

## Missen is gissen. Ontbrekende tellingen in vogelmeetnetten

Missing counts in bird monitoring programs

ARCO VAN STRIEN & JEROEN PANNEKOEK

Het lijkt eenvoudig om de verandering in de aantallen van een bepaalde soort te volgen: je telt elk jaar de broedgevallen in een aantal vaste telgebieden van een soort en na verloop van enige jaren weet je hoe sterk deze soort achteruitgaat dan wel vooruitgaat. Maar in de praktijk ontbreken er vaak veel tellingen, waardoor het niet zo eenvoudig is om trends te bepalen.

Bij veel meetnetten zijn vrijwilligers ingeschakeld, zoals bij de meetnetten die SOVON landelijk organiseert. Veel tellers houden op een gegeven moment op met de jaarlijkse metingen of gaan in een ander gebied tellen. Nieuwe waarnemers kiezen vaak een nieuw telgebied. Uitval van telgebieden zorgt voor ontbrekende tellingen, maar ook nieuwe telgebieden dragen daaraan bij. Iemand die pas in 1997 met een nieuw telgebied begint heeft immers geen tellingen uit de periode ervoor.

Door de ontbrekende waarden zijn de jaren onderling niet zonder meer te vergelijken, en kunnen er gemakkelijk foute conclusies over aantalsontwikkelingen worden getrokken. Het omgaan met ontbrekende waarden vergt het gebruik van een geschikte analysetechniek. Hier beschrijven we een methode die is ontwikkeld voor de analyse van tijdreeksen van aantalsgegevens met veel ontbrekende tellingen, waarmee jaarlijkse indexcijfers en trends kunnen worden bepaald. Een en ander wordt toegelicht aan de hand van broedvogelgegevens over de Boomleeuwerik.

### Bestaande indexmethoden

Er zijn verschillende methoden voorhanden om indexcijfers te berekenen. Deze methoden leveren hetzelfde resultaat op als er geen ontbrekende tellingen zijn, maar gaan anders om met ontbrekende tellingen. De klassieke manier om aantalsmetingen met ontbrekende waarden aan te pakken bij vogelmeetnetten is de zogenaamde *kettingindex*. Daarbij wordt de verandering van het eerste jaar op het volgende jaar bepaald door alleen de telgebieden te vergelijken die in zowel het eerste als het tweede

jaar zijn geteld. De veranderingen van jaar 2 op jaar 3 worden bepaald met behulp van alleen de telgebieden die zowel in jaar 2 als jaar 3 zijn geteld enzovoort. Vervolgens worden alle veranderingen van jaar-op-jaar aan elkaar gekoppeld. De ontbrekende waarden worden hiermee als het ware ontlopen, maar bij het vergelijken van jaar 1 en 2 kan het dus om heel andere telgebieden gaan dan bij het vergelijken van jaar 10 en 11. Deze methode is gemakkelijk uit te voeren, en is daarom nog steeds in gebruik, maar ook riskant. Het afbreken van tellingen kan namelijk leiden tot kunstmatige trends (zie ter Braak *et al.* 1994).

Om dat risico te vermijden zijn diverse organisaties al een aantal jaren geleden overgestapt op betere methoden, met name de zogenaamde *Mountford-index* en de *Underhill-index* (zie ter Braak *et al.* 1994; Underhill & Prys-Jones 1994). Voor beide bestaan aparte computerprogramma's. Bij deze methoden worden ontbrekende waarden bijgeschat aan de hand van de veranderingen in de wel getelde gebieden. Daardoor zijn de jaren in principe weer goed met elkaar te vergelijken en is er geen of amper risico van kunstmatige trends. De vraag is echter in hoeverre de bijschattingen kloppen. De *Mountford-index* en de *Underhill-index* gaan er beide vanuit dat alle telgebieden dezelfde veranderingen vertonen. Dat is echter een discutabele aanname; immers in de ene regio kan een soort vooruitgaan, en in een andere regio niet. Het zou mooier zijn als de bijschattingen met regio of habitatype en dergelijke rekening zouden kunnen houden.

Dat was voor ons de reden om over te stappen op een nieuwe aanpak: een indexmethode gebaseerd op *Poisson-regressie*. Deze methode is in wezen identiek aan de *Underhill-index*, maar geeft veel meer mogelijkheden en de rekenwijze is veel sneller (ter Braak *et al.* 1994). De theorie van *Poisson-regressie* is beschreven in McCullagh & Nelder (1989) en Oude Voshaar (1994). *Poisson-regressie*, ook wel *loglineaire regressie* geheten, is beschikbaar in diverse statistische pakketten, zoals in SAS en

GENSTAT (zie Goedhart 1998). Daarnaast is er het computerprogramma TRIM (TRends and Indices for Monitoring data) van het CBS, waarvoor geen statistisch pakket nodig is en dat gemakkelijk is te gebruiken (Pannekoek & van Strien 1998). Hieronder gaan we dieper op de principes van Poisson-regressie in, zoals dat met TRIM kan worden aangepakt.

Tabel 1. Theoretisch voorbeeld van het bijschatten van ontbrekende waarden. A) zonder ontbrekende tellingen. B) met 2 ontbrekende tellingen. 0 = verwachte waarde afgeleid uit de randtotalen. *Theoretical example of the imputation of missing values. A) without missing values. B) with 2 missing values. () = expected value derived from the table margins.*

Telgebied <i>Area</i>	Jaar <i>Year</i>				
	1	2	3	4	5
A					
1	20	10	8	2	3
2	20	10	12	3	2
3	16	8	10	3	3
4	8	4	6	6	5
5	10	5	7	7	8
Som <i>Sum</i>	74	37	43	21	21
Index	100	50	58	28	28
B					
1	20	10	8	2	3
2	20	10	12	3	2
3	16	(7.5)	10	3	3
4	8	4	6	(2.4)	5
5	10	5	7	7	8
Som <i>Sum</i>	74	36	43	17	21
Index	100	50	58	28	28

### Theoretisch voorbeeld

*Verwachte waarden berekenen* Om toe te lichten hoe met ontbrekende waarden wordt omgegaan, bespreken we eerst een theoretisch voorbeeld. Dat betreft tijdreeksen in vijf telgebieden die vijf jaar zijn geteld. Stel dat er geen enkele telling ontbreekt (tabel la), en dat telgebied 1, 2 en 3 in een andere regio liggen dan telgebied 4 en 5. Om een totaalbeeld te verkrijgen, worden de aantallen van een soort opgeteld over alle telgebieden voor elk jaar

afzonderlijk. Telgebieden met hoge aantallen tellen dan zwaarder mee dan telgebieden met lage aantallen. Om indexcijfers samen te stellen, wordt een bepaald jaar als basis gekozen waarna de som van de aantallen in dat jaar op 100 wordt gesteld. De aantallen in de andere jaren worden daarna gerelateerd aan het gekozen basisjaar. Daardoor is het verloop in de tijd gemakkelijker te bekijken en zijn de veranderingen van diverse soorten onderling gemakkelijker te vergelijken.

Stel vervolgens dat er tellingen ontbreken (tabel lb). Nu is er geen index meer te bepalen door de som te nemen van alle telgebieden, tenzij de ontbrekende waarden eerst op de een of andere wijze worden bijgeschat. De bijschatting (ook wel imputatie genoemd) kan gebeuren door voor de ontbrekende telling de *verwachte* waarden te bepalen aan de hand van de wel uitgevoerde tellingen. De verwachte waarde in een bepaald telgebied in een bepaald jaar is te bepalen uit het effect van het betreffende telgebied en het betreffende jaar en kan worden berekend uit de randtotalen van de tabel, net als gebeurt bij het uitvoeren van een chi-kwadraattoets bij een kruistabel. De aanname hierbij is dat de aantallen in alle telgebieden dezelfde veranderingen vertonen van jaar-op-jaar. We zetten vervolgens de verwachte waarden in de tabel alsof het echte tellingen zijn. De randtotalen veranderen daardoor, maar uit de nieuwe randtotalen zijn vervolgens weer opnieuw verwachte waarden te berekenen enzovoort. Na enige herberekeningen ontstaat een verwachte waarde voor een ontbrekende telling die niet meer verandert en dat is dan de bijschatting (zie de getallen tussen haakjes). Alle cijfers samen per jaar vormen weer de indexcijfers, door de jaarcijfers te sommeren over alle telgebieden.

*Covarianten* De eerste bijschatting komt aardig overeen met het oorspronkelijke cijfer (7.5 in plaats van 8; zie tabel lb), maar het andere cijfer past slecht (2.4 in plaats van 6). Een nadere beschouwing van de tabel leert dat dat komt doordat alle vijf de telgebieden worden gebruikt voor de bijschatting, terwijl de veranderingen in gebied 4 en 5 (die bijvoorbeeld in een andere regio liggen) anders verlopen. De aanname van gelijke veranderingen van jaar-op-jaar in alle telgebieden gaat dus niet op. We kunnen de bijschatting verbeteren door de eerste drie gebieden bij de berekeningen apart te houden van de laatste twee. Dat levert een bijschatting van 5.4 in plaats van 2.4, een waarde die veel dichterbij de oorspronkelijke 6. Ook de indexen zijn nu weer dichterbij die van tabel 1a. Dit model is een model waarbij een zogeheten covariant wordt gehanteerd, in

dit geval regio.

*Toetsen* We kunnen met een toets uitdrukken in hoeverre de ontbrekende waarden te vertrouwen zijn, bijvoorbeeld met een chi-kwadraattoets. Een andere veel gebruikte toets is de Deviancetoets, of Loglikelihood-ratio-test. Als het aantal in een telgebied een ander verloop heeft van jaar-op-jaar dan de overige telgebieden, is de verwachtingswaarde anders dan het getelde aantal en dat komt in de Deviance tot uiting. Als deze toets een significant resultaat oplevert, wil dat zeggen dat de tellingen slecht passen bij de uit de randtotalen afgeleide verwachte waarden. En omdat de bijschattingen uit de randtotalen zijn afgeleid, zijn deze schattingen dus twijfelachtig van kwaliteit. De indexcijfers, die de som zijn van de werkelijke tellingen en de bijschatte tellingen zijn dan niet zonder meer te vertrouwen. De gebruiker moet dan op zoek naar een model dat de tellingen beter beschrijft, zodat ook de bijschattingen geloofwaardiger worden, en daarmee de indexcijfers.

De berekende Deviance bij het gebruik van alle vijf gebieden voor beide bijschattingen in tabel Ib is 20.6; met 16 vrijheidsgraden is de bijbehorende overschrijdingskans (p-waarde) 0.19. De toets, en dus het verschil tussen tellingen en de uit de randtotalen afgeleide verwachte waarden, is niet significant (dat zou het geval zijn als p kleiner is dan 0.05), en het model wordt niet verworpen. Het uitgebreidere model, met onderscheid in de twee deelsets, past echter veel beter bij de gegevens. Dat model levert een veel kleiner Deviance op, van 1.86 en een bijpassende p van 0.99. In de praktijk moet je zoeken naar factoren zoals regio of begroeiingstype of beheersregime die goed het verschil in veranderingen tussen telgebieden kunnen beschrijven, zodat er zinvolle deelsets zijn samen te stellen. Kennis over de soorten is dus van groot belang om tot betere indexcijfers te komen! Overigens is het natuurlijk ook uit het oogpunt van soortbescherming nuttig om de effecten van allerlei factoren op de aantalsontwikkelingen na te gaan.

De Deviancetoets gaat uit van Poisson-verdeelde aantallen. De aantallen zijn in werkelijkheid echter niet steeds Poisson verdeeld; zo kunnen soorten ook geclusterd voorkomen, zoals koloniebroeders. Dit heeft tot gevolg dat de variantie van de aantallen groter is dan wat volgens de Poisson-verdeling zou gelden. Daarmee is rekening te houden door de mate van afwijking van de Poisson-variantie te schatten en vervolgens voor deze zogenaamde overdispersie te corrigeren.

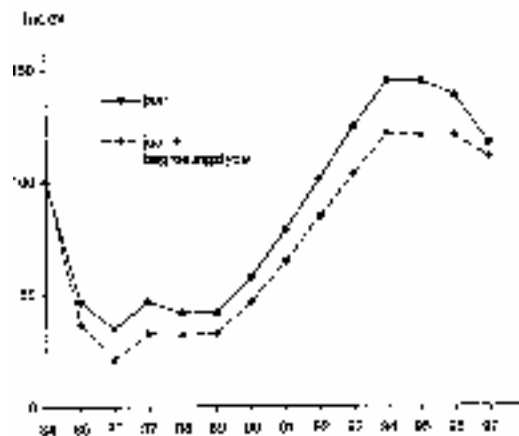
*Principes* We hebben nu achtereenvolgens twee verschillende modellen gehanteerd om verwachte waarden te bepalen: het jaareffectenmodel, waarbij per jaar (en per telgebied) de verwachte waarde is berekend en een uitgebreider model dat jaareffecten beschrijft die anders zijn per deelset van telgebieden.

Hiermee zijn de belangrijkste principes bij de ontwikkelde indexmethode aangegeven:

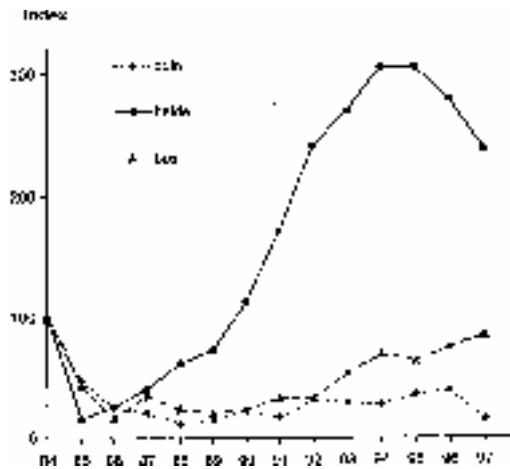
1) Ontbrekende tellingen worden bijgeschat aan de hand van informatie van andere telgebieden en tellingen in andere jaren. Zo worden elk jaar alle telgebieden meegenomen in de indexberekening, geteld of niet geteld;

2) Om ontbrekende waarden goed bij te schatten is een model nodig dat de data goed beschrijft. Een ander model levert andere bijschattingen en daarmee ook andere indexen. Alleen als er weinig ontbrekende waarden zijn, doet het gebruikte model er niet zoveel toe; bij veel ontbrekende waarden wordt een goed passend model echter steeds belangrijker voor de indexcijfers;

3) Het gaat om de veranderingen in de totale aantallen. Logaritmische transformatie van de tellingen wordt bij Poisson-regressie vermeden. Daardoor zijn er veel minder problemen met nul-tellingen in de tabellen (zie hierover ook Oude Voshaar 1994).



Figuur 1. Indexcijfers bij toepassing van een model met jaareffecten en een model met jaareffecten per begroeiingstype op tijdreeksen van de Boomleeuwerik. *Indices of Wood lark (Lullula arborea), based on a model with year effects and a model with year effects per habitat type.*



Figuur 2. Indexcijfers (bij toepassing van jaareffectenmodel) van de Boomleeuwerik voor drie afzonderlijke begroeiingstypen. *Indices of Wood lark in three different habitat types, based on a model with year effects.*

## Boomleeuwerik

*BMP* In het volgende voorbeeld bespreken we ook nog andere modellen. Dat voorbeeld betreft cijfers van de Boomleeuwerik van het broedvogelmeetnet (BMP) van SOVON, waarin veel tellingen van vogelwerkgroepen en anderen zijn opgenomen. Het BMP loopt sinds 1984; jaarlijks worden circa 400 telgebieden van gemiddeld circa 50 ha geteld met een vaste telmethode (van Dijk 1996). Veel oude plots worden niet meer geteld en veel nieuwe plots zijn erbij gekomen, waardoor het totale aantal routes dat ooit is geteld al ver over de 1000 is. Het aantal ontbrekende waarden in het BMP is meer dan 50%. De Boomleeuwerik komt voor op open plekken met enige bomen en struiken in duingebieden, heide en bossen. De soort is niet erg algemeen, maar is toch in totaal op 145 routes in het BMP aangetroffen, waarin 60% ontbrekende waarden voorkomen over die jaren samen. Dat is een aanzienlijk aantal ontbrekende tellingen, en voorzichtigheid is daarom geboden.

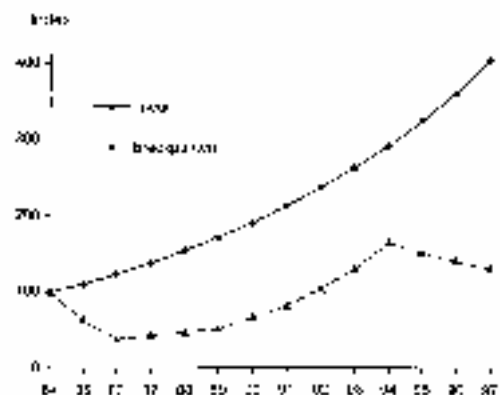
*Modellen met jaareffecten* Als we alle 145 telgebieden samen nemen, en de ontbrekende tellingen bijschatten met een model met jaareffecten, blijkt het volgende (figuur 1). Het aantal daalt tussen 1984 en 1986 flink, en stijgt daarna tot indexwaarden van rond de 120-140 in de laatste jaren. Dat houdt in dat de soort met 20-40% is toegenomen sinds 1984. De Deviancetoets geeft aan dat het model goed past bij de data ( $P = 0.99$ ; zie tabel 2), en een stuk beter dan

het zogenaamde nulmodel (het model waarin verondersteld wordt dat er geen enkele verandering van jaar-op-jaar optreedt). De ontwikkelingen in de duinen, bossen en heide zijn echter behoorlijk verschillend (figuur 2). Met name op de heide is er een grote toename, terwijl het aantal in de duinen gedecimeerd is. Het model dat onderscheid maakt tussen begroeiingstypen (dus met een covariant erbij) past daarom nog beter dan een jaareffectenmodel (zie de laatste twee regels in tabel 2). De bijbehorende indexwaarden stijgen dan minder; de index ligt de laatste jaren rond de 115; een toename dus van 15% (figuur 1). Dat komt doordat de toename in de heide-gebieden nu geen invloed meer heeft op de bijschattingen van ontbrekende tellingen in bos en duin. Eens te meer zien we dus dat de toepassing van een ander model invloed heeft op de resultaten. Het verschil in indexwaarden is hier circa 20%; bij een soort waarbij de modellen slechter passen kan het verschil in indexwaarden tussen de modellen echter veel groter zijn.

*Modellen met lineaire trends* Het model met jaareffecten per begroeiingstype vergt veel data. Als er weinig gegevens zijn van een soort bijvoorbeeld wanneer er in bepaalde jaren niet of nauwelijks tellingen zijn verricht, is zo'n model niet toe te passen. Dan is het nog mogelijk om de toevlucht te nemen tot een eenvoudiger model. Zo'n model kan inhouden dat er slechts één veranderingsfactor wordt geschat over de gehele periode, in plaats van voor elk jaar afzonderlijk zoals bij het al behandelde jaareffectenmodel. Dat levert het zogenaamde lineaire model op (figuur 3), waarbij de ontbrekende waarden worden afgeleid uit de algehele lineaire trend in het aantal in de tijd (nauwkeuriger: het gaat om de logaritme van het aantal; als de lijn in figuur 3 logaritmisches wordt uitgezet, dan ontstaat een rechte lijn). De Boomleeuwerik gaat bij toepassing van dit model zeer sterk vooruit, maar de Deviance is groter dan bij het jaareffectenmodel (tabel 2); dit model past minder goed dan de modellen van figuur 1.

Vaak is zo'n lineaire trend over een lange periode weinig realistisch. Het is daarom vaak beter om te werken met een breekpuntenmodel of knikmodel; dat is een model dat lineair is over korte perioden van jaren; dat model zit tussen het lineaire model en het jaareffectenmodel in. Het aantal breekpunten in het model kan variëren van één (valt dan samen met het lineaire model) tot aan het aantal jaren van de reeks minus het laatste jaar (valt dan samen met het jaareffectenmodel). Bij de Boomleeuwerik zijn lineaire en breekpuntenmodellen niet nodig, want er

zijn voldoende gegevens voor een jaareffectenmodel. Maar het breekpuntenmodel kan ook helpen om de echte veranderingen zichtbaar te maken door alleen de significante breekpunten aan te houden. Bij de Boomleeuwerik blijkt het dan te gaan om vier deelperioden (figuur 3): van 1984 tot 1986 is er een sterke afname die aan de invloed van strenge winters kan worden toegeschreven; tussen 1986 en 1989 neemt de soort niet of nauwelijks toe. Van 1989 tot 1994 is er een zeer sterk herstel, terwijl er na 1994 weer een afname optreedt. Dit breekpuntenmodel past ook behoorlijk goed (tabel 2), en is vervolgens weer uit te breiden met begroeiingstypen of andere covarianten.



Figuur 3. Indexcijfers bij toepassing van een lineair model (vaste verandering van jaar-op-jaar) en een model met breekpunten (verandering anders per deelperiode) op tijdreeksen van de Boomleeuwerik. *Indices of Wood lark, based on a linear model (similar change from one year to the next year) and a model with change points (different change in parts of the period studied).*

Tabel 2. Toepassing van een aantal verschillende modellen op tijdreeksen van de Boomleeuwerik (n = 145 BMP-plots), van eenvoudige modellen tot uitgebreide modellen. *Application of several models to time series of the Wood lark.*

Model	Deviance (met aantal vrijheidsgraden) (with degrees of freedom)	P
Geen verandering van jaar-op-jaar (nulmodel) <i>No changes from year to year</i>	737 (656)	0.01
Vaste verandering van jaar-op-jaar in de gehele meetperiode (lineair model) <i>Fixed change from year to year during entire period</i>	627 (655)	0.77
Verandering van jaar-op-jaar anders per deelperiode (model met breekpunten) <i>Changes different per sub-period</i>	560 (652)	0.99
Verandering van jaar-op-jaar anders per jaar (model met jaareffecten) <i>Changes different per year</i>	555 (643)	0.99
Verandering van jaar-op-jaar anders per jaar en per begroeiingstype (model met jaareffecten per covariantklasse) <i>Changes different per year and per habitat type</i>	469 (617)	1.00

## Mogelijkheden van TRIM

Alle hierboven besproken modellen zijn in het programma TRIM voorhanden. Behalve de Deviantcetoets zijn Waldtoetsen in TRIM beschikbaar om te toetsen of trends in de tijd significant zijn, en of de veranderingen verschillen tussen bijvoorbeeld begroeiingstypen. Verder geeft TRIM schattingen voor relevante parameters per model, zoals de trend

over een reeks van jaren, met standaardfouten. Ook is het mogelijk om bepaalde tellingen zwaarder te laten wegen dan andere tellingen, om daarmee bijvoorbeeld te corrigeren voor de onderbemonstering van bepaalde begroeiingstypen of regio's. Dat biedt een goede mogelijkheid om te corrigeren voor het teveel aan telgebieden in duinen en loofbossen in het BMP, en het tekort aan telgebieden in bijvoorbeeld naaldbossen (zie Verstrael *et al.* 1990).

Verder biedt TRIM de mogelijkheid om de afhankelijkheid van tellingen in de tijd mee te nemen bij de modellen. Deze zogenaamde autocorrelatie wordt vaak genegeerd bij de analyse van meetnetgegevens, met als gevolg een onjuiste bepaling van de nauwkeurigheid (standaardfout) van de indexen. Wie niet met indexcijfers wil werken, maar liever met totale aantallen of met dichtheids-cijfers, kan werken met de geschatte aantallen per telgebied en over alle telgebieden samen.

Veel van deze mogelijkheden zijn tegenwoordig in statistische pakketten voorhanden (zie bijvoorbeeld Goedhart 1998); dat vereist dan wel enige handigheid met zo'n pakket. Een beperking van TRIM is dat er (nog) geen maandeffecten binnen jaren kunnen worden bepaald waarmee ontbrekende waarden van bepaalde maanden kunnen worden geschat; dat kan wel bij de Underhill-index.

### Tellen beter dan gissen

Het bij-schatten van gemiste tellingen met behulp van een statistische methode is een lapmiddel. Het is beter om zo min mogelijk tellingen te missen, bijvoorbeeld door nieuwe tellers op opengevallen telgebieden in te zetten. Maar als er ontbrekende waarden optreden, is het zaak daarmee met beleid om te gaan, met name als het er veel zijn. Het is dan nodig om de statistische modellen te zoeken die de ontbrekende tellingen zo goed mogelijk schatten.

*Dankwoord* De auteurs danken Ward Hagemeyer, Joep de Leeuw, Adriaan Gmelig Meyling en Roel Meijer voor goede suggesties om het artikel te verbeteren. Cajo ter Braak (DLO-CPRO) zette ons enige jaren geleden op het spoor van Poisson-regressie.

Het programma TRIM is vrij verkrijgbaar bij het CBS (aanvragen via [asin@cbs.nl](mailto:asin@cbs.nl)). Het draait onder Windows 95.

### Summary

Missing counts in monitoring schemes hamper the assessment of yearly indices and trends. Several index methods exist that cope with incomplete data. The currently most powerful method to estimate missing counts is Poisson regression (or loglinear regression). This method is available in several statistical packages and in the freeware computer program TRIM. It allows the testing and comparing of different statistical models. A simple model is the linear model by which missing counts are being estimated as if a linear trend occurs across all years.

A more extensive model is the year effect model by which missing counts are being estimated from the yearly changes in other sites. The estimation of missing counts can be further improved by including environmental factors as covariates into the models. Poisson regression is suitable to deal with some other difficulties inherent in monitoring data as well, such as serial correlation, undersampling of particular strata and deviations from the Poisson distribution.

### Literatuur

- Ter Braak C.J.F., Van Strien A.J., Meijer R. & Verstrael T.J. 1994. Analysis of monitoring data with many missing values: which method? *In* E.J.M. Hagemeyer & T.J. Verstrael (eds.), *Bird Numbers 1992. Distribution, monitoring and ecological aspects. Proceedings of the 12th International Conference of IBCC and EOAC, Noordwijkerhout, The Netherlands. Statistics Netherlands, Voorburg/ Heerlen & SOVON, Beek-Ubbergen*, p. 663-673.
- Van Dijk A.J. 1996. Broedvogels inventariseren in proefvlakken. Handleiding Broedvogel Monitoring Project (BMP). SOVON Vogelonderzoek Nederland, Beek-Ubbergen.
- Goedhart P.W. 1998. The analysis of wildlife monitoring data using GENSTAT. IBN-rapport 98/2, Wageningen.
- McCullagh P. & Nelder J.A. 1989. *Generalized Linear Models*. 2nd edition. Chapman & Hall, London.
- Oude Voshaar, J.H. 1994. *Statistiek voor onderzoekers*. Wageningen Pers, Wageningen.
- Pannekoek J. & Van Strien, A. 1998. TRIM 2.0 for Windows. (TRENDS and INDICES for Monitoring data). Centraal Bureau voor de Statistiek, Voorburg/Heerlen.
- Underhill, L.G. & Prys-Jones R. P. 1994. Index numbers for waterbirds. I. Review and methodology. *Journal of Applied Ecology* 31: 463-480.
- Verstrael, T., Meijer, R. & Daemen, B. 1990. Hoe goed is de BMP-steekproef? *Limosa* 63: 153-160.

*Arco van Strien en Jeroen Pannekoek,  
Centraal Bureau voor de Statistiek  
Postbus 4000  
2270 JM  
Voorburg*

Aanvaard voor opname 29 december 1998