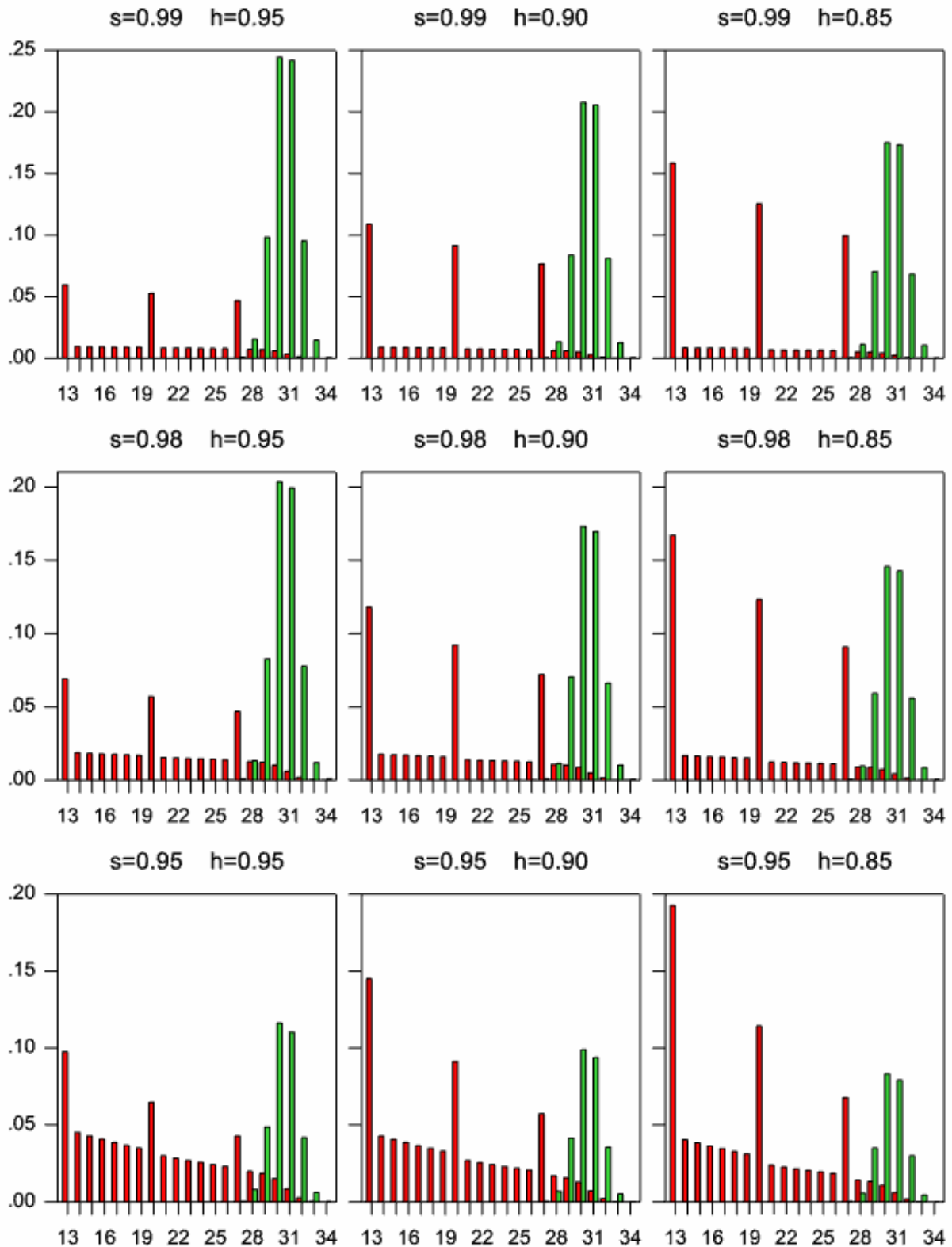
Appendix C: Startdatum Normaal(0, $\sigma_a=3$); Broedduur Normaal(30, $\sigma_b=1$); overleving 0.98; Cumulatieve kansen op Mislukken / Uitkomen tussen haakjes (04-Histogram.gen).



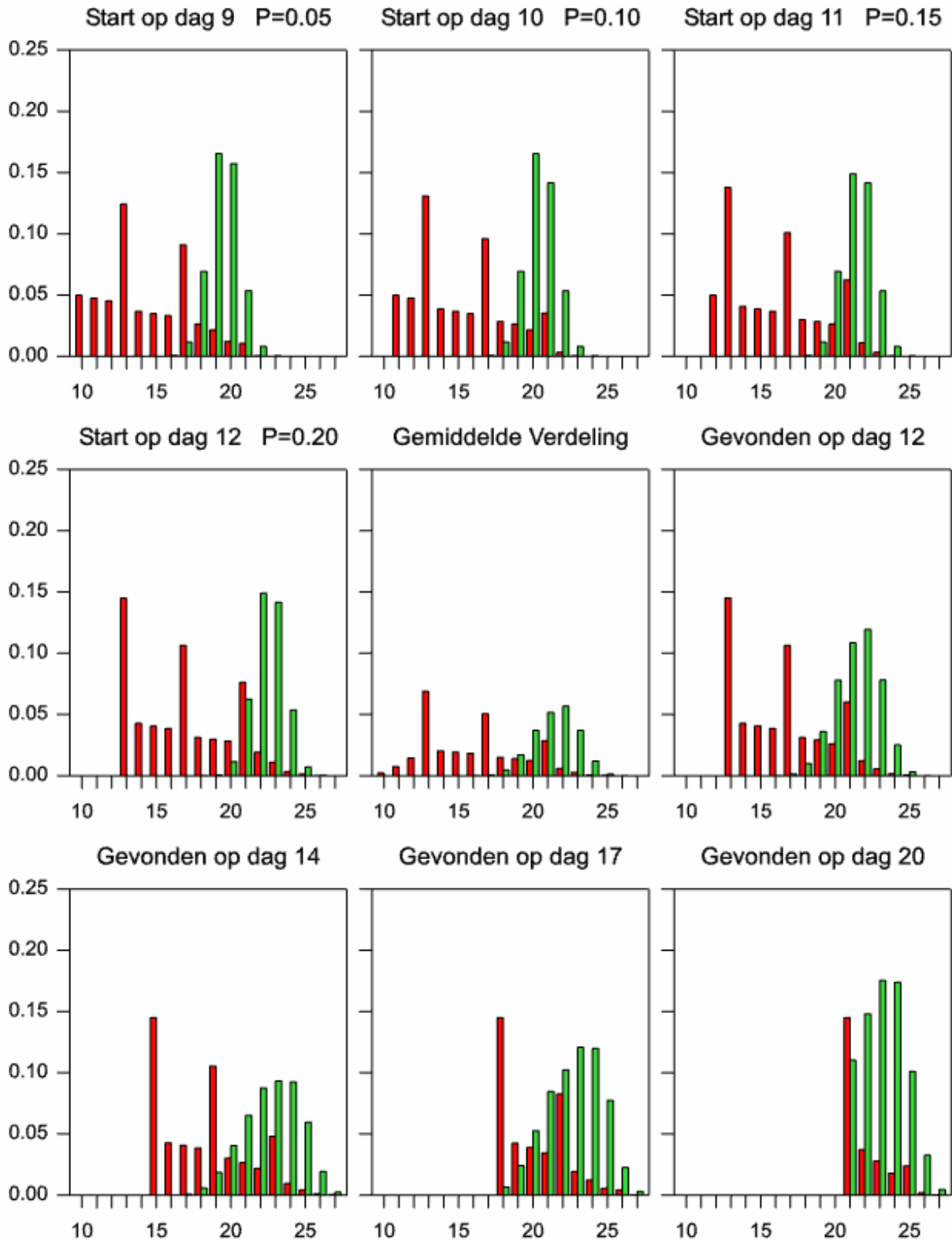
Appendix D: Startdatum Normaal(0, $\sigma_a=7$); Broedduur Normaal(30, $\sigma_b=1$); overleving 0.98; Cumulatieve kansen op Mislukken / Uitkomen tussen haakjes (04-Histogram.gen).



Appendix E Kans per dag op mislukken (rood) en uitkomen (groen) voor een nest dat bezocht wordt op dagen 12, 19, 27 en 33 na bekende startdatum 0 (dwz $\mu_a=0$ en $\sigma_a=0$) met $\mu_b=30$ en $\sigma_b=1$ en bij verschillende parameters s en h .



Appendix F: Broedduur Normaal(10, 1); overleving 0.95, bezoeken 0.90; startdata 9, 10...14. Waarnemingen om de 4 dagen. Bovenste twee rijen geven een gedetailleerd beeld voor vinddatum dag 12. Onderste rij met andere vinddata.



Appendix G: Bias Horizontaal staan de bezoekritmes 01-06; verticaal in blokken de modellen a-d en de parameter waarop de tabel betrekking heeft. Binnen de blokken staan opnieuw verticaal de verschillende parameterwaarden voor s en h

A) Model a. s	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	-0.00008	-0.00004	-0.00001	0.00002	0.00001	0.00003
s=0.9772 h=1.00	-0.00037	-0.00007	-0.00003	-0.00043	-0.00006	-0.00004
s=0.9478 h=1.00	-0.00042	-0.00015	0.00007	-0.00044	-0.00001	0.00007
s=0.9926 h=0.97	-0.00539	-0.00496	-0.00504	-0.00757	-0.00742	-0.00751
s=0.9772 h=0.97	-0.00536	-0.00513	-0.00488	-0.00784	-0.00720	-0.00722
s=0.9478 h=0.97	-0.00497	-0.00484	-0.00482	-0.00775	-0.00731	-0.00717
s=0.9926 h=0.90	-0.01770	-0.01715	-0.01725	-0.02517	-0.02515	-0.02519
s=0.9772 h=0.90	-0.01733	-0.01708	-0.01675	-0.02565	-0.02472	-0.02466
s=0.9478 h=0.90	-0.01618	-0.01608	-0.01592	-0.02515	-0.02371	-0.02365
s=0.9926 h=0.80	-0.03541	-0.03541	-0.03536	-0.05216	-0.05111	-0.05119
s=0.9772 h=0.80	-0.03518	-0.03436	-0.03444	-0.05117	-0.05039	-0.05016
s=0.9478 h=0.80	-0.03369	-0.03267	-0.03281	-0.05005	-0.04861	-0.04865
B) Model b. s	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.00057	0.00045	0.00011	0.00103	0.00028	0.00002
s=0.9772 h=1.00	0.00191	0.00066	-0.00003	0.00108	0.00005	-0.00008
s=0.9478 h=1.00	0.00388	0.00088	0.00033	0.00374	0.00020	0.00003
s=0.9926 h=0.97	-0.00149	-0.00003	-0.00003	-0.00101	-0.00021	0.00003
s=0.9772 h=0.97	0.00121	0.00014	0.00019	0.00026	0.00000	0.00014
s=0.9478 h=0.97	0.00394	-0.00058	-0.00027	0.00178	-0.00056	0.00009
s=0.9926 h=0.90	-0.00490	-0.00123	0.00017	-0.00365	-0.00073	0.00005
s=0.9772 h=0.90	-0.00212	-0.00051	0.00020	-0.00212	-0.00026	0.00010
s=0.9478 h=0.90	0.00046	-0.00045	0.00066	-0.00267	-0.00045	-0.00007
s=0.9926 h=0.80	-0.00865	-0.00232	-0.00069	-0.00752	-0.00168	-0.00031
s=0.9772 h=0.80	-0.00515	-0.00009	0.00006	-0.00447	0.00035	-0.00020
s=0.9478 h=0.80	0.00022	0.00102	0.00063	-0.00141	-0.00030	0.00018
C) Model c. s	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	-0.00008	-0.00004	-0.00001	0.00002	0.00001	0.00003
s=0.9772 h=1.00	-0.00038	-0.00009	-0.00003	-0.00042	-0.00006	-0.00004
s=0.9478 h=1.00	-0.00042	-0.00016	0.00007	-0.00046	-0.00002	0.00007
s=0.9926 h=0.97	-0.00539	-0.00495	-0.00503	-0.00757	-0.00742	-0.00751
s=0.9772 h=0.97	-0.00536	-0.00513	-0.00488	-0.00782	-0.00720	-0.00722
s=0.9478 h=0.97	-0.00496	-0.00482	-0.00481	-0.00773	-0.00730	-0.00716
s=0.9926 h=0.90	-0.01768	-0.01711	-0.01721	-0.02515	-0.02512	-0.02518
s=0.9772 h=0.90	-0.01730	-0.01703	-0.01671	-0.02560	-0.02470	-0.02464
s=0.9478 h=0.90	-0.01613	-0.01601	-0.01585	-0.02512	-0.02367	-0.02361
s=0.9926 h=0.80	-0.03532	-0.03529	-0.03525	-0.05210	-0.05104	-0.05112
s=0.9772 h=0.80	-0.03508	-0.03422	-0.03431	-0.05111	-0.05031	-0.05009
s=0.9478 h=0.80	-0.03354	-0.03251	-0.03265	-0.04997	-0.04853	-0.04857
D) Model d. s	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.00056	0.00046	0.00010	0.00102	0.00029	0.00001
s=0.9772 h=1.00	0.00188	0.00072	-0.00003	0.00109	0.00004	-0.00009
s=0.9478 h=1.00	0.00405	0.00096	0.00039	0.00396	0.00024	0.00003
s=0.9926 h=0.97	-0.00147	-0.00001	-0.00003	-0.00102	-0.00021	0.00006
s=0.9772 h=0.97	0.00120	0.00020	0.00021	0.00026	0.00005	0.00015
s=0.9478 h=0.97	0.00436	-0.00040	-0.00022	0.00186	-0.00052	0.00012
s=0.9926 h=0.90	-0.00489	-0.00124	0.00017	-0.00365	-0.00073	0.00007
s=0.9772 h=0.90	-0.00203	-0.00043	0.00022	-0.00212	-0.00026	0.00010
s=0.9478 h=0.90	0.00095	-0.00040	0.00074	-0.00262	-0.00047	-0.00008
s=0.9926 h=0.80	-0.00857	-0.00229	-0.00064	-0.00756	-0.00166	-0.00028
s=0.9772 h=0.80	-0.00482	-0.00003	0.00013	-0.00424	0.00037	-0.00019
s=0.9478 h=0.80	0.00117	0.00121	0.00062	-0.00185	-0.00021	0.00015

E) Model b. h	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	-0.00364	-0.00285	-0.00063	-0.00394	-0.00101	0.00007
s=0.9772 h=1.00	-0.01224	-0.00401	0.00012	-0.00542	-0.00023	0.00024
s=0.9478 h=1.00	-0.02030	-0.00461	-0.00118	-0.01473	0.00000	0.00042
s=0.9926 h=0.97	0.00773	0.00125	0.00054	0.00403	0.00129	-0.00015
s=0.9772 h=0.97	-0.00659	-0.00107	-0.00065	-0.00183	0.00092	-0.00005
s=0.9478 h=0.97	-0.01645	0.00544	0.00130	-0.00611	0.00225	-0.00072
s=0.9926 h=0.90	0.02712	0.00805	-0.00085	0.01476	0.00313	-0.00023
s=0.9772 h=0.90	0.01491	0.00297	-0.00078	0.00699	0.00141	-0.00034
s=0.9478 h=0.90	0.01216	0.00577	-0.00323	0.01253	0.00339	0.00081
s=0.9926 h=0.80	0.05054	0.01350	0.00425	0.02439	0.00623	0.00093
s=0.9772 h=0.80	0.03513	0.00507	0.00073	0.01681	-0.00082	0.00103
s=0.9478 h=0.80	0.02352	0.00367	-0.00170	0.01120	0.00316	-0.00082
F) Model d. h	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	-0.00356	-0.00285	-0.00060	-0.00391	-0.00104	0.00011
s=0.9772 h=1.00	-0.01210	-0.00443	0.00016	-0.00542	-0.00017	0.00027
s=0.9478 h=1.00	-0.02116	-0.00517	-0.00150	-0.01570	-0.00018	0.00043
s=0.9926 h=0.97	0.00753	0.00116	0.00051	0.00407	0.00128	-0.00025
s=0.9772 h=0.97	-0.00657	-0.00141	-0.00082	-0.00178	0.00069	-0.00010
s=0.9478 h=0.97	-0.01888	0.00438	0.00101	-0.00626	0.00209	-0.00079
s=0.9926 h=0.90	0.02698	0.00812	-0.00085	0.01479	0.00311	-0.00031
s=0.9772 h=0.90	0.01430	0.00253	-0.00091	0.00710	0.00141	-0.00037
s=0.9478 h=0.90	0.00953	0.00573	-0.00367	0.01258	0.00354	0.00083
s=0.9926 h=0.80	0.05007	0.01333	0.00402	0.02453	0.00618	0.00083
s=0.9772 h=0.80	0.03351	0.00486	0.00038	0.01608	-0.00088	0.00098
s=0.9478 h=0.80	0.01834	0.00281	-0.00158	0.01318	0.00282	-0.00068

G) Model c. μ_b	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	-0.00634	0.00649	-0.00121	0.00024	-0.00373	0.00007
s=0.9772 h=1.00	-0.00913	-0.00836	0.00027	0.01599	0.00283	0.00140
s=0.9478 h=1.00	0.00159	0.00223	0.00349	-0.01268	-0.00381	0.00106
s=0.9926 h=0.97	0.00982	0.02136	0.01153	0.00686	0.00704	0.00706
s=0.9772 h=0.97	0.01020	0.01161	0.00695	0.02072	0.00433	0.00400
s=0.9478 h=0.97	0.01503	0.01499	0.01188	0.01482	0.00995	0.01148
s=0.9926 h=0.90	0.03156	0.05200	0.04455	0.01932	0.03148	0.02436
s=0.9772 h=0.90	0.02938	0.04144	0.03961	0.04351	0.02734	0.02455
s=0.9478 h=0.90	0.03418	0.04490	0.04181	0.01838	0.03380	0.02999
s=0.9926 h=0.80	0.07365	0.09285	0.08734	0.05963	0.05827	0.06273
s=0.9772 h=0.80	0.07400	0.09451	0.08499	0.04423	0.06362	0.05304
s=0.9478 h=0.80	0.09460	0.08759	0.09158	0.06064	0.05186	0.06291
H) Model d. μ_b	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	-0.01266	0.00411	-0.00165	-0.00258	-0.00443	0.00000
s=0.9772 h=1.00	-0.02141	-0.01125	0.00019	0.01134	0.00239	0.00142
s=0.9478 h=1.00	-0.01145	-0.00158	0.00271	-0.01838	-0.00394	0.00116
s=0.9926 h=0.97	-0.00590	0.00932	-0.00038	-0.00113	-0.00032	-0.00051
s=0.9772 h=0.97	-0.01186	-0.00138	-0.00548	0.01049	-0.00303	-0.00365
s=0.9478 h=0.97	-0.01040	0.00382	0.00023	0.00538	0.00239	0.00365
s=0.9926 h=0.90	-0.00400	0.01189	0.00215	-0.00611	0.00482	-0.00206
s=0.9772 h=0.90	-0.01229	0.00068	-0.00239	0.01661	0.00050	-0.00256
s=0.9478 h=0.90	-0.00654	0.00620	-0.00117	-0.00685	0.00769	0.00385
s=0.9926 h=0.80	-0.00199	0.00449	0.00003	0.01127	0.00063	0.00541
s=0.9772 h=0.80	-0.00877	0.00749	-0.00230	-0.00964	0.00693	-0.00390
s=0.9478 h=0.80	-0.00747	0.00109	0.00409	-0.00467	-0.00256	0.00625

I) Model c. σ_b	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	-0.11484	-0.01556	-0.00360	-0.07180	-0.01303	-0.00083
s=0.9772 h=1.00	-0.15327	-0.02177	-0.00283	-0.09747	-0.01161	-0.00415
s=0.9478 h=1.00	-0.27912	-0.03147	-0.01233	-0.17121	-0.02791	-0.00503
s=0.9926 h=0.97	-0.11417	-0.01481	0.00348	-0.07226	-0.00791	0.00171
s=0.9772 h=0.97	-0.17103	-0.01740	0.00299	-0.09805	-0.01754	0.00171
s=0.9478 h=0.97	-0.27763	-0.03921	-0.00010	-0.20868	-0.02601	-0.00231
s=0.9926 h=0.90	-0.14410	0.00199	0.02376	-0.09468	0.00179	0.02083
s=0.9772 h=0.90	-0.18377	-0.00230	0.02146	-0.12687	0.00068	0.01813
s=0.9478 h=0.90	-0.30524	-0.01224	0.01676	-0.26197	-0.01296	0.01344
s=0.9926 h=0.80	-0.14945	0.04574	0.05747	-0.15853	0.02832	0.04459
s=0.9772 h=0.80	-0.20680	0.02703	0.05050	-0.22623	0.01340	0.04384
s=0.9478 h=0.80	-0.34375	-0.00196	0.05377	-0.34512	-0.02375	0.03868
J) Model d. σ_b	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	-0.11971	-0.01757	-0.00406	-0.07421	-0.01373	-0.00093
s=0.9772 h=1.00	-0.16420	-0.02455	-0.00295	-0.10268	-0.01218	-0.00412
s=0.9478 h=1.00	-0.29746	-0.03542	-0.01299	-0.17836	-0.02802	-0.00494
s=0.9926 h=0.97	-0.12749	-0.02413	-0.00517	-0.07945	-0.01449	-0.00480
s=0.9772 h=0.97	-0.18957	-0.02692	-0.00582	-0.10754	-0.02398	-0.00480
s=0.9478 h=0.97	-0.30610	-0.04809	-0.00837	-0.22268	-0.03251	-0.00885
s=0.9926 h=0.90	-0.17650	-0.02738	-0.00689	-0.11866	-0.02128	-0.00197
s=0.9772 h=0.90	-0.21913	-0.03234	-0.00917	-0.15277	-0.02215	-0.00475
s=0.9478 h=0.90	-0.35249	-0.04117	-0.01357	-0.29163	-0.03564	-0.00819
s=0.9926 h=0.80	-0.22035	-0.02193	-0.00785	-0.21087	-0.02245	-0.00519
s=0.9772 h=0.80	-0.28599	-0.03961	-0.01382	-0.28362	-0.03688	-0.00555
s=0.9478 h=0.80	-0.45801	-0.06743	-0.01038	-0.41907	-0.07031	-0.01011

Appendix H: RMSE Horizontaal staan de bezoekritmes 01-06; verticaal in blokken de modellen a-d en de parameter waarop de tabel betrekking heeft. Binnen de blokken staan opnieuw verticaal de verschillende parameterwaarden voor s en h. De getallen in de kolommen 04 / 05 / 06 zijn fracties t.o.v. de kolommen 01 / 02 / 03.

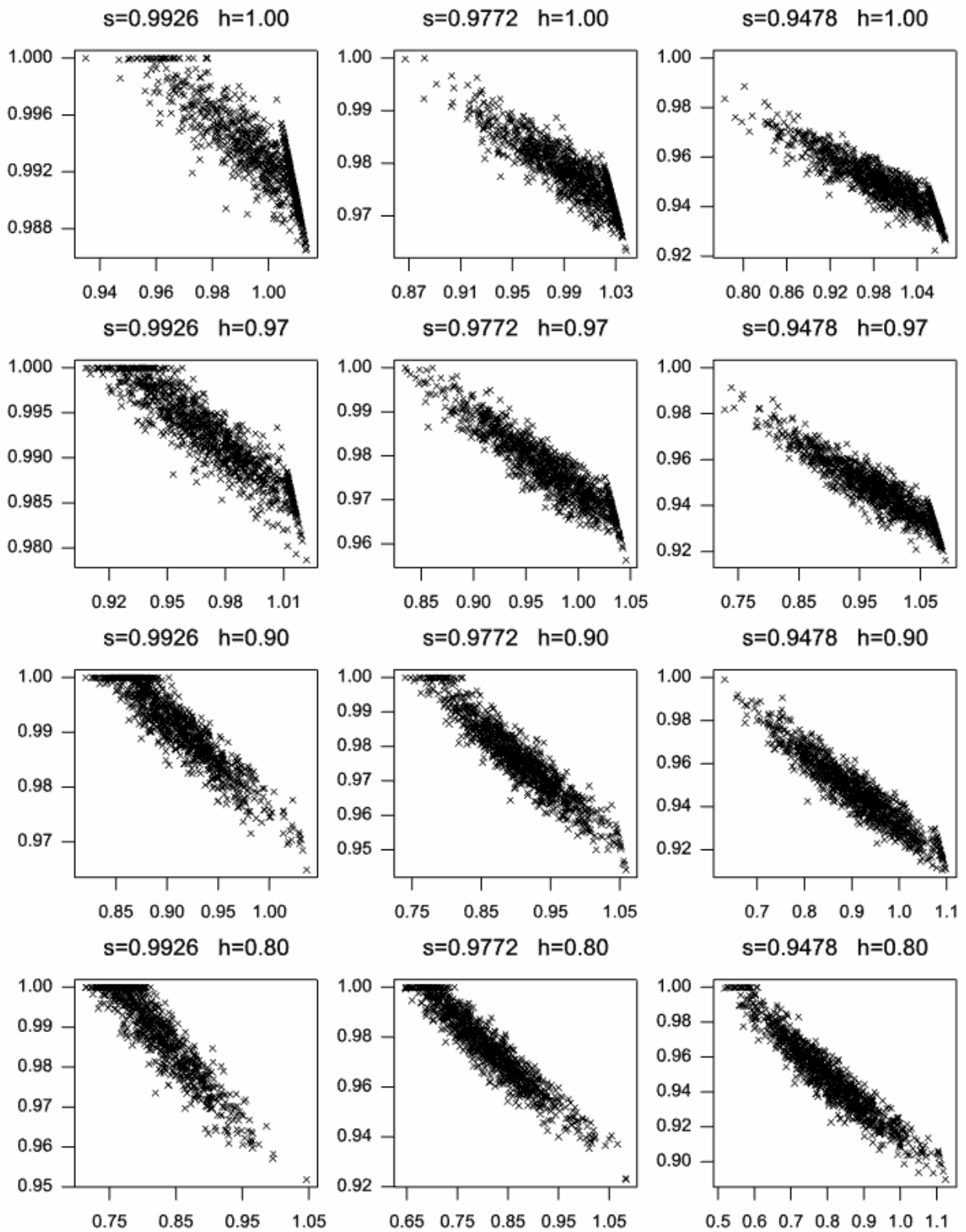
A) Model a. s	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.00324	0.00145	0.00070	0.98238	0.99596	1.04217
s=0.9772 h=1.00	0.00564	0.00266	0.00128	1.05063	1.02587	1.03954
s=0.9478 h=1.00	0.00986	0.00437	0.00219	0.99312	1.00455	0.98989
s=0.9926 h=0.97	0.00685	0.00530	0.00512	1.29156	1.45430	1.47983
s=0.9772 h=0.97	0.00864	0.00594	0.00509	1.20801	1.31770	1.45150
s=0.9478 h=0.97	0.01168	0.00664	0.00533	1.13443	1.30124	1.41764
s=0.9926 h=0.90	0.01879	0.01735	0.01730	1.39354	1.46037	1.45902
s=0.9772 h=0.90	0.01914	0.01744	0.01684	1.42352	1.43468	1.46952
s=0.9478 h=0.90	0.01987	0.01684	0.01611	1.41435	1.44553	1.47872
s=0.9926 h=0.80	0.03630	0.03561	0.03541	1.46478	1.44082	1.44707
s=0.9772 h=0.80	0.03664	0.03465	0.03451	1.43736	1.46162	1.45515
s=0.9478 h=0.80	0.03624	0.03322	0.03294	1.44594	1.47810	1.48064
B) Model b. s	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.00475	0.00291	0.00154	1.11153	1.06126	1.09357
s=0.9772 h=1.00	0.01075	0.00576	0.00300	1.08975	1.04867	1.06836
s=0.9478 h=1.00	0.02065	0.01023	0.00533	1.08231	1.11752	1.07490
s=0.9926 h=0.97	0.00763	0.00467	0.00269	1.06922	1.09870	0.98361
s=0.9772 h=0.97	0.01414	0.00789	0.00399	1.03694	1.02604	1.01719
s=0.9478 h=0.97	0.02426	0.01242	0.00611	1.06195	1.00481	1.05860
s=0.9926 h=0.90	0.01311	0.00731	0.00417	1.04532	0.99648	0.93985
s=0.9772 h=0.90	0.01889	0.01112	0.00594	1.09671	0.95358	0.89330
s=0.9478 h=0.90	0.03027	0.01543	0.00869	1.07130	0.98620	0.85988
s=0.9926 h=0.80	0.02005	0.01070	0.00606	1.02916	0.88905	0.89865
s=0.9772 h=0.80	0.02680	0.01544	0.00819	1.02493	0.94238	0.90917
s=0.9478 h=0.80	0.03995	0.02190	0.01150	1.01011	0.87830	0.83866
C) Model c. s	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.00324	0.00145	0.00070	0.98401	0.99279	1.04061
s=0.9772 h=1.00	0.00565	0.00267	0.00129	1.04844	1.01986	1.03737
s=0.9478 h=1.00	0.00992	0.00439	0.00220	0.98668	1.00101	0.98677
s=0.9926 h=0.97	0.00686	0.00529	0.00512	1.29124	1.45628	1.48076
s=0.9772 h=0.97	0.00863	0.00593	0.00509	1.20565	1.31983	1.45222
s=0.9478 h=0.97	0.01168	0.00664	0.00532	1.13224	1.30127	1.41868
s=0.9926 h=0.90	0.01876	0.01730	0.01726	1.39457	1.46285	1.46123
s=0.9772 h=0.90	0.01911	0.01739	0.01679	1.42363	1.43750	1.47223
s=0.9478 h=0.90	0.01986	0.01678	0.01604	1.41389	1.44840	1.48272
s=0.9926 h=0.80	0.03621	0.03549	0.03530	1.46662	1.44379	1.44961
s=0.9772 h=0.80	0.03654	0.03450	0.03439	1.44015	1.46537	1.45877
s=0.9478 h=0.80	0.03612	0.03306	0.03278	1.44955	1.48300	1.48529
D) Model d. s	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.00478	0.00291	0.00155	1.10503	1.06226	1.09383
s=0.9772 h=1.00	0.01086	0.00581	0.00303	1.08156	1.04228	1.06016
s=0.9478 h=1.00	0.02075	0.01030	0.00541	1.07929	1.11346	1.06879
s=0.9926 h=0.97	0.00764	0.00469	0.00270	1.07433	1.10003	0.97917
s=0.9772 h=0.97	0.01421	0.00792	0.00401	1.03648	1.01854	1.01432
s=0.9478 h=0.97	0.02438	0.01247	0.00613	1.06531	1.00159	1.06005
s=0.9926 h=0.90	0.01313	0.00731	0.00418	1.04444	0.99346	0.93887
s=0.9772 h=0.90	0.01891	0.01110	0.00595	1.10280	0.95813	0.89106
s=0.9478 h=0.90	0.03053	0.01567	0.00876	1.06945	0.97788	0.84899
s=0.9926 h=0.80	0.01997	0.01069	0.00605	1.03458	0.89368	0.90100
s=0.9772 h=0.80	0.02672	0.01549	0.00824	1.02839	0.93961	0.90481
s=0.9478 h=0.80	0.03986	0.02207	0.01162	1.02363	0.87138	0.83255

E) Model b. h	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.02151	0.01506	0.00810	0.82879	0.72065	0.76952
s=0.9772 h=1.00	0.05559	0.03089	0.01669	0.77221	0.72637	0.72719
s=0.9478 h=1.00	0.11208	0.06076	0.03197	0.74372	0.72816	0.71391
s=0.9926 h=0.97	0.04116	0.02654	0.01534	0.79505	0.77742	0.67564
s=0.9772 h=0.97	0.07575	0.04348	0.02257	0.74504	0.70754	0.69750
s=0.9478 h=0.97	0.12871	0.07129	0.03648	0.75485	0.68709	0.70243
s=0.9926 h=0.90	0.07596	0.04200	0.02343	0.74519	0.68643	0.65857
s=0.9772 h=0.90	0.10650	0.06155	0.03342	0.75660	0.66959	0.60527
s=0.9478 h=0.90	0.16308	0.08834	0.04898	0.77763	0.65598	0.58861
s=0.9926 h=0.80	0.11587	0.05730	0.03150	0.68869	0.63112	0.62929
s=0.9772 h=0.80	0.14705	0.08150	0.04221	0.71364	0.63932	0.64147
s=0.9478 h=0.80	0.21323	0.11527	0.06129	0.71667	0.60271	0.55778
F) Model d. h	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.02157	0.01510	0.00811	0.82783	0.72080	0.77094
s=0.9772 h=1.00	0.05617	0.03134	0.01684	0.76661	0.71719	0.72126
s=0.9478 h=1.00	0.11370	0.06149	0.03259	0.73544	0.72238	0.70818
s=0.9926 h=0.97	0.04109	0.02657	0.01536	0.80043	0.77985	0.67125
s=0.9772 h=0.97	0.07616	0.04372	0.02272	0.74471	0.70180	0.69489
s=0.9478 h=0.97	0.13030	0.07190	0.03678	0.75327	0.68371	0.70050
s=0.9926 h=0.90	0.07596	0.04204	0.02348	0.74612	0.68476	0.65875
s=0.9772 h=0.90	0.10676	0.06143	0.03353	0.76029	0.67348	0.60311
s=0.9478 h=0.90	0.16491	0.09019	0.04955	0.77707	0.64760	0.58089
s=0.9926 h=0.80	0.11556	0.05730	0.03151	0.68888	0.63342	0.63064
s=0.9772 h=0.80	0.14704	0.08200	0.04241	0.71732	0.63568	0.63836
s=0.9478 h=0.80	0.21330	0.11629	0.06215	0.72677	0.59713	0.55213

G) Model c. μ_b	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.29869	0.13488	0.06531	0.79257	0.81216	0.81291
s=0.9772 h=1.00	0.32507	0.14639	0.07162	0.80502	0.79848	0.79444
s=0.9478 h=1.00	0.42429	0.17867	0.08654	0.78384	0.80283	0.84055
s=0.9926 h=0.97	0.31495	0.14001	0.06895	0.80507	0.81255	0.81995
s=0.9772 h=0.97	0.34698	0.15593	0.07523	0.80823	0.80385	0.86398
s=0.9478 h=0.97	0.43021	0.18370	0.09553	0.84714	0.82568	0.82359
s=0.9926 h=0.90	0.33881	0.16284	0.08655	0.86480	0.84331	0.78367
s=0.9772 h=0.90	0.37819	0.16702	0.09032	0.90330	0.89089	0.84446
s=0.9478 h=0.90	0.48219	0.19765	0.10953	0.91663	0.90635	0.83304
s=0.9926 h=0.80	0.40564	0.19507	0.12247	1.00038	0.89913	0.83590
s=0.9772 h=0.80	0.45688	0.21240	0.12723	0.96366	0.87180	0.83651
s=0.9478 h=0.80	0.59392	0.25125	0.14625	0.97440	0.88731	0.86935
H) Model d. μ_b	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.29941	0.13508	0.06522	0.79175	0.81071	0.81479
s=0.9772 h=1.00	0.32837	0.14774	0.07196	0.80092	0.79178	0.79054
s=0.9478 h=1.00	0.43115	0.17909	0.08778	0.77245	0.80301	0.83431
s=0.9926 h=0.97	0.31329	0.13842	0.06786	0.81163	0.82154	0.82556
s=0.9772 h=0.97	0.35109	0.15625	0.07527	0.79963	0.80052	0.86488
s=0.9478 h=0.97	0.43147	0.18435	0.09519	0.85367	0.82654	0.82253
s=0.9926 h=0.90	0.33362	0.15229	0.07384	0.87242	0.86907	0.85870
s=0.9772 h=0.90	0.37414	0.16086	0.08081	0.90146	0.90020	0.88287
s=0.9478 h=0.90	0.48142	0.19554	0.10243	0.92978	0.90188	0.83795
s=0.9926 h=0.80	0.39154	0.16740	0.08361	1.01688	0.96887	0.95643
s=0.9772 h=0.80	0.44944	0.18910	0.09300	0.98905	0.91127	0.97195
s=0.9478 h=0.80	0.57015	0.23166	0.11478	1.00525	0.92709	0.94841

I) Model c. σ_b	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.33034	0.12115	0.06073	0.73211	0.78692	0.78587
s=0.9772 h=1.00	0.39836	0.13977	0.06702	0.71858	0.79113	0.75095
s=0.9478 h=1.00	0.54327	0.18095	0.08230	0.74270	0.76610	0.80892
s=0.9926 h=0.97	0.35406	0.13154	0.06220	0.73727	0.77085	0.81493
s=0.9772 h=0.97	0.44187	0.13943	0.07237	0.69150	0.82495	0.77772
s=0.9478 h=0.97	0.55355	0.18602	0.08724	0.83129	0.80575	0.78715
s=0.9926 h=0.90	0.39859	0.14536	0.07150	0.81023	0.81375	0.89244
s=0.9772 h=0.90	0.46500	0.16144	0.08126	0.84532	0.86417	0.83012
s=0.9478 h=0.90	0.61990	0.21497	0.10079	0.86986	0.80571	0.81480
s=0.9926 h=0.80	0.49581	0.18394	0.10099	0.93440	0.84252	0.87092
s=0.9772 h=0.80	0.54177	0.20100	0.10290	0.99057	0.88205	0.93560
s=0.9478 h=0.80	0.70693	0.25964	0.12550	0.94532	0.90719	0.94548
J) Model d. σ_b	01	02	03	04	05	06
s=0.9926 h=1.00	0.33393	0.12120	0.06089	0.72909	0.78631	0.78409
s=0.9772 h=1.00	0.40147	0.14014	0.06698	0.71809	0.79003	0.75093
s=0.9478 h=1.00	0.55178	0.18177	0.08268	0.73700	0.76558	0.80818
s=0.9926 h=0.97	0.35680	0.13127	0.06136	0.73187	0.77075	0.82122
s=0.9772 h=0.97	0.44375	0.13987	0.07195	0.69230	0.82598	0.77933
s=0.9478 h=0.97	0.56065	0.18669	0.08697	0.82788	0.80253	0.79122
s=0.9926 h=0.90	0.40061	0.14248	0.06479	0.80950	0.81762	0.90566
s=0.9772 h=0.90	0.46474	0.15802	0.07528	0.84841	0.87029	0.83734
s=0.9478 h=0.90	0.62622	0.21051	0.09511	0.87494	0.81864	0.83023
s=0.9926 h=0.80	0.48838	0.16192	0.07556	0.93939	0.88965	0.94404
s=0.9772 h=0.80	0.54517	0.18410	0.08166	1.00155	0.91704	0.98371
s=0.9478 h=0.80	0.70956	0.24424	0.10405	0.95441	0.94318	1.01569

Appendix I Parameterschattingen voor s (verticaal) tegen h (horizontaal) voor Simulatie 02 en model d. voor verschillende werkelijke waarden voor s en h zoals in de titel van elke grafiek



Appendix J. Correlaties in Model II

Grutto S				
Correlaties	s	h	μ_b	σ_b
s	1	-0.903	-0.110	-0.168
h	-0.903	1	0.143	0.183
μ_b	-0.110	0.143	1	0.127
σ_b	-0.168	0.183	0.127	1
Kievit S				
Correlaties	s	h	μ_b	σ_b
s	1	-0.912	-0.032	-0.065
h	-0.912	1	0.051	0.068
μ_b	-0.032	0.051	1	0.046
σ_b	-0.065	0.068	0.046	1
Scholekster S				
Correlaties	s	h	μ_b	σ_b
s	1	-0.918	-0.018	0.028
h	-0.918	1	0.037	-0.029
μ_b	-0.018	0.037	1	0.126
σ_b	0.028	-0.029	0.126	1
Tureluur S				
Correlaties	s	h	μ_b	σ_b
s	1	-0.956	-0.244	-0.029
h	-0.956	1	0.242	0.027
μ_b	-0.244	0.242	1	0.167
σ_b	-0.029	0.027	0.167	1

Appendix K. Correlaties in Model III

Grutto zonder extra loglik bijdrage startdatum						
Correlaties	s	h	μ_a	σ_a	μ_b	σ_b
s	1	-0.912	0.053	-0.127	-0.041	-0.056
h	-0.912	1	-0.028	0.129	0.049	0.055
μ_a	0.053	-0.028	1	0.547	-0.241	0.012
σ_a	-0.127	0.129	0.547	1	0.113	-0.065
μ_b	-0.041	0.049	-0.241	0.113	1	-0.012
σ_b	-0.056	0.055	0.012	-0.065	-0.012	1
Grutto met extra loglik bijdrage startdatum						
Correlaties	s	h	μ_a	σ_a	μ_b	σ_b
s	1	-0.902	0.051	-0.086	0.019	-0.064
h	-0.902	1	-0.041	0.079	0.004	0.064
μ_a	0.051	-0.041	1	0.054	-0.083	-0.007
σ_a	-0.086	0.079	0.054	1	0.072	0.004
μ_b	0.019	0.004	-0.083	0.072	1	0.081
σ_b	-0.064	0.064	-0.007	0.004	0.081	1
Kievit zonder extra loglik bijdrage startdatum						
Correlaties	s	h	μ_a	σ_a	μ_b	σ_b
s	1	-0.931	0.088	-0.039	-0.041	-0.044
h	-0.931	1	-0.076	0.040	0.052	0.045
μ_a	0.088	-0.076	1	0.903	-0.110	0.007
σ_a	-0.039	0.040	0.903	1	0.030	-0.008
μ_b	-0.041	0.052	-0.110	0.030	1	-0.036
σ_b	-0.044	0.045	0.007	-0.008	-0.036	1
Kievit met extra loglik bijdrage startdatum						
Correlaties	s	h	μ_a	σ_a	μ_b	σ_b
s	1	-0.902	0.061	-0.020	0.033	-0.044
h	-0.902	1	-0.051	0.021	-0.004	0.052
μ_a	0.061	-0.051	1	0.001	-0.045	-0.017
σ_a	-0.020	0.021	0.001	1	0.001	-0.009
μ_b	0.033	-0.004	-0.045	0.001	1	0.069
σ_b	-0.044	0.052	-0.017	-0.009	0.069	1
Scholekster zonder extra loglik bijdrage startdatum						
Correlaties	s	h	μ_a	σ_a	μ_b	σ_b
s	1	-0.945	0.014	-0.052	-0.046	0.002
h	-0.945	1	-0.006	0.054	0.057	-0.002
μ_a	0.014	-0.006	1	0.961	-0.053	-0.022
σ_a	-0.052	0.054	0.961	1	0.048	-0.044
μ_b	-0.046	0.057	-0.053	0.048	1	0.050
σ_b	0.002	-0.002	-0.022	-0.044	0.050	1
Scholekster met extra loglik bijdrage startdatum						
Correlaties	s	h	μ_a	σ_a	μ_b	σ_b
s	1	-0.927	0.061	-0.085	0.035	0.013
h	-0.927	1	-0.047	0.085	-0.003	-0.004
μ_a	0.061	-0.047	1	0.023	-0.074	-0.039
σ_a	-0.085	0.085	0.023	1	0.006	-0.050
μ_b	0.035	-0.003	-0.074	0.006	1	0.227
σ_b	0.013	-0.004	-0.039	-0.050	0.227	1

Tureluur zonder extra loglik bijdrage startdatum						
Correlaties	s	h	μ_a	σ_a	μ_b	σ_b
s	1	0.044	0.920	0.912	-0.077	-0.089
h	0.044	1	0.000	0.000	0.000	0.000
μ_a	0.920	0.000	1	0.683	-0.272	-0.023
σ_a	0.912	0.000	0.683	1	0.108	-0.134
μ_b	-0.077	0.000	-0.272	0.108	1	-0.073
σ_b	-0.089	0.000	-0.023	-0.134	-0.073	1
Tureluur met extra loglik bijdrage startdatum						
Correlaties	s	h	μ_a	σ_a	μ_b	σ_b
s	1	-0.087	0.002	-0.008	-0.001	0.000
h	-0.087	1	0.000	0.001	0.000	0.000
μ_a	0.002	0.000	1	0.099	-0.109	0.007
σ_a	-0.008	0.001	0.099	1	0.146	-0.011
μ_b	-0.001	0.000	-0.109	0.146	1	0.016
σ_b	0.000	0.000	0.007	-0.011	0.016	1