

RIJKSINSTITUUT VOOR VOLKSGEZONDHEID EN MILIEU
BILTHOVEN

Rapport nr. 715001006

**Het modelleren van de effecten van natuurbeheer
ten behoeve van MOVE**

B. Oosterbeek, J.R.M. Alkemade, J. Wiertz
H.F. van Dobben¹, G.W.W. Wamelink¹

december 1997

¹ DLO-Instituut voor Bos- en Natuuronderzoek (IBN-DLO)

Dit onderzoek werd verricht in opdracht en ten laste van het Directoraat-Generaal Milieubeheer, Directie Drinkwater, Water en Landbouw, en de Directie van het RIVM, in het kader van de projecten Verdroging nr. 715001 en Milieu en Natuur nr. 408657.

Rijksinstituut voor Volksgezondheid en Milieu (RIVM), Postbus 1, 3720 BA Bilthoven,
telefoon: 030 - 274 91 11, fax: 030 - 274 29 71

949576

VOORWOORD

In het kader van de Natuurplanner is door het RIVM en het IBN-DLO onderzocht hoe de effecten van natuurbeheer op de vegetatie binnen het vegetatiemodel MOVE gemodelleerd kunnen worden. Het IBN-DLO heeft daarvoor indicatiewaarden voor maaigevoeligheid opgesteld. Het RIVM heeft de kalibratie van deze indicatiewaarden uitgevoerd en het concept voor implementatie van natuurbeheer in MOVE aangeleverd. Dit project is gefinancierd vanuit project nr. 715001 “Verdroging” en project nr. 408657 “Milieu en Natuur”.

VERZENDLIJST

1. Directeur van de DGM-directie Drinkwater, Water en Landbouw: drs. G.J.A. Al
2. Directeur van de DGM-Directie Bestuurszaken drs. J.A. van Staalduine
3. Directeur van de DGM-Directie Bodem mr. A.B. Holtkamp
4. Plv. Directeur Generaal Milieubeheer, dr.ir. B.C.J. Zoeteman
5. dr. A. Barendregt (vakgroep Milieukunde, UU)
6. drs. F. Bekhuis (Prov. Gelderland)
7. Prof. dr. F. Berendse (vakgroep TON, LUW)
8. drs. A. Bertoen (IKC-N)
9. drs. C. Bisseling (IKC-N)
10. drs. F.A.M. Claessen (DBW, RIZA)
11. drs. J. Clausman (provincie Zuid-Holland)
12. drs. L. van Campen (DGM/DWL)
13. drs. R. van Diggelen (vakgroep plantenoecologie, RUG)
14. drs. A. Don (LNV-dir. Natuur)
15. drs. R. During (SC, DLO)
16. drs. R. van Ek (DBW, RIZA)
17. drs. A. Eijls (DGM-SVS)
18. drs. T. Garretsen (DBW, RIZA)
19. dr. A.P. Grootjans (vakgroep plantenoecologie, RUG)
20. drs. W.B. Harms (SC, DLO)
21. dr. G. Heil (vakgroep Botanische Oecologie, UU)
22. prof.dr. E. Hennipman (IPTS bv)
23. drs. N van Heijst (SBB centraal)
24. drs. Y. Hoogeveen (SC-DLO)
25. dr. E. de Hullu (SBB)
26. drs. A.J.M. Jansen (KIWA)
27. ir. H. Kamphuis (RPD,ROP)
28. drs. R.H. Kemmers (SC, DLO)
29. dr. J. Klijn (SC, DLO)
30. drs. J. Kros (SC, DLO)
31. drs. C.B.F. Kuijpers (DGM, B)
32. drs. W. Lammers (IKC-N)
33. ir. E. Martijn (RIZA)
34. dr. D. Melman (LNV Noord-Holland)
35. drs. A. Meuleman (KIWA)
36. dr. R. van der Meijden (Rijksherbarium)
37. drs. W. Nieuwenhuis (prov. Noord-Holland)
38. dr. H. Olff (vakgroep TON, LUW)
39. dr. D. Prins (IBN-DLO)
40. dr. R. Reijnen (IBN-DLO)
41. drs. R. de Ridder (DLG centraal Utrecht)
42. dr. J.G.M. Roelofs (vakgroep Oecologie, KUN)
43. drs. M. Rijken (prov. Gelderland)
44. drs. J. Runhaar (SC-DLO)
45. dr. A.B.J. Seepers (IBN-DLO)
46. drs. J.W. Siffels (Provincie Noord-Holland)
47. ir. M. Simons (DGM,B)
48. dr.ir. H. Smit (IKC-N)
49. dr. A. van Strien (CBS)
50. dr. B.F. van Tooren (Natuur Monumenten)
51. ir. J.F.M. van Vliet (DGM, DWL)
52. dr. F. Vera (LNV-BSB)
53. dr. J.T.A. Verhoeven (vakgroep Botanische Oecologie, UU)
54. dr. H.J.P.A. Verkaar (IBN,DLO)
55. dr. M. Wassen (vakgroep Milieukunde, UU)
56. Prof.dr. V. Westhoff
57. dr. G. van Wirdum (IBN, DLO)
58. dr. J.H. Willems (vakgroep Botanische Oecologie, UU)
59. ir. J.P.M. Witte (vakgroep Waterhuishouding, LUW)
60. dr. F.J. Zadelhoff (IKC, NBLF)
61. dr. A.N. van der Zande (SC-DLO)
62. Depôt van Nederlandse Publicaties en Nederlandse Bibliografie
63. Directie Rijksinstituut voor Volksgezondheid en Milieu

-
64. prof.ir. N.D. van Egmond
 65. drs. L.H.M. Kohsiek
 66. ir. F. Langeweg
 67. ir. R. van den Berg
 68. ing. G.P. Beugelink
 69. ir. K. Beurskens
 70. ir. A.H.M. Bresser
 71. drs. B.J.E. ten Brink
 72. prof.dr. H.J.P. Eijsackers
 73. dr.ir. J.J.M. van Grinsven
 74. drs. A. van der Giessen
 75. ir. M. de Heer
 76. dr. A. van Hinsberg
 77. dr. R. Leemans
 78. dr. L. van Liere
 79. drs. W. Ligtoet
 80. drs. R.J.M. Maas
 81. drs. R. Meijers
 82. drs. J.G. Nienhuis
 83. drs. R. Reiling
 84. dr. W. Slooff
 85. drs. R.J. van de Velde
 86. drs. R. Wortelboer
 87. Hoofd Bureau Voorlichting en Public Relations
 - 88-95 auteurs
 - 96 Bibliotheek IBN-DLO
 - 97 Bibliotheek RIVM
 - 98 Bibliotheek LWD/ECO
 - 99 Bibliotheek LBG
 - 100-110 Reserve exemplaren DGM
 - 111 Bureau Rapportenregistratie
 - 111-130 Bureau Rapportenbeheer
 - 130-150 ter verspreiding door IBN-DLO

INHOUDSOPGAVE

	blz.
VOORWOORD	3
VERZENDLIJST	4
ABSTRACT	7
SAMENVATTING	8
1. Inleiding	9
1.1 Het kader van SMART-MOVE	9
1.2 Aspecten van beheer	9
1.3 Het modelleren van beheer	13
1.4 De implementatie van beheer in SMART-MOVE	14
2. Gegevens en methoden	16
2.1 Kalibratie van beheer	16
2.1.1 Gegevens	16
2.1.2 Indeling van de opnamen in categorieën per beheerstype	16
2.1.3 Gemiddelde indicatiewaarden per opname	17
2.1.4 Statistische analyse	18
2.2 Uitbreiding van het regressiemodel met indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid	21
2.2.1 Gegevens	21
2.2.2 Statistische analyse	21
3. Resultaten	25
3.1 De kalibratie van beheer	25
3.1.1 Verschillen tussen beheersvormen op basis van gemiddelde indicatiewaarden en discriminant-analyse	25
3.1.2 Verschillen in beheersintensiteit op basis van gemiddelde indicatiewaarden	28
3.1.3 Kalibratie van beheersintensiteit met logistische regressie-analyse	29
3.1.4 Implementatie van beheersintensiteit in MOVE	31
3.2 Uitbreiding van het regressiemodel met indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid	36
3.2.1 Regressie-analyse met licht- en maai-indicatiewaarden	36
3.2.2 Stapsgewijze regressie analyse	37
3.2.3 Het belang van de interactietermen	39
3.2.4 Het belang van het aantal waarnemingen	39
3.2.5 Het bepalen van responscurven van soorten	40
4. Discussie	41
4.1 Representativiteit van de gegevens en indeling naar beheersvorm	41
4.2 De bruikbaarheid van indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid	42
4.3 Implementatie van beheersintensiteit in MOVE	43
4.4 Aanbevelingen voor verdere ontwikkeling van SMART-MOVE	44
4.5 Conclusies	45
LITERATUUR	46
BIJLAGEN	49

ABSTRACT

The multistress model, SMART-MOVE, was developed to forecast changes in the plant species composition occurring in the Netherlands due to acidification, eutrophication and desiccation. The model consists of: (1) SMART2, a soil module used for calculating changes pH, groundwater level and nutrient availability and (2) MOVE, a vegetation module, consisting of regression equations describing the relation between environmental factors and the probability of plant species occurrence. The environmental factors are represented by average Ellenberg indication values. Since management practices also determine the occurrence of plant species, this study investigated the possibility of using indication values for light and sensitivity to mowing to describe the effects of management on the vegetation. Four categories of management (high, medium and low intensity of management, and forest management) were defined on an ordinal scale. Calibration was carried out with the use of indication values for light, sensitivity to mowing and nitrogen availability. From this analysis, probability equations were derived, describing for each category -given the indication values- the probability of a record belonging to that category. A management scale was defined on the basis of these probability equations for use as model input. For this calibration, a set of 500 records was used. Extending the regression model with indication values for light and sensitivity to mowing resulted in a significant improvement of regression equations describing the relation between environmental factors and the probability of occurrence. Indication values for light, nitrogen availability and sensitivity to mowing can be used to describe the effect of management on species occurrence. Extending the model with these values will enable SMART-MOVE to predict the effects of management and succession on a national scale.

SAMENVATTING

Het RIVM ontwikkelt in samenwerking met SC-DLO en IBN-DLO het multiple stress model SMART-MOVE, waarmee op nationale schaal de verandering in voorkomen van plantensoorten wordt voorspeld als gevolg van verdroging, verzuring en vermessing. Het model bestaat uit een bodemmodule SMART2 en een vegetatiemodule MOVE. In de bodemmodule wordt aan de hand van nationale scenario's voor verdroging, verzuring en vermessing de verandering van bodemvochtgehalte, zuurgraad en stikstofbeschikbaarheid berekend. Met de vegetatiemodule wordt de kans op voorkomen van soorten bepaald aan de hand van de ecologische amplitudes van de betreffende soorten voor deze standplaatsfactoren. De ecologische amplituden zijn door middel van regressie-analyse bepaald op basis van de gemiddelde Ellenberg-indicatiewaarden per opname. Hiervoor is een bestand gebruikt met ca. 30.000 opnamen.

Naast deze standplaatsfactoren hebben ook beheersmaatregelen als maaien, grazen of plaggen een grote invloed op het voorkomen van soorten. In deze studie is onderzocht of indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid gebruikt kunnen worden om de effecten van beheer op de vegetatie te beschrijven (kalibratie). Vervolgens is voor tien soorten de verbetering van het regressiemodel MOVE bepaald, die optreedt bij uitbreiding van het model met indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid.

Voor kalibratie van beheer is een ordinale beheerschaal op basis van 4 categorieën voor beheersintensiteit opgesteld (intensief beheer, extensief beheer, zeer extensief beheer en bosbeheer), waarna door middel van ordinale logistische regressie-analyse kalibratie met indicatiewaarden voor licht, maaigevoeligheid en stikstof plaatsvond. Dit regressie-model verklaart 37% van de deviance. Op basis van deze analyse kunnen vergelijkingen opgesteld worden die -gegeven de indicatiewaarden- voor elke categorie de kans weergeven dat een opname tot die categorie behoort. Op basis van deze kansen is een relatieve schaal van 1 tot 10 voor beheersintensiteit opgesteld, welke als basis voor de invoer van MOVE kan dienen.

Wanneer naast indicatiewaarden voor vocht, pH en nutriënten ook indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid in het regressie-model MOVE worden opgenomen, verbetert het aanzienlijk voor wat betreft verklaarde deviance (toename van D^2 van 6 - 32%) en maximale kans van voorkomen (toename van $p_{\max}$ van 2 - 70%). De verbetering die optreedt wanneer daarnaast ook interactietermen opgenomen worden is relatief gering (toename van $D^2 < 3\%$ en van $p_{\max} < 15\%$).

Vanwege computercapaciteit is het aantal waarnemingen en/of het aantal te schatten parameters dat bij de berekening van regressie-vergelijkingen gebruikt kan worden beperkt. Analyse met een geresampelde dataset van 10.000 waarnemingen levert geen ander resultaat op ten opzichte van een analyse met 30.000 waarnemingen, mits het aantal opnamen in de gehele dataset waarin een soort voorkomt niet minder dan ± 250 is. Voor soorten met minder waarnemingen is het daarom beter de interactietermen weg te laten en de regressies te berekenen met een eenvoudiger model, waarbij dan alle 30.000 opnamen gebruikt kunnen worden.

Indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid kunnen gebruikt worden om de effecten van beheersintensiteit op het voorkomen van soorten te beschrijven. Implementatie van deze indicatiewaarden in MOVE kan op overeenkomstige wijze plaatsvinden als dat voor andere standplaatsfactoren heeft plaatsgevonden. Een volgende stap in de ontwikkeling van SMART-MOVE m.b.t. beheersmethoden is om de effecten van beheersintensiteit voor wat betreft de stikstofbeschikbaarheid ook in het bodemmodel op te nemen. MOVE zal dan effecten van beheer en successie op nationale schaal kunnen beschrijven.

1 INLEIDING

1.1 Het kader van SMART-MOVE

Ten behoeve van de Milieu- en Natuurverkenningen en het gebiedsgericht beleid ontwikkelt het RIVM in samenwerking met het SC-DLO en het IBN-DLO het multiple stress model SMART-MOVE. Het model voorspelt de effecten van verschillende nationale scenario's voor verzuring, vermisting en verdroging op de Nederlandse flora. Het model is opgebouwd uit een procesgericht bodemmodel (SMART 2.0; Kros et al. 1995) gekoppeld aan een statistisch vegetatiemodel (MOVE; Wiertz et al. 1992, Alkemade et al. 1996, Alkemade et al. 1997). Het bodemmodel berekent aan de hand van verschillende invoergegevens veranderingen in een aantal standplaatsfactoren die van belang zijn voor het voorkomen van soorten: bodem-pH, bodemvocht en trofiegraad. De uitkomsten van het bodemmodel vormen de invoer voor het vegetatiemodel, dat vervolgens als functie van de berekende standplaatsfactoren de kans op het voorkomen van plantensoorten of vegetatietypen statistisch beschrijft. Hierbij wordt gebruik gemaakt van de ecologische amplitudes van soorten: de ranges van de standplaatsfactoren waarbij een soort kan voorkomen. Deze amplitudes zijn door middel van regressie-analyse per soort bepaald op basis van de waarden die door Ellenberg et al. (1992) zijn opgesteld. In de huidige versie van de vegetatiemodule van SMART-MOVE zijn op deze wijze van ca. 1000 plantensoorten op basis van 30.000 proefvlakken de ecologische amplitudes berekend (Alkemade et al. 1997). De opzet van het complete model is weergegeven in figuur 1.2.

Voor een goede koppeling tussen de bodemmodule SMART2 en de vegetatiemodule MOVE moet kalibratie van de semi-kwalitatieve Ellenbergwaarden naar kwantitatieve eenheden van de relevante bodemvariabelen plaatsvinden (figuur 1.2). In Alkemade et al. (1996) is deze kalibratie voor zuurgraad, nutriënten en grondwaterstand uitgevoerd en aangetoond werd dat de Ellenbergwaarden bruikbaar zijn om de ecologische amplituden van plantensoorten te beschrijven.

Naast abiotische standplaatsfactoren hebben ook beheersmaatregelen -menselijk ingrijpen op de vegetatie- een belangrijke invloed op zowel de vegetatie in het geheel als op het voorkomen van individuele soorten (Willems 1983; Bobbink & Willems 1991; Mitchley & Willems 1995; de Molenaar 1996). Gezien het grote belang van (natuur-) beheer voor de vegetatiestructuur en de soortensamenstelling heeft dit rapport tot doel te onderzoeken of de factor beheer op een overeenkomstige wijze als dat voor de andere standplaatsfactoren gebeurd is gemodelleerd kan worden.

1.2 Aspecten van beheer

Er zijn veel aanwijzingen dat de flora in Nederland sterk achteruitgaat (Westhoff & Weeda 1984), waarbij verzuring, vermisting en verdroging als de belangrijkste oorzaken worden gezien (Wolff et al. 1991, Roos & Vintgens 1991). Uit onderzoek blijkt dat, om de effecten van vermisting tegen te gaan, reductie van atmosferische depositie alleen niet voldoende is. Voor herstelbeheer van natuurgebieden zijn beheersmethoden als begrazen, maaien of plaggen noodzakelijk om de hoeveelheid in de bodem beschikbare nutriënten te verminderen (Oomes et al. 1992). Zo concluderen Willems & Nieuwstadt (1996) dat voor de restauratie van kalkgraslanden een reductie van bovengrondse biomassa door maaien of begrazing noodzakelijk is. Ten Harkel

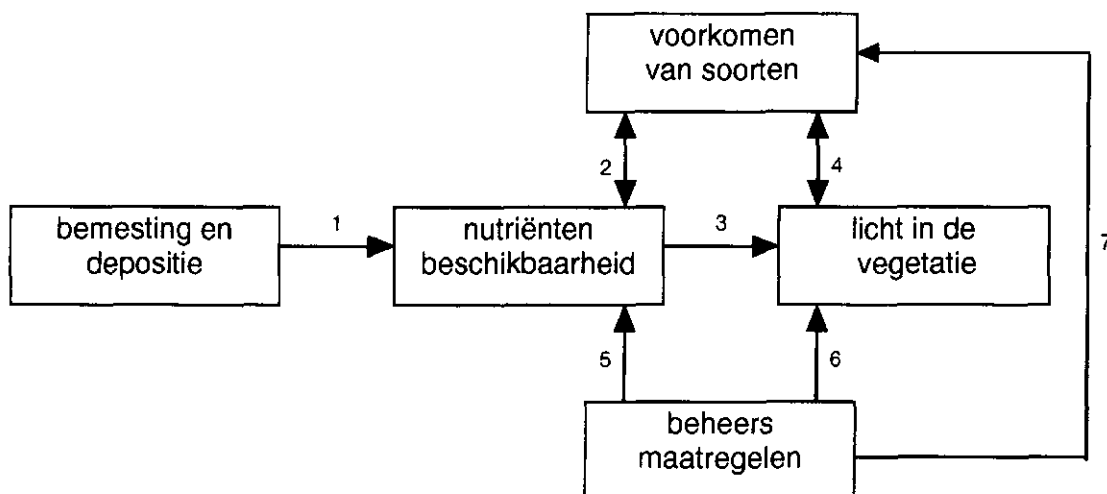
(1995) vond voor duinweiden dat zonder begrazing door paarden en konijnen er binnen 1 à 2 jaar dominantie van grassen optrad, waardoor er zich een verlies aan soortenrijkdom voordeed. Heil & Bobbink (1993) toonden met modelsimulaties aan dat herstel van vergraste heide-ecosystemen na reductie van depositie alleen optreedt in combinatie met plagen.

Het inzetten van gedomesticeerde grote grazers in natuurterreinen en bossen vindt daarom op steeds grotere schaal plaats (de Molenaar 1996). Plaggen of branden in combinatie met begrazen wordt veel toegepast voor het herstel van heiden, veenweiden en te voedselrijke graslanden (Aerts & Heil 1993; Beltman & van de Broek 1993; Bruggink 1993). Daarom is het van belang om naast de veranderingen in het abiotisch milieu ook de effecten van beheersmaatregelen op de vegetatie te kunnen voorspellen.

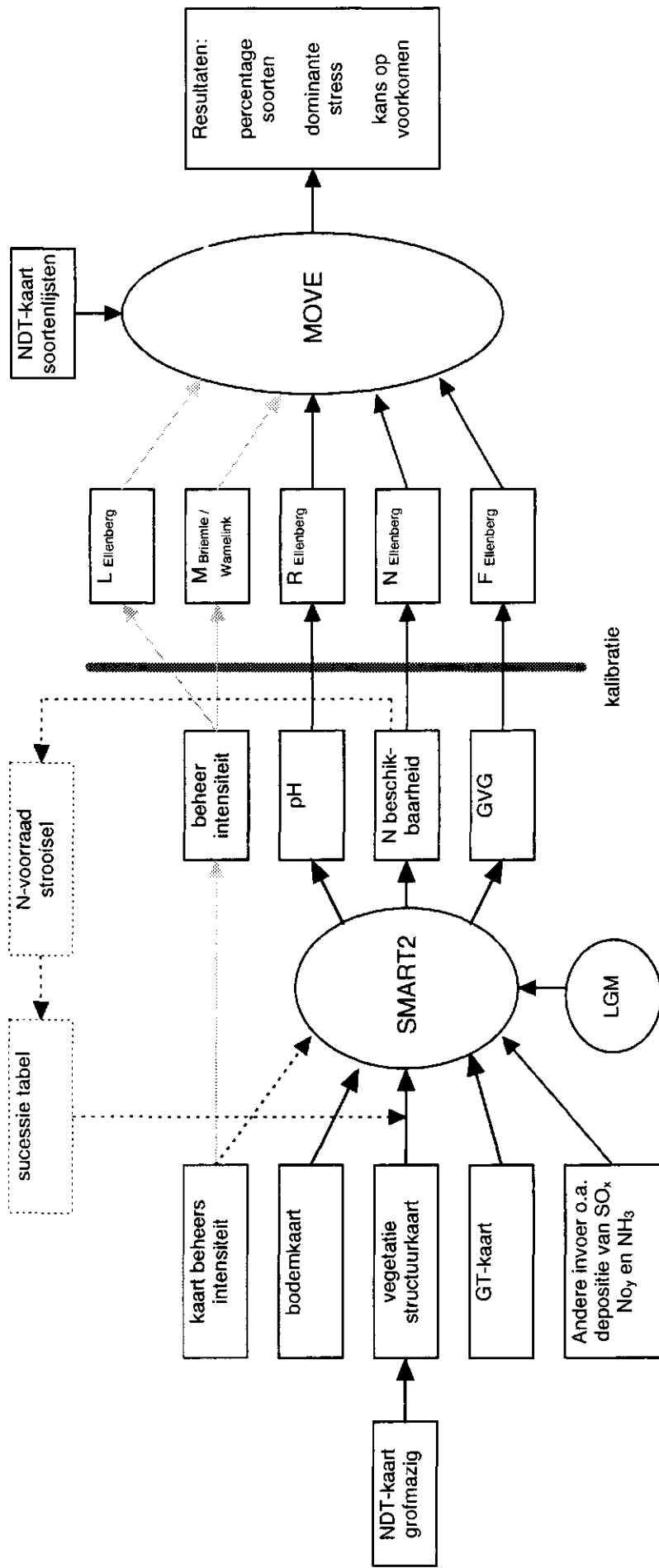
In figuur 1.1 is de invloed van beheersmaatregelen op het voorkomen van plantensoorten schematisch weergegeven. De nummers in de nu volgende tekst verwijzen naar de pijlen in deze figuur.

In een vegetatie treedt tussen de soorten competitie om nutriënten en licht op. De beschikbaarheid van nutriënten en licht heeft daarom een grote invloed op de diversiteit en soortenrijkdom van de vegetatie (Grime 1979). De mate waarin een soort in staat is te concurreren om nutriënten (2) en licht (4) bepaalt mede of deze zich handhaaft of niet.

Soortenrijkdom en diversiteit zijn gerelateerd aan de staande biomassa van de vegetatie (Willems 1983; Oomes 1992). Bij bemesting of depositie treedt verrijking van het systeem op (1) en zullen soorten die sneller nutriënten kunnen opnemen, of er efficiënter gebruik van kunnen maken, sneller groeien. Door toename van hun biomassa (3) worden andere soorten overschaduwd, waardoor deze laatsten op den duur uit de vegetatie kunnen verdwijnen (Grime 1979). Sterke bemesting, zoals dat in de landbouw gebruikelijk is, leidt daarom tot een verhoging van de biomassa en tot een verlies aan soortenrijkdom (Mountford 1993).



figuur 1.1: De invloed van beheersmaatregelen op het voorkomen van plantensoorten. Zie tekst voor uitleg.



figuur 1.2: Schema van het model SMART-MOVE en de invoergegevens. Doorgetrokken pijlen geven gerealiseerde verbanden aan, grijze pijlen geven de implementatie van beheer aan, gestippelde pijlen geven verdere ontwikkeling van SMART-MOVE m.b.t. beheer aan. Zie tekst voor uitleg.

Beheer beïnvloedt dit proces op verschillende plaatsen. Ten eerste heeft beheer invloed op de nutriëntenbeschikbaarheid (5). Maaien en grazen gaan gepaard met de afvoer van biomassa en leidt tot vermindering van nutriënten in het systeem (Ten Harkel 1995, Willems & Nieuwstadt 1996).

Daarnaast verandert beheer het lichtklimaat in de vegetatie door verwijdering van bovengrondse biomassa (6). Verschillen in competitiekracht om licht tussen soorten bepalen mede de soortensamenstelling. Maaien en begrazen hebben een verlaging van de staande biomassa tot gevolg en leiden vaak tot een verhoging van de soortenrijkdom (Willems & Nieuwstadt 1996). In bemeste graslanden bijvoorbeeld zijn lage kruiden en mossen niet in staat met grassen te concurreren om licht en verdwijnen uit de vegetatie. Wanneer door beheer de structuur in de vegetatie verandert, kunnen deze soorten terugkeren (Bobbink & Willems 1991; Mountford 1993). Beheer kan daarom de effecten van vermessing beperken. Ten Harkel (1995) onderzocht duinweiden en vond dat begrazing door paarden en konijnen de effecten van -atmosferische- vermessing tegenging doordat grassen onder begrazingsdruk niet dominant werden. Naast het effect van licht door beschaduwning heeft verwijdering van bovengrondse biomassa ook een positief effect op kieming van zaden door het ontstaan van open plekken (Beltman & van de Broek 1993; Bruggink 1993).

Tenslotte hebben beheersmaatregelen ook een directe invloed op de soortensamenstelling (7). Beheer veroorzaakt schade aan individuele planten. De groeivorm en het regeneratievermogen van een soort bepalen de gevoeligheid voor beheer (Briemle & Ellenberg 1994). De groeivorm bepaalt in welke mate een plant schade ondervindt door beheer: soorten die laag in de vegetatie groeien -zoals rozetplanten- worden bij maaien of grazen nauwelijks beschadigd en hebben een competitief voordeel ten opzichte van andere soorten (Mitchley & Willems 1995). Meerjarige soorten als bomen en struiken daarentegen kunnen vaak alleen in een vegetatie voorkomen waarin beheer niet of in zeer extensieve vorm plaatsvindt (Willems 1983). Het regeneratievermogen bepaalt het vermogen om na schade door beheer te herstellen en hangt ondermeer samen met de groeisnelheid, het bezit van ondergrondse of laag geplaatste opslagorganen en de mogelijkheid tot vegetatieve vermeerdering. Planten die door hun groeivorm of regeneratievermogen beheer beter verdragen, hebben onder beheersdruk daarom een sterkere concurrentiepositie ten opzichte van andere soorten (Briemle & Ellenberg 1994).

Beheersvormen als maaien en grazen kunnen bosvorming tegengaan. Willems (1983) constateerde dat in onbeheerde proefvlakken gedurende de eerste twee jaar bomen en struiken opschoten. Na deze periode vond er door accumulatie van dood materiaal echter remming op de kieming van bomen en struiken plaats. In bemaaide of begraasde plots werden wel kiemplanten van bomen en struiken aangetroffen, maar door maaien of grazen werden deze niet volwassen. Van de Rijt et al. (1996) vonden dat in voormalige getijdegebieden begrazing de groei van hoge kruiden en struiken belette.

Beheer beïnvloedt het voorkomen van soorten dus op meerdere manieren. De intensiteit en frequentie waarmee beheersmaatregelen toegepast worden en de combinatie met bemesting bepalen het uiteindelijke effect dat beheer op de vegetatie heeft. Van de Rijt et al. (1996) vonden voor voormalige getijdegebieden dat de soortensamenstelling gecorreleerd was met de begrazingsintensiteit. In kalkgraslanden

vindt er bij extensief maaien of grazen een toename van soortenrijkdom plaats (Willems 1983), maar het tijdstip van maaien is van essentiële invloed op de uiteindelijke soortenrijkdom (Bobbink & Willems 1991). Intensieve bemaaiing of begrazing in combinatie met een hoge mestgift resulteert in een soortenarme vegetatie (Briemle & Ellenberg 1994).

In deze studie is onderscheid gemaakt tussen zeven beheerstypen die gangbaar zijn in het huidige natuurbeheer in Nederland: intensieve bemaaiing of begrazing; extensieve bemaaiing of begrazing; plaggen; branden; hakhoutbeheer; regulier bosbeheer en “geen beheer”. Hierbij dient opgemerkt te worden dat begrazing en branden processen zijn die ook van nature optreden en kunnen interfereren met doelgericht, menselijk beheer.

Bij “geen beheer” is uitgegaan van de visie dat in de Nederlandse situatie een gesloten bosvegetatie het eindstadium van successie is (Slim & Dobben 1997). Momenteel staat deze visie echter ter discussie. Vera (1997) concludeert uit literatuuronderzoek dat in een natuurlijke situatie onder invloed van grote herbivoren en van ‘catastrofes’ als droogte en storm bosvegetaties kunnen degenereren tot graslanden. Hierdoor zou het eindstadium van successie niet een gesloten bosvegetatie, maar een parkachtig landschap zijn, waarin de vegetatie voortdurend een cyclisch proces doorloopt. Onder het huidige Nederlandse natuurbeheer echter is de natuurlijke begrazingsdruk over het algemeen erg laag en wordt het natuurlijk verloop van catastrofes beïnvloed (bijv. tegengaan van bosbranden, herbeplanting van bossen na stormen). Daarom is er hier van uitgegaan dat, wanneer er ‘geen beheer’ plaatsvindt, onder deze omstandigheden een gesloten bosvegetatie het eindstadium van successie is. Dit hoeft dus echter niet ‘de natuurlijke situatie’ weer te geven.

Bemesting is door middel van de indicatiewaarde voor stikstof al opgenomen in de bodemmodule SMART2. De beheerstypen betreding en akkerbouw zijn buiten beschouwing gelaten. Betreden is een zeer lokaal verschijnsel en daarom op nationale of regionale schaal niet op betrouwbare wijze te modelleren. Op natuurwaarde gerichte akkerbouw heeft relatief een zeer gering areaal in vergelijking tot de gangbare landbouw. Daarnaast bestaat de natuurlijke vegetatie op akkers over het algemeen uit pionierssoorten met weinig betekenis voor natuurbehoud.

1.3 Het modelleren van beheer

Gezien de grote invloed van beheer op de vegetatie en het belang van beheersmethoden voor natuurontwikkeling en restauratiebeheer, moeten de effecten van beheer in voorspellingsmodellen geïmplementeerd worden. In de modellen DEMNAT, LEDESS en GREINS heeft dat reeds in meer of mindere mate plaatsgevonden. In DEMNAT (Witte et al. 1994) is beheer impliciet beschreven door verschillende vegetatiestructuurklassen te onderscheiden. Er is echter geen module die successie of successiereeksen kan beschrijven. In LEDESS (Harms et al. 1995) zijn overgangsreeksen voor structuurtypen beschreven, waarvan de tijdsduur van de overgang afhangt van de beheersvorm en de bodemvruchtbaarheid. Hoewel LEDESS op basis van “expert-judgement” waarschijnlijk een adequate beschrijving van de vegetatieontwikkeling bij een bepaald type beheer kan geven, is het -momenteel- niet mogelijk om deze ontwikkeling te voorspellen in samenhang met variabele stressfactoren als verzuring, verdroging en vermesting.

Dit is wel mogelijk met het voor natuurontwikkeling opgezette model GREINS (Prins et al. 1996). Daarin is beheer opgenomen door, op basis van expert-judgement en empirische gegevens, zogenaamde vaste vegetatiestructuurreeksen op te stellen om de ontwikkeling van de vegetatie bij begrazings- of maaibeheer te beschrijven. GREINS is echter alleen toepasbaar in het Drentse Aa gebied.

In deze modellen heeft "expert-judgement" een grote invloed op de uitkomst van de modellen. Door het MOVE-model uit te breiden met extra variabelen voor beheer kunnen de effecten van beheer in combinatie met stressfactoren op nationale schaal onderzocht worden op een zodanige wijze, dat er een minimale expertvisie voor de richting van deze ontwikkeling aan ten grondslag ligt. Opgemerkt dient te worden dat ook de in MOVE gebruikte indicatiewaarden gebaseerd zijn op expert-judgement. De toepassing ervan verschilt echter hierin dat in MOVE deze expertvisie betrekking heeft op het voorkomen van individuele soorten (of soortengroepen), maar dat er -in tegenstelling tot de andere modellen- geen expertvisie ten grondslag ligt aan de vegetatiesuccessie die optreedt als gevolg van beheer. Deze berust hier namelijk op statistische kansberekeningen.

Als variabelen voor beheer kunnen -overeenkomstig de methode waarmee zuurgraad, vochtgehalte en stikstofbeschikbaarheid eerder in MOVE gemodelleerd zijn- indicatiewaarden per soort worden gebruikt. Aangenomen wordt dat de belangrijkste aspecten van de verschillende beheersmaatregelen te herleiden zijn tot:

1. vershraling / nutriënt-beïnvloeding (5 in figuur 1.1);
2. lichtgevoeligheid (6 in figuur 1.1);
3. gevoeligheid voor beheer (7 in figuur 1.1).

Het eerste aspect wordt via het bodemmodel SMART2 beschreven; voor lichtgevoeligheid en gevoeligheid voor beheer wordt de aanpak via indicatiewaarden en regressie / kalibratie gebruikt (Alkemade et al. 1996). Voor lichtgevoeligheid kan daarbij gebruik gemaakt worden van het lichtgetal L van Ellenberg et al. (1992). Als indicatiewaarde voor beheer is een soortgelijke waarde nodig die de gevoeligheid van een soort voor wat beheer betreft beschrijft.

In Briemle & Ellenberg (1994) worden van ca. 450 Nederlandse soorten maa-indicatiewaarden gegeven, welke de gevoeligheid van deze soorten ten opzicht van maaibeheer weergeven. In opdracht van het RIVM hebben Wamelink et al. (1997) deze lijst uitgebreid voor de gehele Nederlandse flora. Aan de hand van deze indicatiewaarden wordt het effect van beheer op het voorkomen van soorten beschreven. In de hier gepresenteerde studie worden de indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid gebruikt om stabiele situaties, die ontstaan bij het langdurig en continue uitvoeren van een bepaalde beheersvorm, te karakteriseren. De effecten op soortniveau, gekoppeld aan de randvoorwaarden die het bodemmodel SMART aangeeft, beschrijven dan een potentiële vegetatie die kan voorkomen bij een bepaald type beheer.

1.4 De implementatie van beheer in SMART-MOVE

De implementatie van beheer in SMART-MOVE zal plaatsvinden op de wijze waarop ook de implementatie van de standplaatsfactoren gerealiseerd is. In figuur 1.2 is de opzet van de huidige versie van SMART-MOVE weergegeven en door middel van de

onderbroken lijnen is aangegeven hoe de factor beheer in dit model opgenomen kan worden. Met behulp van kaarten die beheersintensiteit weergeven kan aan elke gridcel van het SMART2-model een beheerstype en/of intensiteit worden toegekend. Door middel van kalibratie worden beheerstype en/of intensiteit vertaald in termen van indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid, welke de invoer voor MOVE vormen. In MOVE kan vervolgens de kans op voorkomen van soorten -gegeven beheerstype én abiotische omstandigheden- aan de hand van ecologische amplitudes worden berekend.

Het doel van deze studie is te onderzoeken in hoeverre de licht-indicatiewaarde van Ellenberg et al. (1992) en de gecombineerde maai-indicatiewaarde van Briemle & Ellenberg (1994) en Wamelink et al. (1997) het effect van verschillende beheersmethoden kunnen beschrijven. Daartoe is:

1. de kalibratie van de gemiddelde licht- en maai-indicatiewaarden van vegetatieopnamen aan verschillende beheerstypen en -intensiteit uitgevoerd;
2. de verbetering van het regressiemodel MOVE door uitbreiding van het model met indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid onderzocht.

Voor de kalibratie is een aantal vegetatie-opnamen geselecteerd uit het *bestand met opnamen uit de Nederlandse plantengemeenschappen* (Schaminee et al. 1989; Meertens et al. 1992), waarvan informatie over beheerstype en -intensiteit bekend was. Deze opnamen zijn ingedeeld op een ordinale beheersschaal en vervolgens is met ordinale logistische regressie-analyse onderzocht hoe het beheerstype gekarakteriseerd kan worden door de gemiddelde licht- en/of maai-indicatiewaarde van een opname.

In het regressiemodel MOVE is de kans van voorkomen van soorten tot op heden berekend als functie van de gemiddelde Ellenberg-indicatiewaarden voor vocht, zuurgraad en nutriënten (Alkemade et al. 1997). Om na te gaan of de uitbreiding van het regressiemodel met indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid een verbetering oplevert, is door middel multiple logistische regressie-analyse van de kans van voorkomen van tien soorten (tabel 3.9) met een aantal verschillende statistische modellen berekend. Hierbij is bepaald:

- de modelverbetering;
- de verschillen tussen een stapsgewijs en niet-stapsgewijs uitgevoerde regressie-analyse;
- het belang van interactietermen van indicatiewaarden in de regressie-analyse.

2. GEGEVENS EN METHODEN

2.1 Kalibratie van beheer

2.1.1 Gegevens

Voor de kalibratie van beheer zijn uit het *bestand met opnamen uit het onderzoek van de Nederlandse plantengemeenschappen* (Schaminee et al. 1989; Meertens et al. 1992) in eerste instantie ca. 6000 opnamen geselecteerd waarvan de beheersvorm bekend was. Deze werden ingedeeld volgens de categorieën, zoals die opgesteld zijn door Wamelink et al. (1997; zie bijlage 1). Vervolgens zijn uit deze set de opnamen geselecteerd waar slechts één type beheer plaatsgevonden had en waarvan intensiteit en/of frequentie bekend was. Bij twijfel over beheerstype of -intensiteit werden de gegevens gecontroleerd en indien mogelijk gecorrigeerd, en anders weggelaten. Dit resulteerde in de uiteindelijke dataset met in totaal ongeveer 500 opnamen (tabel 2.1).

Tabel 2.1: Indeling in categorieën en het aantal opnamen per beheerstype. De indeling naar beheerstype is naar Wamelink et al. (1997).

categorie	beheerstype	aantal opnamen
1	intensief maaien of grazen	51
2	extensief maaien (<2 sneden per jaar) of grazen	303
3	plaggen, minder dan 5 jaar geleden	35
4	'recent' gebrand	30
5	hakhoutbeheer	36
6	regulier bosbeheer	19
7	geen beheer (oude bossen)	28

2.1.2 Indeling van de opnamen in categorieën per beheerstype

De beheerstypen zijn op grond van de beheersintensiteit ingedeeld op een ordinale beheersschaal met een afname in intensiteit (tabel 2.1). Deze indeling is gebaseerd op een aantal min of meer stabiele evenwichtssituaties die optreden bij het continue uitvoeren van een bepaalde beheersvorm, ervan uitgaand dat er bij geen beheer uiteindelijk bosvorming zal optreden. Opnamen van tussenliggende successiestadia (bijv. ruigten, onbeheerde heiden) zijn voor kalibratie niet gebruikt.

Er is in deze beheersschaal wegens gebrek aan gegevens geen onderscheid gemaakt tussen maaien en grazen, maar wel in de intensiteit van maaien of grazen. Tot "intensief maaien of begrazen" zijn die opnamen gerekend die of vaker dan 1 keer per jaar gemaaid werden dan wel de kwalificatie 'matig' of 'intensief begraasd' hadden. Opnamen die 1 keer per jaar of minder gemaaid werden, of de kwalificatie 'extensief begraasd' hadden, zijn ingedeeld in de categorie "extensief maaien of begrazen".

Evenmin is er onderscheid gemaakt tussen de verschillende soorten begrazers -te weten: koeien, paarden, geiten en schapen. Opnamen met de codering 'begraasd door konijnen, reeën, vogels of onbekend' zijn niet gebruikt, omdat de intensiteit van de begrazing niet gereguleerd is. Het effect is daarom moeilijk is in te schatten. Opnamen die zowel gemaaid als begraasd werden zijn weggelaten, omdat ook de intensiteit van deze beheersmaatregel onbekend is.

Branden en plaggen zijn -hoewel als beheersmaatregel zeer ingrijpend op de bodemvormen van 'zeer extensief beheer' van de vegetatie. Nadat er gebrand of geplagd is, is er geen of weinig vegetatie aanwezig. De vegetatieopnamen stammen van één of enkele jaren na het branden of plaggen. In deze periode vindt er over het algemeen hooguit extensieve bemaaiing of begrazing plaats. Alleen opnamen met de codering 'recent gebrand' of 'minder dan vijf jaar geleden geplagd' zijn in de analyse opgenomen.

Hakhoutbeheer is een vorm van bosbeheer, waarbij er regelmatig gekapt wordt. Hierbij worden alleen de boom- en struiklaag direct beïnvloed, de kruidlaag wordt vooral indirect beïnvloed door een verandering van het lichtklimaat. Deze vorm van beheer is een overgangsfase tussen zeer extensief beheer en geen beheer. Regulier bosbeheer is een extensievere vorm van hakhoutbeheer.

Bij het opstellen van de beheersschaal is er vanuit gegaan dat voor de Nederlandse situatie geldt, dat wanneer er geen enkel beheer plaatsvindt en de natuurlijke begrazingsintensiteit laag is, er in het algemeen bosvorming zal plaatsvinden. Voor "geen beheer" zijn daarom een aantal opnamen uit verschillende soorten bossen geselecteerd, waar 25 jaar of langer geen enkele vorm van beheer heeft plaatsgevonden.

2.1.3 Gemiddelde indicatiewaarden per opname

Voor de kalibratie van abiotische factoren die samenhangen met beheer -licht en nutriënten- is gebruik gemaakt van hetzelfde gegevensbestand met Ellenberg-indicatiewaarden (Ellenberg et al. 1992), waarmee ook de kalibratie van MOVE voor vocht, zuurgraad en nutriënten plaatsgevonden heeft (Alkemade et al. 1996). Voor de kalibratie van beheer werd dit bestand uitgebreid met de maai-indicatiewaarden van Briemle & Ellenberg (1994), aangevuld met de maai-indicatiewaarden van Wamelink et al. (1997), zodat er voor ongeveer 1100 Nederlandse plantensoorten maai-indicatiegetallen beschikbaar waren. In tabel 2.2 is de indeling van de maai-indicatiewaarde weergegeven, zoals die in Wamelink et al. (1997) vermeld wordt.

Vervolgens is per opname het gemiddelde van de indicatiewaarden voor licht (L), stikstof (N) en maaigevoeligheid (M) van de hogere plantensoorten berekend. Omdat bepaalde vormen van beheer samen kunnen hangen met het vochtgehalte van de bodem -intensievere vormen van beheer vinden bijv. over het algemeen plaats op drogere gronden, aangezien landbouwmachines in een natte bodem zouden wegzakken- is ook de gemiddelde Ellenberg-indicatiewaarde voor vocht (F) berekend. Hierbij moet echter worden opgemerkt dat de Ellenberg-schaal een ordinale schaal is: een classificatie met een orde of schaling. Bij de berekening van de gemiddelde Ellenbergwaarden per opname wordt er weliswaar van uitgegaan dat de schaal numeriek is, maar formeel kan er met deze schaal niet gerekend worden, aangezien de klasseverdeling niet continue is en de klassebreedte varieert. In de praktijk is echter gebleken dat het middelen van de indicatiewaarden per opname bruikbare resultaten oplevert (Ellenberg et al. 1992, Alkemade et al. 1996), zodat er ook in deze studie voor deze benadering gekozen is. De berekeningen zijn uitgevoerd zonder weging van abundantie. Alleen inheemse soorten, opgenomen in de Standaardlijst (CBS 1993), zijn in beschouwing genomen, met uitzondering van soorten waarvoor geen indicatiegetal wordt gegeven of soorten met een breed amplitudo ('X' volgens Ellenberg).

Tabel 2.2: Indeling van het maai-indicatiegetal naar Wamelink et al. (1997).

M	omschrijving	aantal sneden per jaar
1	verdraagt geen maaien	0
2	verdraagt incidenteel maaien	<1
3	verdraagt alleen maaien in de herfst	1
4	eerste snede na half juli	1-2
5	eerste snede na begin juli	2
6	eerste snede na half juni	2-3
7	verdraagt maaien goed	3-4
8	verdraagt maaien zeer goed	4-6
9	alleen concurrentiekrachtig bij regelmatig maaien of zware betreding	>6

Bij de kalibratie van Ellenberg-indicatiegetallen aan werkelijk gemeten bodemfactoren (Alkemade 1996) zijn voor de berekening van de gemiddelde milieu-indicatiewaarden per opname de indicatiewaarden van bomen en struiken niet gebruikt, aangezien bomen en struiken vaak zijn aangeplant en daarnaast doorgaans wortelen in een diepere bodemhorizont, die gewoonlijk niet bemonsterd wordt. In dit onderzoek is de berekening van de gemiddelde stikstof- en vocht-indicatiewaarde op overeenkomstige wijze uitgevoerd.

Voor de berekening van de gemiddelde licht-indicatiewaarde per opname zijn de indicatiewaarden van bomen en struiken evenmin gebruikt. Er is een groot verschil in lichtgevoeligheid tussen zaailingen en volgroeide exemplaren. De licht-indicatiegetallen van Ellenberg hebben voor bepaalde soorten betrekking op zaailingen in de ondergroei van bossen en voor andere soorten op volgroeide exemplaren. Omdat dit onderscheid in groeistadium bij de analyse niet gemaakt kon worden, zijn de indicatiewaarden van bomen en struiken niet gebruikt.

Voor wat betreft maai-gevoeligheid bestaat er hetzelfde verschil tussen zaailingen en volgroeide bomen en struiken. Zaailingen zijn zeer gevoelig voor maaien en begrazen en daarom hebben bomen en struiken -standaard- een lage maai-indicatiewaarde van 1 of 2 (Wamelink et al. 1997). Volgroeide bomen of struiken daarentegen verdragen maaien en grazen goed en geven geen informatie over de huidige intensiteit van maaien of begrazing. Aanwezigheid van (niet aangeplante) volgroeide bomen en/of struiken in een opname kan er echter op duiden dat er in de voorafgaande periode geen intensieve vorm van beheer heeft plaatsgevonden.

Zoals reeds is vermeld, kon er in de analyse geen onderscheid gemaakt worden tussen zaailingen en volgroeide bomen of struiken. Daarom zijn de gemiddelde maai-indicatiewaarden berekend zowel inclusief als exclusief de waarden van bomen en struiken om na te gaan welke methode in de analyse de meest bruikbare resultaten oplevert.

2.1.4 Statistische analyse

In Ellenberg et al. (1992) worden verschillende voorbeelden gegeven waar opnamen worden ingedeeld in een aantal categorieën (bijv. naar plantengemeenschap of vegetatietype), waarna de indicatiewaarden per categorie gemiddeld worden om deze categorieën te karakteriseren. In deze studie is dezelfde methode gebruikt om de verschillende beheerstypen te beschrijven. Per beheerstype zijn de gemiddelde indicatiewaarden voor licht en maai-gevoeligheid berekend en geanalyseerd door

middel van variantie-analyse (ANOVA). Significante verschillen tussen de gemiddelde indicatiewaarden van de beheerscategorieën zijn bepaald volgens de Tukey-Kramer methode voor het vergelijken van categorieën met een ongelijk aantal waarnemingen (Sokal & Rohlf 1981).

Door middel van discriminant-analyse is onderzocht in hoeverre onderscheid gemaakt kan worden tussen de beheerscategorieën, wanneer de verschillende variabelen gelijktijdig geanalyseerd worden. Een discriminant-analyse is een multivariate analyse waarbij door middel van multiple lineaire regressie zogenaamde discriminant-functies bepaald worden, zodanig dat de verschillende categorieën zo versciillend mogelijk zijn. De eerste discriminant-functie is een lineaire combinatie van verklarende variabelen, welke de ratio van de kwadratensom *tussen* de groepen en de kwadratensom *binnen* de groepen maximaliseert. De tweede discriminant-functie is de lineaire combinatie van variabelen met hetzelfde optimalisatie-criterium, maar welke niet gecorreleerd is met de eerste as. De derde en volgende discriminant-functies zijn op overeenkomstige wijze gedefinieerd.

In een discriminant-analyse worden de groepen door de lineaire combinaties dus zoveel mogelijk van elkaar onderscheiden. Berekend worden de eigenwaarden van de discriminant-matrix -welke een maat zijn voor de door een discriminant-functie verklaarde variantie- de parameters voor de lineaire combinaties en contrasten tussen de categorieën. Voor een nadere beschrijving wordt verwezen naar Dillon & Goldstein (1984).

Zowel bij de berekening van de gemiddelde indicatiewaarden per beheerstype als bij de discriminant-analyse worden de indicatiewaarden omschreven als een functie van de categorieën van beheer:

$$\text{indicatiewaarden} = f(\text{beheerstype}) \quad [1]$$

Het doel van deze studie is echter de kalibratie uit te voeren van de indicatiewaarden aan de beheerstypen, ofwel na te gaan in hoeverre het mogelijk is om beheer als functie van de indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid te beschrijven:

$$\text{beheerstype} = f(\text{indicatiewaarden}) \quad [2]$$

Om de relatie tussen indicatiewaarden en gemeten waarden te beschrijven gebruiken veel auteurs lineaire regressie analyse (zie Ellenberg 1992). Alkemade et al. (1996) gebruikten voor de kalibratie van Ellenbergs milieu-indicatiegetallen aan werkelijk gemeten bodemfactoren daarnaast ook een aantal niet-lineaire modellen. Hierbij zijn zowel de milieu-indicatiewaarden als de werkelijk gemeten waarden continue variabelen.

De responsvariabele *beheerstype* is echter een ordinale variabele met disjuncte categorieën en volgt in plaats van een normale verdeling een zogenaamde multinomiale verdeling (Oude Voshaar 1996). Lineaire regressiemethoden kunnen daarom voor de kalibratie van beheer niet gebruikt worden. In plaats daarvan is gebruikt gemaakt van ggeneraliseerde lineaire modellen (GLM).

Wanneer de responsvariabele van het binaire type is en een binomiale verdeling volgt, kunnen GLM's worden gebruikt om de overgang tussen categorieën te beschrijven. Dit is het geval wanneer er slechts twee verschillende categorieën zijn. Een GLM beschrijft in dit geval -gegeven de onafhankelijke variabelen- aan de hand van een sigmoïde curve de kans dat een waarneming tot ene dan wel tot de andere categorie behoort. Dit responsmodel is lineair voor wat betreft de onafhankelijke variabelen. De overgang tussen de categorieën is dan gedefinieerd als de waarde van de onafhankelijke variabele waarbij de kans om tot elk van de twee categorieën te behoren even groot is.

Het lineaire responsmodel -de lineaire predictor- heeft de volgende vorm:

$$\text{lineaire predictor} = \beta_0 + \beta_j x_j \quad [3]$$

waarbij x_j de onafhankelijke variabelen en β_0 en β_j de te schatten parameters vormen. Deze functie wordt getransformeerd op een logistische schaal, waardoor het interval van de respons tussen de 0 en de 1 komt te liggen:

$$p(y) = \frac{\exp(\text{lineaire} \cdot \text{predictor})}{1 + \exp(\text{lineaire} \cdot \text{predictor})} \quad [4]$$

Hier is p de kans op $y=1$. De parameters van de lineaire predictor worden geschat met de methode van de grootste aannemelijkheid (maximum likelihood), waarbij de aannemelijkheidsfunctie wordt gemaximaliseerd. Voor een beschrijving van deze methode, evenals een uitgebreidere beschrijving van GLM's wordt verwezen naar McCullagh & Nelder (1989).

Wanneer er meer dan 2 categorieën zijn, volgt de responsvariabele geen binomiale, maar een multinomiale verdeling. Een mogelijkheid om dit te analyseren is het uitvoeren van een GLM tussen elke set van twee categorieën, die dan wel weer een binomiale verdeling volgen. De informatie uit deze analyses is echter niet onafhankelijk, zodat niet duidelijk is hoe deze informatie gecombineerd dient te worden. Indien de categorieën geordend zijn, biedt het drempelmodel van McCullagh (1980) hiertoe een mogelijkheid.

Dit drempelmodel is een vorm van een zogenaamde ordinale logistische regressie-analyse (OLR). Het model kwantificeert de overgang tussen de verschillende categorieën door één onderliggende continue schaal te construeren, zodanig dat de kansverdeling op deze schaal logistisch is. Bij de optimalisatie van het model worden zowel de snijpunten tussen de categorieën -de klassegrenzen- als de overgangssnelheden tegelijkertijd geschat uit de waarnemingen. Een klassegrens definieert hoe de klassen zich tot elkaar verhouden en bepaalt bij welke waarde van de onafhankelijke variabelen de kans om tot twee opeenvolgende klassen te behoren even groot is. De overgangssnelheid definieert het overgangstraject van de ene categorie naar de volgende in samenhang met de onafhankelijke variabelen, en geeft aan of deze overgang scherp is, of dat de categorieën geleidelijk in elkaar overgaan.

Het drempelmodel is equivalent aan het gelijktijdig uitvoeren van de logistische regressie-analyses tussen alle opeenvolgende categorieën, waarbij het intercept (en

daarmee de klassegrens) voor elke overgang verschillend is, maar de andere regressie-coëfficiënten (de overgangssnelheden tussen de klassen) gelijk zijn.

In deze studie zijn zowel enkelvoudige als multiple OLR-analyses uitgevoerd, waarbij ook de interactietermen van de verklarende variabelen zijn berekend. Voor de multiple regressie zijn de verklarende variabelen geselecteerd door een stapsgewijze voorwaartse selectieprocedure uit te voeren zoals beschreven is in Nicholls (1989) en Bio et al. (in press). Met deze methode worden alleen variabelen in het model opgenomen die een significant deel van de deviance verklaren (zie paragraaf 2.2.2).

In deze studie zijn de verschillende beheerscategorieën op basis van een ordinale logistische regressie-analyse beschreven met een model met indicatiewaarden voor licht, stikstof, vocht en maaigevoeligheid. Door de residual deviance van de verschillende modellen te vergelijken met een χ^2 -verdeling is bepaald welk model beter bij de waarnemingen past en welke indicatiewaarden een significant deel van de deviance verklaren. De regressie-analyses zijn uitgevoerd met de procedure LOGIST van Harell (1986; 1990) voor het pakket Splus 3.1 (Becker et al. 1988; Chambers and Hastie 1992).

2.2 Uitbreiding van het regressiemodel met indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid

2.2.1 Gegevens

De verbetering van het regressiemodel door uitbreiding met indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid is onderzocht door met verschillende statistische modellen de responscurven van een aantal soorten te berekenen. Er zijn 10 soorten geselecteerd die op grond van de maai-indicatiewaarde in meer of mindere mate als typisch kunnen worden beschouwd voor bepaalde beheersvormen (tabel 3.9).

Voor de analyses is gebruik gemaakt van het *bestand met opnamen uit het onderzoek van de Nederlandse plantengemeenschappen* (Schaminee et al. 1989; Meertens et al. 1992), dat eerder gebruikt is om responscurven van ca. 1000 plantensoorten als functie van vocht, pH en nutriënten af te leiden (Alkemade et al. 1997). Deze dataset bestaat uit zo'n 32.500 opnamen. Hiervan zijn alleen opnamen gebruikt waarvan voor alle indicatiewaarden een gemiddelde berekend kon worden. Deze gemiddelden per opname zijn bepaald zoals in paragraaf 2.1.2 is beschreven. Voor de maai-indicatiewaarde is alleen het gemiddelde berekend inclusief bomen en struiken gebruikt.

2.2.2 Statistische analyse

Voor het afleiden van de responscurven per soort is meervoudige logistische regressie analyse (MLR) gebruikt (Alkemade et al. 1997; McCullagh & Nelder 1989). Hierbij is er vanuit gegaan dat een unimodaal of een sigmoïdaal responsiemodel voldoet om voor de geselecteerde soorten de relatie met de indicatiewaarden te beschrijven.

De lineaire predictor (zie paragraaf 2.1.3 vergelijking 3) van een unimodaal model wordt beschreven door de functie:

$$\text{lineaire predictor} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_1^2 + \dots + \beta_9 x_5 + \beta_{10} x_5^2 \quad [5]$$

waarbij $x_1 \dots x_5$ de indicatiewaarden en $\beta_0 \dots \beta_{10}$ de modelparameters weergeven.

Alleen wanneer de parameters van de kwadratische termen een negatieve waarde hebben, is er sprake van een optimum, in het geval dat er één of meerdere kwadratische termen een positieve waarde hebben, ontstaat er een ander type respons. Wanneer een optimum buiten de range valt is er sprake van een sigmoid responsmodel. De kwadratische parameter wordt dan niet geschat.

Standplaatsfactoren kunnen elkaars effect beïnvloeden, waardoor het optimum voor één standplaatsvariabele gerelateerd is aan de overige variabelen. Daarom is ook onderzocht in hoeverre het noodzakelijk is om ook interactietermen tussen indicatiewaarden in het model op te nemen. Voor twee variabelen x en y krijgt het model dan de vorm:

$$\text{lineaire predictor} = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + \beta_3 y + \beta_4 y^2 + \beta_5 (x \cdot y) \quad [6]$$

Om het responsiemodel per soort te optimaliseren is een stapsgewijze voorwaartse selectieprocedure uitgevoerd (Nicholls 1989; Bio et al. in press). Bij deze procedure worden verklarende variabele die nog niet in het model zijn opgenomen één voor één aan het model toegevoegd, waarbij de verandering in residuele deviance als gevolg van het toevoegen van de variabele wordt bepaald. Elke te testen variabele wordt eerst in het model opgenomen en vervolgens weer verwijderd, voordat de volgende variabele getest wordt. Per variabele wordt de significantie van de verandering in residuele deviance bepaald, waarbij wordt aangenomen dat deze verandering een χ^2 -verdeling volgt met een aantal vrijheidsgraden gelijk aan het aantal toegevoegde termen volgt. Van de significante variabelen wordt in deze stap alleen de variabele toegevoegd die resulteert in de meest significante verandering in residuele deviance. Aan dit uitgebreide model worden wederom de nog niet in het model opgenomen variabelen toegevoegd en op overeenkomstige wijze wordt de modelverbetering bepaald. Deze procedure wordt herhaald totdat geen enkele toegevoegde variabele nog resulteert in een significante verandering in residuele deviance, waarbij er een significantiegrens van 1% ($\alpha=0.01$) is aangehouden.

Met deze procedure is behalve de significantie voor afzonderlijke indicatiewaarden ook bepaald of de verandering in residuele deviance groter was voor het sigmoide (x) of het unimodale ($x+x^2$) model. Bij de gevolgde procedure kon een kwadratische term (x^2) echter niet zonder de enkelvoudige term (x) in het model voorkomen. Om technische redenen was het niet mogelijk dat, wanneer voor een variabele het sigmoide model geselecteerd was, later alsnog de kwadratische term toegevoegd werd. Pas wanneer beide variabelen die een interactieterm vormen aan het model waren toegevoegd -onafhankelijk of dit een sigmoide of unimodale vorm betrof- werd de betreffende interactieterm in de selectieprocedure opgenomen. Hoewel het in principe mogelijk is dat het toevoegen van $x_1+x_2+x_1 \cdot x_2$ resulteert in de meest significante verandering in residuele deviance, terwijl x_1 en/of x_2 niet geselecteerd zijn, is hier om technische redenen aan voorbijgegaan.

Alkemade et al. (1997) gebruikten voor het afleiden van responscurven een niet-stapsgewijze MLR, waarbij alle onafhankelijke variabelen -indicatiewaarden, kwadratische termen en interactietermen- in het model waren opgenomen. Om verschillen in modeluitkomst tussen de stapsgewijs en de niet-stapsgewijs uitgevoerde regressies te bepalen, zijn in deze studie beide regressies uitgevoerd en met elkaar vergeleken. Het belang van interactietermen is onderzocht door een MLR uit te voeren zowel inclusief als exclusief deze interactietermen.

Wegens de beperkte rekencapaciteit van programmatuur en werkstations konden er bij een stapsgewijze regressie per analyse maximaal tussen de 10.000 en 15.000 opnamen worden verwerkt en maximaal 19 parameters worden geschat. Om de modeluitkomsten van de verschillende modellen te kunnen vergelijken, heeft er een volledig gerandomiseerde resampling plaatsgevonden, waarbij er at random 10.000 opnamen geselecteerd zijn. Deze set is voor alle analyses gebruikt. Om het effect van de resampling op de modeluitkomst te bepalen is deze vergeleken met de modeluitkomsten van Alkemade et al. (1997), die de berekeningen met de complete set van ruim 30.000 opnamen uitvoerden.

De uitkomsten van de modellen zijn met elkaar vergeleken op basis van het percentage verklaarde deviance (D^2), de maximale kans van voorkomen ($p_{\max}$) en het aantal in het model opgenomen parameters. Het percentage verklaarde deviance is daarbij een relatieve maat om de verschillende modellen onderling te vergelijken, de maximale kans van voorkomen is een maat voor de kans dat een soort onder optimale omstandigheden daadwerkelijk waargenomen wordt. De maximale kans van voorkomen is niet het theoretisch maximum, maar de maximale voorspelde waarde binnen de dataset. Uit eerder uitgevoerde analyses is echter gebleken dat de voorspelde waarden voor de hier gebruikte soorten vergelijkbaar zijn met de theoretische optima (Alkemade et al. 1997). De modellen en de verschillende toetsen zijn uitgevoerd met de statische software van Splus 3.1 (Becker et al. 1988; Chambers and Hastie 1992).

Tabel 2.3 geeft de verschillende combinaties van de modellen weer. Om de effecten van een stapsgewijze regressie, het belang van interactietermen en de invloed van het aantal waarnemingen op de modeluitkomst te bepalen, zijn de uitkomsten van de volgende modellen met elkaar vergeleken:

1. De verbetering van het regressiemodel door uitbreiding met de indicatiewaarden voor licht (L) en maaigevoeligheid (M) is bepaald door model 7 en 8 te vergelijken. Door de stapsgewijze regressie worden alleen de significante parameters bepaald en door ook interactiefactoren te berekenen wordt een zo nauwkeurig mogelijk model geschat. Op deze wijze wordt nagegaan of er andere variabelen geselecteerd worden wanneer ook L en M in het model zijn opgenomen, ten opzichte van een analyse zonder deze variabelen.
2. Het verschil in modeluitkomst tussen een stapsgewijze regressie en een complete regressie is onderzocht door model 2 en 6 met elkaar te vergelijken. Interactietermen zijn hier buiten beschouwing gelaten.
3. Het verschil in modeluitkomst bij een analyse met en zonder interactietermen is onderzocht door model 6 en 8 met elkaar te vergelijken.

4. Het verschil in modeluitkomst bij analyses met een verschillend aantal waarnemingen is bepaald door model 3 met zowel 30.000 als met 10.000 opnamen te berekenen. Model 3 komt overeen met de analyse van Alkemade et al. (1997).

Tabel 2.3: De verschillende combinaties van de modellen. Weergegeven zijn de gebruikte indicatiewaarden, het (maximale) aantal geschatte parameters, interactietermen wel (+i) of niet (-i) berekend, analyse stapsgewijs (+s) of in zijn geheel (-s) uitgevoerd en het maximale aantal opnamen dat gezien de rekencapaciteit uitgevoerd kan worden. Model 4 kan vanwege de capaciteitsproblemen niet berekend worden, model 8 kan alleen berekend worden indien de stapsgewijze regressie niet meer dan 18 variabelen selecteert.

nr.	variabelen ¹	aantal parameters	interacties	staps-gewijs	max. aantal opnamen
1	F R N	7	-i	-s	30.000
2	F R N + L M	11	-i	-s	30.000
3 ²	F R N	10	+i	-s	30.000
4	F R N + L M	21	+i	-s	-
5	F R N	max. 7	-i	+s	30.000
6	F R N + L M	max. 11	-i	+s	10.000
7	F R N	max. 10	+i	+s	30.000
8	F R N + L M	max. 21 (18)	+i	+s	10.000

¹F = indicatiewaarde voor bodemvocht, R = indicatiewaarde voor zuurgraad, N = indicatiewaarde voor stikstof, L = indicatiewaarde voor licht, M = indicatiewaarde voor maaigevoeligheid.

²Als in Alkemade et. al (1997), dit model is zowel met 30.000 (3:1) als met 10.000 (3:2) opnamen berekend.

3. RESULTATEN

3.1 De kalibratie van beheer

3.1.1 Verschillen tussen beheersvormen op basis van gemiddelde indicatiewaarden en discriminant-analyse

Van alle voor deze studie geselecteerde opnamen zijn gemiddelde indicatiewaarden voor licht (L), stikstof (N), maaigevoeligheid (M) en vocht (F) berekend. De indicatiewaarde voor maaigevoeligheid is zowel inclusief (Mi) als exclusief (Me) de waarden van bomen en struiken berekend (zie paragraaf 2.1.3). Om de verschillen tussen beheersvormen te karakteriseren zijn deze indicatiewaarden gemiddeld per beheerstype (tabel 3.1). Significante verschillen tussen beheerstypen zijn bepaald door middel van een Tukey-Kramer test.

Uit tabel 3.1 blijkt dat de licht-indicatiewaarden niet significant verschillen tussen de beheerstypen intensief en extensief maaien of grazen, plaggen en branden. De licht-indicatiewaarden van deze beheerstypen zijn echter wel significant hoger dan de waarden van voor hakhoutbeheer, regulier bosbeheer en geen beheer. De waarde voor hakhoutbeheer is hoger dan voor regulier en geen beheer, maar alleen tussen hakhout- en regulier beheer is dit verschil significant.

Tabel 3.1: Gemiddelde indicatiewaarden ($\pm$ standaarddeviatie) van licht (L), stikstof (N), maaigevoeligheid (Mi: inclusief bomen/struiken; Me: exclusief bomen/struiken) en vocht (F) per beheersvorm (intensief maaien of grazen, extensief maaien of grazen, plaggen, branden, hakhoutbeheer, regulier bosbeheer en geen beheer) en het aantal waarnemingen (n). Verschillende letters duiden significante verschillen aan volgens een Tukey-Kramer test ($\alpha=0.05$).

beheerstype	L	N	Mi	Me	F	n
intensief	7.3 ± 0.5^a	4.5 ± 1.4^b	5.6 ± 1.1^a	5.6 ± 1.1^a	6.0 ± 1.5^{bc}	51
extensief	7.3 ± 0.4^a	3.5 ± 1.2^c	4.6 ± 1.1^b	4.7 ± 1.0^b	6.1 ± 1.7^{bc}	303
plaggen	7.5 ± 0.3^a	3.3 ± 1.0^c	3.9 ± 0.7^c	4.0 ± 0.7^c	7.9 ± 0.9^a	35
branden	7.2 ± 0.5^a	3.7 ± 1.8^{bc}	3.6 ± 1.0^{cd}	3.7 ± 1.0^c	6.6 ± 1.9^b	30
hakhout	5.8 ± 0.6^b	4.0 ± 1.6^{bc}	3.2 ± 0.5^d	3.9 ± 0.5^c	5.6 ± 1.3^c	36
regulier	5.4 ± 1.0^c	4.8 ± 1.6^{ab}	3.1 ± 0.7^{cd}	3.9 ± 0.7^c	5.6 ± 0.8^{bc}	19
geen beheer	5.5 ± 1.1^{bc}	5.5 ± 1.3^a	3.0 ± 0.7^d	3.9 ± 0.7^c	6.3 ± 1.3^{bc}	28

Verwacht werd dat de verschillende beheersvormen in bossen een grote invloed op het lichtklimaat zouden hebben. Uit nadere analyse bleek echter dat het lichtklimaat niet alleen bepaald wordt door het type beheer, maar door het type bos. Bossen uit de eiken-beukenklasse blijken -onafhankelijk van de beheersvorm- een lagere licht-indicatiewaarde te hebben dan andere bostypen en struwelen (tabel 3.2). Op basis van alleen de licht-indicatiewaarde kan daarom geen onderscheid tussen de verschillende vormen van bosbeheer gemaakt worden.

De gemiddelde indicatiewaarde voor stikstof is het hoogst voor de categorieën geen beheer en regulier bosbeheer. Dit hangt waarschijnlijk samen met accumulatie van stikstof in de strooisellaag in bossen. Voor de categorie intensief maaien en grazen is de waarde eveneens relatief hoog, mogelijk samenhangend met bemesting.

Tabel 3.2: Gemiddelde indicatiewaarden ($\pm$ standaarddeviatie) voor licht (L) en het aantal waarnemingen (n) per bostype en per beheersvorm. Bostypen volgens de syntaxa van Westhof & den Held (1969).

bostypen (syntaxon)	beheerstype	L	n
38	hakhout	5.1 ± 0.2	5
38	regulier	4.7 ± 0.4	6
38	geen beheer	4.9 ± 0.9	12
32,33,34,35,37	hakhout	6.0 ± 0.6	31
35,37	regulier	5.9 ± 1.2	11
35,36	geen beheer	6.6 ± 0.3	6

38: eiken-beukenklasse

37: eikenklasse

36: naaldbossenklasse

35: elzenbroekbossenklasse

32-34: struiken

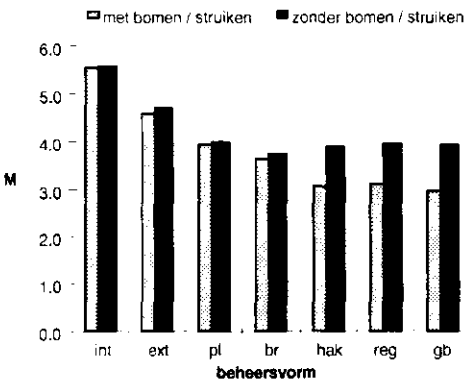
De stikstof-indicatiewaarde voor plaggen is het laagst. Dit geeft het effect van strooiselverwijdering op de vegetatie door plaggen weer.

Dit gemiddelde indicatiewaarde voor maaigevoeligheid is berekend zowel inclusief als exclusief de waarden van bomen en struiken. Voor hakhoutbeheer, regulier beheer en geen beheer geven de waarden berekend exclusief bomen en struiken de ondergroei van bossen weer, de waarden inclusief bomen en struiken karakteriseren de gehele vegetatie. Uit figuur 3.1 blijkt dat de waarden berekend inclusief bomen en struiken lager zijn dan de waarden berekend exclusief bomen en struiken. Dit is een gevolg van het feit dat bomen en struiken standaard een zeer lage maa-indicatiewaarde van 1 of 2 hebben. De verschillen zijn echter alleen significant voor hakhoutbeheer, regulier bosbeheer en geen beheer. De waarde voor de ondergroei (Me) verschilt niet van de waarden voor hakken en plaggen (tabel 3.1).

De gemiddelde maa-indicatiewaarden verschillen significant tussen de beheerstypen intensief maaien of grazen, extensief maaien of grazen en de overige beheerscategorieën, waarbij de waarde voor intensief maaien of grazen het hoogst is. Voor de maa-indicatiewaarden berekend inclusief bomen en struiken is de waarde voor de categorie plaggen hoger dan voor hakhoutbeheer en geen beheer, voor de indicatiewaarden berekend exclusief bomen en struiken zijn er geen significante verschillen tussen de overige beheerscategorieën.

De gemiddelde indicatiewaarde voor vocht is het hoogst voor de categorieën plaggen en branden. Dit wordt veroorzaakt door het feit dat in de dataset veel opnamen, waarin geplagd of gebrand is, relatief natte gebieden als veenweiden of natte heiden zijn. Opnamen van droge heide waar geplagd of gebrand is, zijn relatief schaars. Hierdoor geeft deze waarde de indruk dat plaggen en branden beheersmaatregelen zijn die over het algemeen plaatsvinden in relatief natte gebieden.

In tabel 3.3 zijn de resultaten van de discriminant-analyse weergegeven. Voor deze analyse is de maa-indicatiewaarde inclusief bomen en struiken gebruikt. Een discriminant-analyse waarbij de maa-indicatiewaarde exclusief bomen en struiken gebruikt wordt, levert echter vergelijkbare resultaten op (bijlage 3).



Figuur 3.1: Het verschil in gemiddelde indicatiewaarden voor maaigevoeligheid (*M*) berekend inclusief en exclusief de indicatiewaarden van bomen en struiken per beheersvorm (int: intensief maaien of grazen; ext: extensief maaien of grazen; pl: plaggen; br: branden; hak: hakhoutbeheer; reg: regulier bosbeheer; gb: geen beheer).

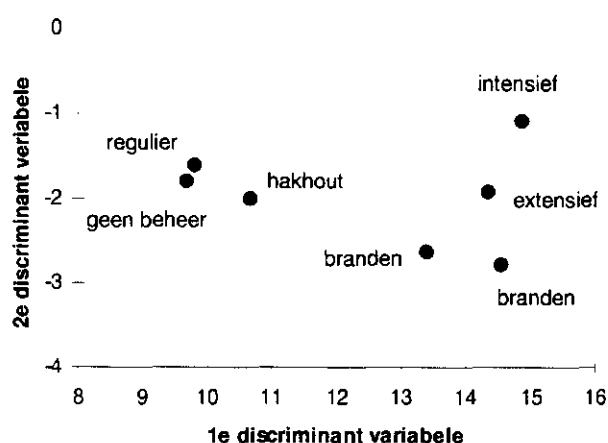
De eigenwaarde is een maat voor de significantie van de discriminant-functie. De eigenwaarde van de eerste discriminant-functie is duidelijk hoger dan de eigenwaarden van de andere functies. De derde en vierde discriminant-functies hebben een zeer lage eigenwaarde en zijn daarom verder buiten beschouwing gelaten. Aangezien alle variabelen van dezelfde grootte-orde zijn, is de waarde van de parameters van de discriminant-functie een maat voor het belang van de variabele. Voor de eerste en tweede discriminant-functie hebben *L* en *Mi* een relatief hoge waarde en zijn daarom de belangrijkste variabelen op basis waarvan er onderscheid tussen de klassen gemaakt kan worden. De contrasten geven aan in hoeverre op basis van een discriminant-functies onderscheid gemaakt kan worden tussen categorieën. Hoe groter het verschil tussen twee waarden is, des te groter het onderscheid dat tussen twee categorieën gemaakt kan worden.

Tabel 3.3 : Resultaten van de discriminant-analyse. Gegeven zijn de eigenwaarden, de parameters van de discriminant-functies en contrasten tussen de beheerscategorieën bij de discriminant-functies.

	1 ^e discr. functie	2 ^e discr. functie	3 ^e discr. functie	4 ^e discr. functie
Eigenwaarden (R)	0.85	0.37	0.27	0.19
Parameters				
L	1.34	-0.71	0.14	1.51
N	-0.39	0.08	-0.35	0.86
Mi	0.94	0.77	-0.22	-0.84
F	0.27	-0.10	-0.55	-0.53
Contrasten				
intensief	0.24	0.67	-0.43	0.04
extensief	0.33	0.01	0.37	0.00
plaggen	0.15	-0.57	-0.59	-0.48
branden	-0.04	-0.44	0.00	0.71
hakhout	-0.50	-0.06	0.38	-0.32
regulier	-0.47	0.16	0.01	-0.24
geen beheer	-0.58	0.08	-0.44	0.32

Uit tabel 3.3 blijkt de eerste discriminant-functie onderscheidt maakt tussen intensief en extensief maaien of grazen, plaggen en branden enerzijds en hakhout-, regulier beheer en geen beheer anderzijds; de tweede discriminant-functie onderscheidt intensief maaien of grazen van plaggen en branden. Dit is grafisch weergegeven in figuur 3.2. In deze figuur zijn de gemiddelde waarden voor de categorieën aangegeven op de eerste en tweede discriminant-as.

Uit de discriminant-analyse kan geconcludeerd worden op basis van gemiddelde indicatie-waarden onderscheid gemaakt kan worden tussen beheersvormen in bossen en beheersvormen in grasachtige vegetaties, en tussen intensief maaien of grazen en plaggen en branden. Indicatiewaarden voor licht en voor maaigevoeligheid zijn daarbij de belangrijkste variabelen, waardoor dit onderscheid bepaald wordt.



Figuur 3.2: Discriminanten-diagram van de gemiddelden van de beheerscategorieën voor de eerste en tweede discriminant-functie.

3.1.2 Verschillen in beheersintensiteit op basis van gemiddelde indicatiewaarden

Uit paragraaf 3.1.1 blijkt dat er op basis van de gemiddelde indicatiewaarden maar in beperkte mate onderscheid gemaakt kan worden tussen de verschillende beheerstypen. De categorieën plaggen en branden, en de categorieën hakhoutbeheer, regulier bosbeheer en geen beheer konden op basis van indicatiewaarden niet goed onderscheiden worden en ook uit de discriminant-analyse bleek dat deze groepen op de eerste twee discriminant-assen dicht bij elkaar liggen (fig. 3.2). Daarom is er in dit onderzoek voor gekozen om de indeling naar beheersvorm terug te brengen naar een indeling naar beheersintensiteit. Hierbij zijn de beheersvormen plaggen en branden samengevoegd tot de categorie *zeer extensief beheer*, en de beheersvormen hakhoutbeheer, regulier bosbeheer en geen beheer samengevoegd tot de categorie *bosbeheer*. De overige twee categorieën zijn niet veranderd. Dit levert vier categorieën op een ordinale schaal voor beheersintensiteit op:

- | | |
|---------------------------|---|
| 1. intensief beheer: | beheer meer dan één keer per jaar uitgevoerd; |
| 2. extensief beheer: | eens per jaar beheerd; |
| 3. zeer extensief beheer: | eens per vijf jaar beheerd; |
| 4. bosbeheer: | meer dan vijf jaar tussen het uitvoeren van beheer. |

Ook voor deze categorieën zijn gemiddelde indicatiewaarden berekend (tabel 3.4). De licht-indicatiewaarde is niet verschillend voor intensief, extensief en zeer extensief beheer. De waarde voor bosbeheer is echter significant lager. De licht-indicatiewaarde is dus een goede parameter om onderscheid te kunnen maken tussen bosbeheer en de overige categorieën.

De stikstof-indicatiewaarde is significant hoger bij intensief beheer en bosbeheer. Dit geeft wederom waarschijnlijk de effecten van bemesting in graslanden en stikstofaccumulatie in de bosbodem weer.

De indicatiewaarde voor maaigevoeligheid verschilt significant tussen alle categorieën wanneer de indicatiewaarde inclusief bomen en struiken wordt gebruikt. Wanneer de indicatiewaarde exclusief bomen en struiken gebruikt wordt, dan is er geen significant verschil tussen zeer extensief beheer en bosbeheer. Blijkbaar verschilt de maaigevoeligheid van de ondergroei in bossen niet van de maaigevoeligheid van de vegetatie bij zeer extensief beheer. Dit is mogelijk het gevolg van natuurlijke begrazing, waaraan de ondergroei van bossen vaak blootstaat.

De vocht-indicatiewaarde is significant hoger bij zeer extensief beheer als gevolg van het feit dat deze opnamen voornamelijk in relatief natte gebieden als natte heiden en veenweiden gemaakt zijn.

Samenvattend kan geconcludeerd worden dat beheersintensiteit i.t.t. beheersvorm wel goed gekarakteriseerd kan worden met gemiddelde indicatiewaarden. De licht-indicatiewaarde onderscheidt bosbeheer van andere beheersvormen, de indicatiewaarde voor maaigevoeligheid onderscheidt intensief, extensief en zeer extensief beheer. De indicatiewaarde voor stikstof is hoger voor intensief beheer en bosbeheer.

Tabel 3.4: Gemiddelde indicatiewaarden ($\pm$ standaarddeviatie) van licht (L), stikstof (N), maaigevoeligheid (Mi: inclusief bomen/struiken; Me: exclusief bomen/struiken) en vocht (F) per beheersintensiteit (intensief beheer, extensief beheer, zeer extensief beheer en geen beheer) en het aantal waarnemingen (n). Verschillende letters duiden significante verschillen aan volgens een Tukey-Kramer test ($\alpha=0.05$).

beheerstype	L	N	Mi	Me	F	n
intensief	7.3 $\pm$ 0.5 ^a	4.5 $\pm$ 1.4 ^a	5.6 $\pm$ 1.1 ^a	5.6 $\pm$ 1.1 ^a	6.0 $\pm$ 1.5 ^b	51
extensief	7.3 $\pm$ 0.4 ^a	3.5 $\pm$ 1.3 ^b	4.6 $\pm$ 1.1 ^b	4.7 $\pm$ 1.0 ^b	6.1 $\pm$ 1.7 ^b	303
z. extensief	7.3 $\pm$ 0.4 ^a	3.5 $\pm$ 1.5 ^b	3.8 $\pm$ 0.9 ^c	3.9 $\pm$ 0.9 ^c	7.3 $\pm$ 1.6 ^a	65
bosbeheer	5.6 $\pm$ 0.9 ^b	4.7 $\pm$ 1.6 ^a	3.0 $\pm$ 0.6 ^d	3.9 $\pm$ 0.9 ^c	5.8 $\pm$ 1.2 ^b	83

3.1.3 Kalibratie van beheersintensiteit met logistische regressie-analyse

Om beheersintensiteit te kalibreren aan gemiddelde indicatiewaarden is een ordinale logistische regressie-analyse (OLR) uitgevoerd. In een OLR wordt de kans tot het behoren tot elk van de categorieën bepaald als functie van de onafhankelijke variabelen, waarbij de gesommeerde kans 1 is (bijlage 2). Als onafhankelijke variabelen zijn indicatiewaarden voor licht, stikstof, maaigevoeligheid en vocht gebruikt. Omdat er correlaties optreden tussen deze variabelen is multiple regressie

uitgevoerd (tabel 3.5). Aangezien de variabelen elkaars effect kunnen beïnvloeden zijn ook de interactietermen van deze variabelen in de analyse betrokken. Alleen de variabelen die een significant deel van de deviance verklaren zijn in het model opgenomen (Bio 1997, Nicholls 1989).

De OLR is zowel met de maai-indicatiewaarde inclusief (Mi) als exclusief (Me) de waarden van bomen en struiken uitgevoerd. Wanneer de analyse met Mi wordt uitgevoerd, dan zijn er 5 significante variabelen, waaronder 2 interactietermen (tabel 3.6a). Dit model verklaart 36.5% van de total deviance. Wanneer de analyse met Me wordt uitgevoerd, dan zijn er 2 significante variabelen (tabel 3.6b). Dit model verklaart 28.8% van de total deviance. Voor beide modellen zijn licht- en maai-indicatiewaarden de meest significante variabelen. De indicatiewaarde voor stikstof is alleen significant indien Mi in de OLR gebruikt wordt. De indicatiewaarde voor vocht is voor geen van beide modellen significant.

Tabel 3.5: *Correlatie coëfficiënten (R) van de gemiddelde indicatiewaarden voor licht (L), stikstof (N), maaigevoeligheid (Mi: inclusief bomen en struiken; Me: exclusief bomen en struiken) en vocht (F); n=502.*

	L	N	Mi	Me
N	-0.36			
Mi	0.32	0.29		
Me	0.14	0.39	0.95	
F	0.18	0.05	-0.37	-0.46

Door middel van deze analyses zijn de indicatiewaarden voor licht, maaigevoeligheid en stikstof gekalibreerd aan beheersintensiteit. Op basis van de door de OLR geschatte modelparameters (bijlage 3) kunnen nu vergelijkingen worden opgesteld die de kansverdeling over de categorieën van beheersintensiteit geven. Deze kansverdeling wordt gegeven door de vergelijkingen 7 t/m 10:

$$p (i n t) = 1 - \left(\frac{e^{lp1}}{1 + e^{lp1}} \right) \tag{7}$$

$$p (b o s) = \left(\frac{e^{lp3}}{1 + e^{lp3}} \right) \tag{8}$$

$$p (z e x) = \left(\frac{e^{lp2}}{1 + e^{lp2}} \right) - p (b o s) \tag{9}$$

$$p (e x t) = 1 - p (i n t) - p (z e x) - p (b o s) \tag{10}$$

waarbij p de kans op het behoren tot een bepaalde categorie¹ is.

¹ int = intensief beheer ext = extensief beheer
zex = zeer extensief beheer bos = bosbeheer

Tabel 3.6 a: Stapsgewijze ordinale logistische regressie-analyse voor de indicatiewaarden van licht (L), stikstof (N), maaigevoeligheid inclusief bomen en struiken (Mi) en vocht (F) en beheersintensiteit. **b:** Stapsgewijze ordinale logistische regressie-analyse voor de indicatiewaarden van licht (L), stikstof (N), maaigevoeligheid exclusief bomen en struiken (Me) en vocht (F) en beheersintensiteit; n = 502.

a: Response-terms	Resid.df	Resid.Dev	Test	ΔDf	ΔDeviance	sig.
null	501	1103.708				
Mi	500	888.061	+Mi	1	215.647	***
Mi+L	499	742.310	+L	1	145.751	***
Mi+L+(L*Mi)	498	724.657	+(L*Mi)	1	17.653	***
Mi+L+(L*Mi)+N	497	715.922	+N	1	8.735	**
Mi+L+(L*Mi) +N +(L*N)	496	702.093	+(L*N)	1	13.829	***
Mi+L+(L*Mi) +N +(L*N)+F	495	700.035	+F	1	2.058	NS

b: Response-terms	Resid.df	Resid.Dev	Test	ΔDf	ΔDeviance	sig.
null	501	1103.708				
L	500	900.500	+L	1	203.208	***
L+Me	499	784.973	+Me	1	75.2768	***
L+Me+N	498	781.795	+N	1	3.178	NS

*** p < 0.001
** p < 0.01
NS niet significant

De *lineaire predictoren* (lp) worden gegeven door de vergelijkingen 11 t/m 13. Hier zijn alleen de lineaire predictoren gegeven voor de analyse met Mi:

lp 1 = 35.9 - 3.9·L - 9.7·M + 1.2·L·M + 4.2·N - 0.6·L·N

[11]

lp 2 = 31.5 - 3.9·L - 9.7·M + 1.2·L·M + 4.2·N - 0.6·L·N

[12]

lp 3 = 29.5 - 3.9·L - 9.7·M + 1.2·L·M + 4.2·N - 0.6·L·N

[13]

Van deze vergelijkingen verschilt alleen de eerste term, het intercept. De overige termen zijn gelijk. Dit betekent dat het model de overgang tussen de verschillende categorieën kwantificeert door één continue onderliggende schaal te construeren. De intercepten definiëren waar de verschillende categorieën ten opzichte van elkaar op deze schaal liggen. Met deze vergelijkingen is het mogelijk om -wanneer L, M en N bekend zijn- de kans te berekenen dat een opname tot elk van de categorieën behoort. Daarbij kan er vanuit gegaan worden dat de categorie met grootste kans de meest waarschijnlijke is.

3.1.4 Implementatie van beheersintensiteit in MOVE

Uit de voorgaande paragraaf volgt dat beheersintensiteit goed te beschrijven is als functie van de indicatiewaarden voor licht, maaigevoeligheid en stikstof. Implementatie van beheersintensiteit in MOVE kan daarom op gelijke wijze plaatsvinden, zoals dat ook voor de standplaatsfactoren zuurgraad, nutriënten-

beschikbaarheid en bodemvocht heeft plaatsgevonden. Anders echter dan voor deze standplaatsfactoren kan daarbij als invoervariabele niet worden uitgegaan van een door SMART2 berekende waarde, maar is beheersintensiteit afkomstig uit een bestand of wordt door een gebruiker opgegeven. Daarom dient beheersintensiteit vertaald te worden in termen van indicatiewaarden voor licht, maaigevoeligheid en stikstof.

Het is mogelijk om voor deze vertaling de gemiddelde indicatiewaarden per beheerscategorie te gebruiken. Het is echter de vraag in hoeverre beheersintensiteit gekarakteriseerd kan worden door alleen deze gemiddelde indicatiewaarden. Beheersintensiteit is weliswaar ingedeeld op een ordinale schaal, maar in werkelijkheid zullen de categorieën min of meer geleidelijk in elkaar overgaan. De overgangen tussen de verschillende categorieën voor beheersintensiteit zijn daarom niet scherp begrensd en bovendien aan elkaar gerelateerd. Alleen een gemiddelde indicatiewaarde per categorie beschrijft dit aspect onvoldoende. Mogelijk is het daarom realistischer om een interval voor beheersintensiteit te bepalen, zoals bijvoorbeeld het 95% betrouwbaarheidsinterval per beheerscategorie. Deze intervallen blijken echter zeer breed te zijn, waardoor het niet mogelijk is om onderscheid tussen de verschillende klassen te maken (tabel 3.8). Bovendien wordt op deze wijze nog steeds voorbijgegaan aan het feit dat de categorieën met elkaar samenhangen.

Een andere mogelijkheid is de categorieën te definiëren aan de hand van de bij de OLR geschatte klassegrenzen -de indicatiewaarden waarbij de kans om tot twee aanéensluitende klassen te behoren precies even groot is- en aan de hand van deze waarden intervallen voor beheersintensiteit op te stellen. Met drie variabelen (L, M en N) zijn dit vlakken in een driedimensionale ruimte, welke de grens tussen de verschillende categorieën voor beheersintensiteit aangeven. Bij deze benadering wordt wel rekening mee gehouden met het feit dat de categorieën niet onafhankelijk van elkaar zijn.

Hoewel dit in principe een goede benadering is, levert deze analyse toch problemen op, omdat het aantal opnamen per categorie de ligging van de klassegrenzen sterk beïnvloedt. Aangezien 60% van de opnamen tot de categorie extensief beheer behoort, is de kans om intensief of zeer extensief beheer te voorspellen erg klein (tabel 3.7), terwijl uit de vorige paragrafen is gebleken dat het wel degelijk mogelijk is om deze categorieën te onderscheiden; in tabel 3.7 is het aantal opnamen weergegeven waarvoor geldt dat de voorspelde beheerscategorie overeenkomt met de beschrijving. Van de opnamen wordt 74% correct voorspeld. Voor extensief beheer en bosbeheer is het aantal juist voorspelde opnamen hoog; voor intensief en zeer extensief beheer erg laag.

Tabel 3.7: Verdeling van de opnamen over de categorieën voor beheersintensiteit en het aantal correct voorspelde opnamen (ongewogen en gewogen).

beheer	aantal opnamen	aantal correct voorspeld	aantal correct voorspeld (gewogen naar klassegrootte)
intensief	51 (10%)	5 (10%)	36 (71%)
extensief	303 (60%)	286 (94%)	129 (43%)
z. extensief	65 (13%)	8 (12%)	31 (48%)
bos	83 (17%)	74 (89%)	72 (87%)
totaal	502	373 (74%)	268 (53%)

Een mogelijkheid om tot een wat evenrediger verdeling over de categorieën te komen is een weging voor wat betreft klassegrootte uit te voeren op de voorspelde kansen, zoals is weergegeven in vergelijking 14:

$$p(x)_{gewogen} = \frac{\left(\frac{p(x)}{n_{int}}\right)}{\left(\frac{p(int)}{n_{int}} + \frac{p(ext)}{n_{ext}} + \frac{p(zex)}{n_{zex}} + \frac{p(bos)}{n_{bos}}\right)} \tag{14}$$

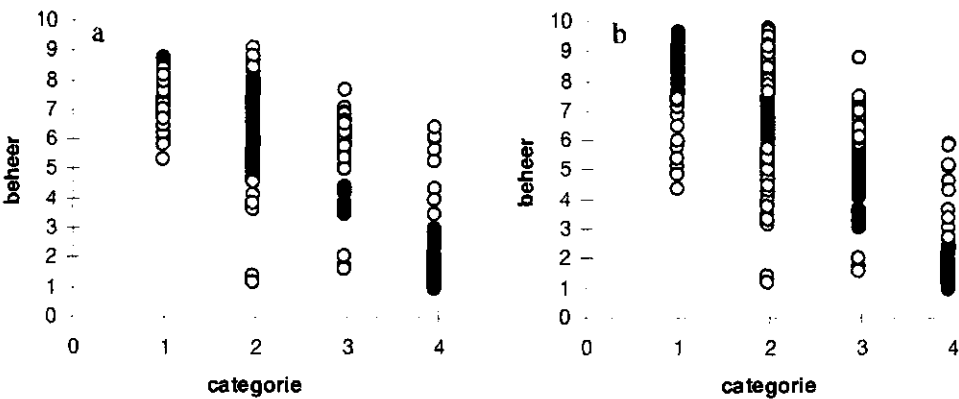
waarbij geldt dat x = int, ext, zex of bos.

Wanneer het aantal correct voorspelde opnamen bepaald wordt met de gewogen kansen, dan is de voorspelling gelijkmatiger over de verschillende categorieën (tabel 3.7). Het totaal aantal correct voorspelde opnamen neemt af van 74% naar 53%. Het aantal correct voorspelde opname voor de categorie bosbeheer blijft echter vrijwel gelijk: de weging heeft voornamelijk invloed op de andere drie categorieën.

Om deze ‘kansen op beheer’ te kunnen vertalen naar één waarde voor beheersintensiteit is een weging zoals weergegeven is in vergelijking 15 uitgevoerd:

$$\text{beheer} = 1 \cdot p(\text{bos}) + 4 \cdot p(\text{zex}) + 7 \cdot p(\text{ext}) + 10 \cdot p(\text{int}) \tag{15}$$

De weegfactoren (1, 4, 7, 10) zijn willekeurig. Hier is voor deze combinatie gekozen, aangezien bij deze waarden de beheersschaal dan tussen de 1 en de 10 komt te liggen. Het idee achter deze schaal voor beheer is dat de schaalverdeling in principe willekeurig is, maar wel gebaseerd is op de statistische kansverdeling die volgt uit de OLR. Door in plaats van gemiddelde indicatiewaarden uit te gaan van deze kansverdeling, worden de verschillende vormen van beheer niet als discrete categorieën beschouwd, maar op één continue schaal gedefinieerd, waarbij impliciet wordt aangenomen dat de categorieën voor beheersintensiteit elkaar kunnen overlappen. Voor de kansen kunnen de ongewogen of de gewogen kansen ingevuld worden.



Figuur 3.3 a: Ligging van de meetwaarden op de schaal voor beheer volgens vergelijking 15. Aangegeven is welke opnamen wel (•) en niet (o) correct voorspeld zijn. **b:** idem. In vergelijking 15 zijn echter de gewogen kansen gebruikt, categorie 1: intensief beheer; categorie 2: extensief beheer; categorie 3: zeer extensief beheer; categorie 4: bosbeheer.

De waarden op deze beheersschaal voor de verschillende categorieën voor beheersintensiteit zijn in tabel 3.8 zijn weergegeven. Deze waarden kunnen dienen als 'indicatiewaarden voor beheersintensiteit' op de hier gedefinieerde beheersschaal. Een andere benadering is uit te gaan van klassegrenzen voor de beheersschaal. De klassegrenzen zijn gedefinieerd als de waarde voor beheer waarbij de kans om tot twee aanéénsluitende klassen te behoren precies even groot is, en kunnen aan de hand van vergelijking 7 t/m 10 en 15 bepaald worden. In figuur 3.3 is dit weergegeven.

Rij het gebruik van een dergelijke beheersschaal moet niet vergeten worden dat het meer om een meer praktische toepassing gaat, dan om de absolute gegevens, zoals die uit de statistische berekeningen volgen. Desalniettemin is deze schaal wel altijd gebaseerd op de -statistisch correcte- kansverdeling; de weging beïnvloedt weliswaar de klassebreedte en de schaalverdeling, maar niet de onderlinge verhouding tussen de categorieën. De praktische aard is dus slechts van toepassing op de interpretatie van beheersintensiteit.

Tabel 3.8: Beheersintensiteit aan de hand van indicatiewaarden voor licht (L), maaigeveligheid inclusief bomen en struiken (M), stikstof (N), beheer ongewogen (B) en beheer gewogen (B_{gewogen}). Voor L, M en N zijn gegeven zijn de gemiddelden en een 95% betrouwbaarheidsinterval op basis van een variantie-analyse ($n=502$). Voor B en B_{gewogen} zijn gegeven de beheersindicatiewaarden op basis van deze gemiddelden volgens vergelijking 15 en de range op basis van de klassegrenzen.

beheer	indicatiewaarde	gemiddelde	interval
intensief	L	7.3	6.3 - 8.3
	M	5.6	3.6 - 7.5
	N	4.5	1.8 - 7.1
	B	7.4	8.4 - 10.0
	B_{gewogen}	8.2	7.7 - 10.0
extensief	L	7.3	6.3 - 8.3
	M	4.6	2.7 - 6.5
	N	3.5	0.9 - 6.2
	B	6.8	4.8 - 8.4
	B_{gewogen}	6.7	5.9 - 7.7
zeer extensief	L	7.3	6.3 - 8.3
	M	3.8	1.9 - 5.7
	M	3.5	0.8 - 6.1
	B	6.2	3.3 - 4.8
	B_{gewogen}	5.4	2.7 - 5.9
bosbeheer	L	5.6	4.6 - 6.6
	M	3.0	1.1 - 5.0
	N	4.7	2.0 - 7.3
	B	1.1	1.0 - 3.3
	B_{gewogen}	1.1	1.0 - 2.7

In tabel 3.8 zijn voor de verschillende categorieën van beheersintensiteit de gemiddelde waarden en de 95%-betrouwbaarheidsintervallen voor L, Mi en N gegeven, en de daarbij behorende waarden op de beheersschaal. Deze waarden kunnen dienen als vertaling van beheersintensiteit in termen van indicatiewaarden en dus als invoerwaarden voor MOVE dienen. Aan de hand van regressievergelijkingen, welke de relatie tussen standplaatsfactoren en beheersintensiteit, en het voorkomen van soorten beschrijven, kan voorspeld worden of een soort of soortengroep bij een bepaalde beheersintensiteit voorkomt. In de volgende paragraaf zijn dergelijke regressievergelijkingen voor 10 soorten op basis van L, Mi en N opgesteld. Analyses met de beheerswaarde (B) zijn momenteel nog niet uitgevoerd.

3.2 Uitbreiding van het regressiemodel met indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid

3.2.1 Regressie-analyse met licht- en maai-indicatiewaarden

Voor tien soorten, welke in meer of mindere mate karakteristiek zijn voor bepaalde vormen van beheer (tabel 3.9), is de verbetering van de responscurves bepaald, die optreedt door uitbreiding van het regressiemodel met indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid. Omdat er correlaties optreden tussen de gebruikte indicatiewaarden (tabel 3.10) is er multiple regressie uitgevoerd.

Om te onderzoeken of uitbreiding met de indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid een verbetering van de voorspelling van de kans op voorkomen oplevert, zijn model 7 (FRN +i +s) en 8 (FRN +LM +i +s) met elkaar vergeleken (zie tabel 2.3 voor de codering). Beide analyses zijn uitgevoerd met de set van 10.000 opnamen, zodat de totale deviance voor beide analyses gelijk is. De verklaarde deviance D^2 is daarom een goede maat om de modellen met elkaar te vergelijken. Daarnaast zijn ook het aantal geschatte parameters, de maximale kans van voorkomen en het aantal malen dat de soort in de dataset voorkomt weergegeven (tabel 3.11).

Tabel 3.9: De soorten waarvoor responscurves berekend zijn. Gegeven zijn soortnaam, soortnummer CBS (nr), habitat, Ellenberg licht-indicatiewaarde (L) en Briemle/Wamelink maai-indicatiewaarde (M).

soort	nr	habitat	L	M
<i>Oxalis acetosella</i>	909	bos	1	2
<i>Carex sylvatica</i>	264	bos	2	3
<i>Erica tetralix</i>	473	heide	8	2
<i>Epilobium hirsutum</i>	451	ruigten / oevers	7	3
<i>Carex acuta</i>	211	veenweide	8	3
<i>Cerastrium arvensis</i>	292	extensief grasland	8	5
<i>Bromus hordeaceus</i>	2337	intensief grasland	7	6
<i>Vicia cracca</i>	1369	intensief grasland	7	6
<i>Lolium perenne</i>	756	z. intensief grasland	8	8
<i>Bellis perennis</i>	135	z. intensief grasland	8	9

In alle gevallen levert de opname van licht en/of maai-indicatiewaarden een verhoging van D^2 van minimaal 6.0 en maximaal 32.2, en een verhoging voor de maximale kans van voorkomen van minimaal 0.02 en maximaal 0.70 op (tabel 3.11). Dit gaat logischerwijze wel ten koste van het aantal vrijheidsgraden, aangezien er over het algemeen meer parameters zijn geschat. Voor *Bromus hordeaceus* zijn echter minder parameters geschat.

Voor de soorten *Carex sylvatica* en *Oxalis acetosella* neemt de voorspellingskans het sterkst toe (resp. met 0.58 en 0.70). Dit zijn soorten die in de ondergroei van bossen, ofwel in een relatief donker milieu, voorkomen. Voor deze soorten blijkt de factor licht de voorspelling sterk positief te beïnvloeden. Dit blijkt ook uit de volgorde waarop de variabelen in de stapsgewijze regressie geselecteerd worden (tabel 3.12): voor beide soorten is de licht-indicatiewaarde de meest significante variabele.

Voor *Bellis perennis* en *Lolium perenne*, twee soorten die voorkomen bij intensieve beheersvormen, is het maai-indicatietal de meest significante variabele. De kans van voorkomen wordt in het model met maai- en licht-indicatiewaarde verhoogd met resp. 0.25 en 0.47.

Voor de soorten *Erica tetralix*, *Bromus hordeaceus* en *Epilobium hirsutum* is de vergroting van de kans van voorkomen verhoudingsgewijs gering. Voor *Erica tetralix* was de modelvoorspelling al zeer hoog (0.99). Het voorkomen van deze soort is waarschijnlijk vooral bepaald door zuurgraad en vocht. Ook voor *Bromus hordeaceus* is de verbetering relatief gering, maar wanneer licht- en maai-indicatiewaarde in het model zijn opgenomen, zijn er voor deze voorspelling minder variabelen noodzakelijk om tot een betere voorspelling te komen. De soort *Epilobium hirsutum* is mogelijk een soort met een breed ecologisch amplitude, of wordt door andere dan de hier gebruikte variabelen bepaald.

Samenvattend kan gesteld worden dat de indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid de voorspelling van het voorkomen van soorten aanzienlijk kan verbeteren. Uit tabel 3.12 -waarin de volgorde van selectie van variabelen voor model 8 weergegeven is- blijkt dat in 6 van de 10 gevallen de licht- of maai-indicatiewaarde de meest significante variabele is.

Tabel 3.10: correlatie coëfficiënten (R) van de gemiddelde indicatiewaarden voor licht (L), stikstof (N), maaigevoeligheid (M), vocht (F) en zuurgraad (R). Voor maaigevoeligheid zijn de gemiddelde indicatiewaarden inclusief bomen en struiken berekend (n=10.000).

	L	N	M	F
N	0.16			
M	0.22	-0.37		
F	-0.06	0.11	0.35	
R	-0.31	0.12	0.26	0.78

3.2.2 Stapsgewijze regressie analyse

De verschillen tussen een stapsgewijze regressie en een niet-stapsgewijze regressie zijn onderzocht door model 2 (FRN +LM -i -s) te vergelijken met model 6 (FRN +LM -i +s). Bij een stapsgewijze regressie worden alleen die termen in het model opgenomen die een significant deel van de deviance verklaren, met als voordeel dat er alleen significante variabelen in het model worden opgenomen. Deze regressiemethode heeft echter als nadeel dat de procedure erg tijdrovend is. De rekentijd per soort bedraagt namelijk één tot twee uur. Met een niet-stapsgewijze regressie kunnen de analyses sneller uitgevoerd worden. Daarom is onderzocht in hoeverre beide methoden van elkaar verschillen.

Uit tabel 3.11 volgt dat in 6 van de 10 gevallen beide regressies evenveel variabelen selecteren, in 4 gevallen selecteert de stapsgewijze regressie minder variabelen. De waarden voor de D^2 en de maximale kans van voorkomen zijn echter vrijwel gelijk. Dit is in overeenstemming met de verwachting, aangezien de stapsgewijze regressie geen niet-significante variabelen selecteert en niet-significante variabelen maar weinig van de totale deviance verklaren.

De hier vergeleken modellen wijzen er in ieder geval op dat de resultaten van een stapsgewijze en een niet-stapsgewijze regressie vergelijkbaar zijn. Het is onduidelijk wat er zou gebeuren als er ook interacties berekend zouden worden, maar aangezien het technisch gezien niet mogelijk was om model 4 te berekenen blijft dit vooralsnog onbekend.

Tabel 3.11: Vergelijking van de verklaarde deviance (D^2) en de maximale kans van voorkomen ($p_{\max}$), het aantal geschatte parameters (n) en het aantal positieve waarnemingen (N) van de verschillende modellen 2, 3:1, 3:2, 6, 7 en 8 (zie tabel 2.3). Alle analyses zijn uitgevoerd met de set van 10.000 opnamen, met uitzondering van model 3:1, waarvoor de set met 30.000 opnamen gebruikt is.

$\pm i$: wel /geen interactietermen opgenomen; $\pm s$: wel / geen stapsgewijze regressie-analyse

	MODEL: VARIABLEN: TYPE:	2	3:1 n=30.000	3:2 n=10.000	6	7	8
		FRN + LM -i -s D^2	FRN +i -s D^2	FRN +i -s D^2	FRN+ LM -i +s D^2	FRN +i +s D^2	FRN + LM +i +s D^2
CBS NR	SOORTNAAM	n	n	n	n	n	n
135	<i>Bellis perennis</i>	11	10	10	11	11	11
211	<i>Carex acuta</i>	28.422	11	27.494	10	31.660	10
264	<i>Carex sylvatica</i>	61.139	11	34.194	10	26.835	9
292	<i>Cerastium arvense</i>	43.867	11	39.910	10	33.716	8
451	<i>Epilobium hirsutum</i>	37.815	11	34.407	10	37.537	8
473	<i>Erica tetralix</i>	67.813	11	64.159	10	31.983	7
756	<i>Lolium perenne</i>	60.937	11	37.254	10	63.585	8
909	<i>Oxalis acetosella</i>	63.437	11	31.420	10	36.684	10
1369	<i>Vicia cracca</i>	34.761	11	23.257	10	31.297	9
2337	<i>Bromus hordeaceus</i>	41.284	11	26.589	10	23.292	10
				29.886	10	29.886	10
					40.894	8	40.894
						8	8
							117

	MODEL: VARIABLEN: TYPE:	2	3:1	3:2	6	7	8
		FRN + LM -i -s $p_{\max}$	FRN +i -s $p_{\max}$	FRN +i -s $p_{\max}$	FRN+ LM -i +s $p_{\max}$	FRN +i +s $p_{\max}$	FRN + LM +i +s $p_{\max}$
CBS NR	SOORTNAAM	n	n	n	n	n	n
135	<i>Bellis perennis</i>	0.717	11	0.468	10	0.468	11
211	<i>Carex acuta</i>	0.410	11	0.290	10	0.286	18
264	<i>Carex sylvatica</i>	0.894	11	0.152	10	0.148	396
292	<i>Cerastium arvense</i>	0.623	11	0.386	10	0.384	11
451	<i>Epilobium hirsutum</i>	0.504	11	0.431	10	0.384	13
473	<i>Erica tetralix</i>	0.987	11	0.968	10	0.343	211
756	<i>Lolium perenne</i>	0.967	11	0.524	10	0.979	226
909	<i>Oxalis acetosella</i>	0.905	11	0.215	10	0.524	860
1369	<i>Vicia cracca</i>	0.836	11	0.389	10	0.910	13
2337	<i>Bromus hordeaceus</i>	0.347	11	0.207	10	0.389	140
						0.207	13
							417
							8
							117

3.2.3 Het belang van de interactietermen

Omdat de indicatiewaarden elkaars effecten kunnen beïnvloeden, moet bij de regressie-analyse ook onderzocht worden in hoeverre interactietermen het model kunnen verbeteren. Een probleem daarbij is dat, vanwege de beperkte rekencapaciteit, de analyse beperkt is door het aantal te schatten parameters en/of het aantal waarnemingen. Om het belang van interactietermen voor de modeluitkomst te bepalen zijn model 6 (FRN + LM -i +s) en 8 (FRN + LM +i +s) met elkaar vergeleken, waarbij er een stapsgewijze analyse met of zonder interactietermen is uitgevoerd (tabel 3.11).

De D^2 van het model met interactietermen is voor alle soorten groter dan voor het model zonder interactietermen. Dit is in overeenstemming met de verwachting, aangezien er meer variabelen zijn en het aantal geselecteerde factoren over het algemeen groter is. De maximale kans van voorkomen is dan echter niet altijd groter, zoals bijv. bij *Carex sylvatica*. Dit is het gevolg van het feit dat niet het theoretisch optimum, maar de maximaal voorspelde kans van voorkomen is gebruikt. Over het algemeen zijn in beide modellen dezelfde niet-interactietermen geselecteerd, met als uitzondering *Carex sylvatica* -geen M in model 8- en *Oxalis acetosella* -geen F in model 8.

In tabel 3.12 is de volgorde van significantie van de parameters weergegeven, zoals die in de stapsgewijze regressie voor model 8 (FRN + LM +i +s) geselecteerd werden. Voor *Carex acuta* werden de meeste interactietermen geselecteerd (7), voor *Bellis perennis* en *Bromus hordeaceus* was geen enkele interactieterm significant. Verder blijkt uit de tabel dat de interactietermen voor alle soorten na de enkelvoudige termen geselecteerd worden. Dit zou het gevolg kunnen zijn van het feit in de rekenprocedure is opgelegd dat interactietermen pas berekend worden wanneer de termen die de interactieterm vormen al in het model opgenomen waren. Uit de tabel blijkt echter dat dat niet altijd het geval is. Zo wordt voor de soort *Vicia cracca* de interactieterm L*M als laatste (7^e) geselecteerd, terwijl M en L als meest significante termen (respectievelijk 1^e en 2^e) geselecteerd zijn. Geconcludeerd kan worden dat uitbreiding van het regressiemodel met indicatiewaarden voor licht en maaigevoeeligheid het belang van de interactietermen op de modeluitkomst doet afnemen.

3.2.4 Het belang van het aantal waarnemingen

Alle berekeningen zijn uitgevoerd met een dataset van 10.000 opnamen, terwijl er een dataset van ruim 30.000 opnamen beschikbaar is. Om de invloed van de grote van de dataset op de analyse-uitkomst te bepalen, zijn model 3:1 (FRN +i -s; 30.000 opnamen) en 3:2 (idem; 10.000 opnamen) met elkaar vergeleken. Uit tabel 3.11 blijkt dat de verschillen in D^2 en maximale kans van voorkomen relatief gering.

Tabel 3.12: Selectievolgorde van de parameters -vocht (F), pH (R), nutriënten (N), licht (L) en maaigevoeligheid (M) en de interactietermen daarvan- bij de stapsgewijze regressie volgens model 8 op basis van verklaarde deviance.

CBS NR	SOORTNAAM	F	F ²	R	R ²	N	N ²	L	L ²	M	M ²	FR	FN	FL	FM	RN	RL	RM	NL	NM	LM
135	<i>Bellis perennis</i>	5	5	3	3	2	2	4	4	1	1										
211	<i>Carex acuta</i>	1	1	2	2	5	5	4	4	3	3		12	8	9	6	10	7		11	
264	<i>Carex sylvatica</i>	4	4	2	2	3	3	1	1								6		5		
292	<i>Cerastium arvense</i>	1	1	3	3	4	4	5	5	2	2					7				6	
451	<i>Epilobium hirsutum</i>	2	2	5		1	1	3	3	4	4				6						
473	<i>Erica tetralix</i>	2	2	1		5	5	3	3	4	4	7	8		6				9		
756	<i>Lolium perenne</i>	3		5	5	2	2	4	4	1			6		8			9		7	
909	<i>Oxalis acetosella</i>			2	2	4	4	1	1	3	3					5					
1369	<i>Vicia cracca</i>	5	5	4	4	3	3	2	2	1	1				6						7
2337	<i>Bromus hordeaceus</i>			2	2	3		4	4	1	1										

In bijlage 4 zijn de relatieve verschillen tussen de waarden voor de geschatte parameters van de beide modellen weergegeven. De waarden voor de geschatte parameters blijken over het algemeen in dezelfde grootte orde te liggen (verschil% ± 1). De soorten *Cerastrium arvensis*, *Oxalis acetosella* en *Bromus hordeaceus* hebben wel een relatief sterke afwijking in beide modellen. Dit hangt samen met het feit dat deze soorten na resampling relatief weinig positieve waarnemingen hebben, waardoor de nauwkeurigheid van de parameterschatting afneemt. Een analyse met 10.000 waarnemingen levert dus een vergelijkbare resultaten op als een analyse met 30.000 waarnemingen, mits het aantal positieve waarnemingen na resampling niet te klein is. Voor de dataset van 30.000 opnamen komt dat neer op minimaal ongeveer 300 positieve waarnemingen,

3.2.5 Het bepalen van responscurven van soorten

Uit de vorige paragraaf volgt dat er voor veel voorkomende soorten een goede schatting gemaakt kan worden met 10.000 opnamen. Veel soorten zullen echter minder frequent in de dataset vertegenwoordigd zijn en bij resampling zullen er dan te weinig positieve waarnemingen zijn om in een betrouwbare analyse te resulteren. In de complete dataset van 30.000 opnamen hebben van de ongeveer 950 gebruikte soorten er 300 minder dan 100 waarnemingen. Na een eventuele resampling blijven er te weinig waarnemingen over om een betrouwbare analyse te kunnen verrichten. In plaats van het aantal waarnemingen te reduceren, kan ook overwogen worden om minder parameters te schatten. Dan is het namelijk wel mogelijk om alle waarnemingen te gebruiken.

Wanneer de uitkomsten van modellen met en zonder interactietermen vergeleken worden, dan is het model met interactietermen significanter. De verschillen echter zijn klein en de interactietermen zijn ten opzichte van de enkelvoudige termen minder belangrijk. Het is daarom niet te verwachten dat het niet berekenen van interactietermen van grote invloed op de modeluitkomst is. Bovendien blijkt uit de analyse van model 8 dat interactietermen in alle gevallen van minder belang zijn dan de enkelvoudige termen. Voor minder frequente soorten is het daarom beter geen interactietermen te berekenen, zodat het aantal te analyseren opnamen zo groot mogelijk is.

4. DISCUSSIE

4.1 Representativiteit van de gegevens en indeling naar beheersvorm

Voor deze studie is een groot aantal proefvlakgegevens geselecteerd uit het *bestand met opnamen uit het onderzoek van de Nederlandse plantengemeenschappen* (Schaminee et al. 1989; Meertens et al. 1992), waarvan de beheersvorm en -intensiteit bekend waren. De geselecteerde opnamen stammen uit een groot aantal verschillende ecosystemen verdeeld over heel Nederland en kunnen in die zin als representatief voor de Nederlandse situatie beschouwd worden (Alkemade et al. 1996). Aangezien de meeste opnamen in natuurgebieden gemaakt zijn, hebben de uitkomsten met name betrekking op natuurlijke ecosystemen en vegetaties.

Deze opnamen zijn ten behoeve van kalibratie ingedeeld naar beheersintensiteit, waarbij er onderscheid gemaakt is tussen vier categorieën: intensief beheer, extensief beheer, zeer extensief beheer en bosbeheer. Daarbij is bosbeheer equivalent aan 'geen beheer' voor wat betreft de ondergroei van bossen. Een dergelijke indeling naar intensiteit is gebruikelijk wanneer het gaat om begrazingsbeheer (zie Van Wingerden et al. 1997), voor maaibeheer is het gebruikelijker een indeling naar maaifrequentie en -tijdstip te maken (zie o.a. Oomes 1992; Willems 1983). Door een indeling alleen op basis van beheersintensiteit te maken wordt er voorbijgegaan aan een aantal andere aspecten van beheer, die wel degelijk invloed hebben op het uiteindelijke effect op de vegetatie. In deze paragraaf wordt nader ingegaan op deze aspecten.

De opnamen zijn gemaakt door een groot aantal verschillende onderzoekers. De begrazingsintensiteit is niet gebaseerd op een inschaling die opgesteld is volgens vaste procedures -zoals bijvoorbeeld het aantal grazers per hectare-, maar berust op inschatting van de individuele onderzoekers. Daarbij is onduidelijk of de begrazingsintensiteit een schatting is van de begrazingsdruk (het aantal grazers per hectare), of dat het een inschatting is van het effect op de vegetatie onder deze begrazingsdruk betreft. Omdat het uiteindelijke effect van begrazing op de vegetatie naast de begrazingsdruk ook sterk samenhangt met de standplaatsfactoren (Van Wingerden et al. 1997) is dit van belang voor de interpretatie van de uitkomsten. Evenmin is er onderscheid gemaakt tussen verschillende soorten grazers, hoewel deze wel degelijk invloed op de vegetatie hebben (de Molenaar 1996).

Gezien het aantal beschikbare gegevens betreffende maaibeheer kon er in deze studie geen onderscheid gemaakt worden tussen maa- en begrazingsbeheer. De gemaakte opnamen zijn daarom op basis van de maaifrequentie op dezelfde schaal ingedeeld. De effecten van maaien en grazen op de vegetatie kunnen echter verschillen. Willems (1983) vond in kalkgraslanden dat extensieve begrazing leidde tot een hogere soortenrijkdom dan extensief maaien. Dit hing samen met het feit dat er selectiviteit t.o.v. begrazing bestaat, waarbij frequentere soorten meer gegeten worden en giftige soorten of soorten met stekels niet gegeten worden. Daarnaast veroorzaken lokale bemesting en betreding door de grazers een meer gevarieerde vegetatiestructuur dan maaibeheer (de Molenaar 1996).

Er is evenmin rekening gehouden met het tijdstip waarop maaibeheer plaatsvindt, hoewel naast de intensiteit ook het maaitijdstip het effect op de vegetatie beïnvloedt. In veengebieden bepaalt het tijdstip van maaien of er een rietvegetatie of een veenweidevegetatie ontstaat (van Diggelen 1996). Bobbink en Willems (1991) vonden

dat het maaitijdstip de hoeveelheid verwijderde nutriënten en daarmee de soortensamenstelling beïnvloedde.

Uit het bovenstaande kan geconcludeerd worden dat de indeling naar intensiteit een sterke vereenvoudiging is van alle processen die samenhangen met beheer. Daarom is deze indeling niet een hele strikte, maar de categorieën zullen geleidelijk in elkaar overgaan, deels door de noodzakelijke vereenvoudiging van de beheersschaal als gevolg van de beschikbare gegevensset, deels aan variabiliteit inherent aan beheer zelf.

4.2 De bruikbaarheid van indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid

In dit onderzoek zijn indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid gebruikt om de effecten van beheer op de vegetatie te beschrijven. De licht-indicatiewaarde kon alleen gebruikt worden om onderscheid te maken tussen opnamen met bosbeheer en de overige beheersvormen, waarbij de indicatiewaarde voor bossen alleen betrekking had op de ondergroei. Hoewel uit de literatuur blijkt dat maaien of grazen een grote invloed heeft op het lichtklimaat in de vegetatie (Mitchley & Willems 1995), bleken dergelijke effecten niet terug te vinden in de gemiddelde indicatiewaarden voor licht. Blijkbaar is het onderscheidend vermogen van de gemiddelde licht-indicatiewaarde beperkt en niet bruikbaar om verschillen in beheersintensiteit in grasachtige vegetaties te beschrijven. Mogelijk zouden effecten van beheer op het lichtklimaat in graslanden wel aangetoond kunnen worden wanneer abundantiegegevens bij de berekening van de gemiddelde indicatiewaarden per opname betrokken worden.

Voor het beschrijven van het directe effect van beheer op de vegetatie is gebruik gemaakt van indicatiewaarden voor maaigevoeligheid. Deze indicatiewaarden zijn in eerste instantie opgesteld om de gevoeligheid voor maaibeheer van individuele soorten te beschrijven, maar in deze studie zijn deze waarden ook voor de gevoeligheid voor begrazingsbeheer gebruikt. Voor bepaalde soorten zullen de effecten van maaien sterk verschillen van de effecten van grazen. De palatability (smaak) en het bezitten van afweerorganen als stekels of giftigheid veroorzaken dat bepaalde soorten die zeer gevoelig zijn voor maaibeheer bij begrazing gewoon blijven voortbestaan. Distels bijvoorbeeld (*Carduus sp.*, *Cirsium sp.* en *Sonchus sp.*) hebben een maai-indicatiewaarde van rond de 3, maar worden door vee niet gegeten, zodat ze een graas-indicatiewaarde van 8 hebben. Met andere woorden: maaigetallen zijn niet zonder meer te vertalen naar graasgetallen. Voor dergelijke soorten zal het ecologisch amplitude voor beheer breed zijn: soorten waarvoor voorspeld wordt dat ze bij "intensieve bemaaiing" niet voorkomen, kunnen bij "intensieve begrazing" wel degelijk worden aangetroffen. Wanneer er voorspellingen m.b.t. het voorkomen van specifieke soorten gedaan worden, moet met dergelijke effecten rekening worden gehouden.

Gemiddelde indicatiewaarden voor maaigevoeligheid zijn berekend zowel inclusief als exclusief de waarden van bomen en struiken. Zaailingen van bomen en struiken hebben een hoge maaigevoeligheid en duiden daarom op een zeer extensieve vorm van beheer. In bossen lijkt dit echter niet op te gaan, aangezien volwassen bomen en struiken juist een lage maaigevoeligheid hebben. Het was daarom niet duidelijk of de gemiddelde maai-indicatiewaarde inclusief of exclusief de waarden van bomen en struiken berekend dient te worden.

Alleen wanneer de indicatiewaarde berekend inclusief bomen en struiken gebruikt werd, verschilde de gemiddelde indicatiewaarde voor bosbeheer significant van die voor zeer extensief beheer. Uit de regressie-analyses bleek het model waarbij gebruik gemaakt werd van de indicatiewaarde inclusief bomen en struiken significanter te zijn dan het model met de indicatiewaarde exclusief bomen en struiken. Blijkbaar kan dus beter de indicatiewaarden berekend inclusief de waarden van bomen en struiken worden gebruikt.

4.3 Implementatie van beheersintensiteit in MOVE

Ondanks de in de eerdere paragrafen gemaakte kanttekeningen blijkt uit de analyse dat beheersintensiteit goed te beschrijven is met de gemiddelde indicatiewaarden voor licht, maaigevoeligheid en stikstof. Het ordinale logistische regressiemodel verklaarde resp. 37% van de deviance voor het model uitgevoerd met de maai-indicatiewaarde inclusief bomen en struiken en 29% voor het model uitgevoerd met de maai-indicatiewaarde exclusief bomen en struiken. Beide modellen waren sterk significant ($P < 0.0001$). Op basis van de gemiddelde indicatiewaarden per categorie en de discriminant-analyse kon geconcludeerd worden dat de licht-indicatiewaarde onderscheid maakte tussen bosbeheer en de ander vormen van beheer, terwijl de maai-indicatiewaarde vooral onderscheid maakte tussen intensief, extensief en zeer extensief beheer.

Uitbreiding van het regressie-model met indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid leverde voor alle tien soorten een aanzienlijke verbetering van het model op, zowel voor wat betreft het percentage verklaarde deviance, de maximaal voorspelde kans van voorkomen als het aantal geschatte parameters. Daarbij nam het belang van eerder berekende interactietermen tussen indicatiewaarden voor zuurgraad, vocht en stikstof af.

In deze studie is aangetoond dat beheersintensiteit als functie van de indicatiewaarden voor licht, stikstof en maaigevoeligheid beschreven kan worden. Daarom kan implementatie van beheer in MOVE in principe op dezelfde wijze plaatsvinden, zoals ook voor andere standplaatsfactoren heeft plaatsgevonden (figuur 1.1). Alkemade et al. (1997) berekenden per opname voor de indicatiewaarden van zuurgraad, vochtgetal en stikstofgetal een gemiddelde waarde, waarna het optimum en tolerantie van elke afzonderlijke soort of soortengroep met multiple logistische regressie-analyse bepaald werd. Vervolgens werd de ecologisch amplitude -het interval voor een standplaatsfactor waarbinnen 90% van een soort of soortsgroep voorkomt- per soort of soortengroep berekend. In SMART-MOVE wordt aan de hand van deze amplitudes nagegaan of de waarde van een door SMART berekende milieuvariabele al dan niet binnen dit interval valt en dus of de soort al dan niet kan voorkomen.

Bij beheer wordt er echter niet uitgegaan van een in SMART berekende milieuvariabele, maar van een uit een bestand afkomstige of door een gebruiker geselecteerde beheersintensiteit. Deze intensiteit moet worden vertaald in termen van de indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid. Een mogelijkheid voor deze vertaling is om -overeenkomstig aan de wijze zoals dat met de indicatiewaarden voor zuurgraad, vocht en stikstof gebeurt- de gemiddelde indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid per beheersintensiteit te gebruiken. Aan de hand van de amplitude per soort kan dan worden nagegaan of de gemiddelde indicatiewaarden voor

beheersintensiteit binnen die amplitude vallen en of de soort bij de betreffende beheersintensiteit voor kan komen.

Het is echter de vraag in hoeverre beheersintensiteit gekarakteriseerd kan worden door alleen gemiddelde waarden voor licht en maaigevoeligheid. Uit de eerste twee paragrafen werd al duidelijk dat de overgangen tussen de verschillende categorieën voor beheersintensiteit niet erg strikt begrensd zijn en zelfs deels overlappen. Alleen een gemiddelde indicatiewaarde per categorie beschrijft dit aspect onvoldoende. Mogelijk is het daarom realistischer om een interval voor beheersintensiteit aan te geven. Een optie is om 95% betrouwbaarheidsintervallen te berekenen. Deze intervallen zijn echter zeer breed, waardoor het niet mogelijk is om onderscheid tussen de verschillende klassen te maken. Bovendien wordt op deze wijze niet duidelijk hoe de categorieën met elkaar samenhangen op de ordinale schaal van beheersintensiteit.

In dit rapport is beheersintensiteit weergegeven door op basis van de in de ordinale regressie berekende kansen een nieuwe beheersschaal op te stellen. Deze benadering heeft als voordeel dat de beheersintensiteit niet als discrete categorieën gedefinieerd is, maar dat impliciet wordt opgenomen dat er een overlap bestaat. Wanneer er een bepaalde beheersintensiteit opgegeven wordt, kunnen er op basis van deze beheersschaal regressievergelijkingen worden opgesteld welke het verband tussen beheersintensiteit en het voorkomen van soorten of soortgroepen beschrijven.

Bij de toepassing van de beheersschaal moet echter niet vergeten worden dat het meer om een praktische toepassing gaat, dan om absolute gegevens die zouden volgen uit statistische berekeningen. Desalniettemin is deze schaal wel altijd gebaseerd op de -statistisch correct- berekende kansverdeling, zodat de ligging van de verschillende categorieën ten opzichte van elkaar niet wordt beïnvloed door deze schaling.

4.4 Aanbevelingen voor verdere ontwikkeling van SMART-MOVE

De kalibratie van beheer en de daarbij behorende indicatiewaarden en/of intervallen voor beheer kunnen verfijnd worden wanneer er meer gegevens voor handen komen. Door uitbreiding van de dataset kunnen enerzijds klassegrenzen tussen categorieën nauwkeuriger berekend worden, anderzijds is het wellicht mogelijk om in plaats van beheersintensiteit ook de verschillen tussen beheersvormen -bijv. maaien en grazen- afzonderlijk te beschrijven. Met meer waarnemingen voor wat betreft maai- en begrazingsbeheer in niet-natuurgebieden kan beter onderscheid gemaakt worden tussen intensieve en extensieve beheersvormen. In deze studie is echter gebleken dat het onderscheidend vermogen van de gemiddelde indicatiewaarden beperkt is.

Een andere benadering om onderscheid tussen maaien en grazen te kunnen maken zou kunnen zijn om naast een indicatiewaarde voor maaigevoeligheid ook een waarde voor graasgevoeligheid op te nemen. Een dergelijke indicatiewaarde is momenteel echter niet voor handen, maar zou op gelijke wijze als dat in Wamelink et al. (1997) gedaan is, geschat kunnen worden.

In de bodemmodule SMART2 is beheer momenteel gemodelleerd door voor graslanden en heide een continue afvoer van stikstof te veronderstellen. Deze afvoer zal echter variëren met de beheersintensiteit en door de afvoer van stikstof hieraan te koppelen kan een betere voorspelling voor wat betreft de stikstofbeschikbaarheid gedaan worden.

Daarbij dient echter rekening gehouden te worden met het feit dat de effecten op de vegetatie van beheer samenhangen met de standplaatsfactoren. In Van Wingerden et al. (1997) wordt aan de hand van een uitgebreid literatuuronderzoek geconcludeerd, dat de effecten van begrazing op de vegetatie sterk kunnen verschillen per fysisch-geografische regio, met name door verschillen in bodemvruchtbaarheid. In het algemeen neemt onder invloed van begrazing op rijke bodems het soortenaantal van planten toe, terwijl op arme bodems het soortenaantal veelal afneemt of gelijk blijft - met name wanneer deze bodems droog zijn. Daarom dient er ook een terugkoppeling van bodemvruchtbaarheid naar de effecten van beheer plaats te vinden.

Doordat er onder invloed van beheer en successie verandering van de stikstofbeschikbaarheid in de bodem optreedt, zal er een verandering van de soortensamenstelling optreden, wat invloed heeft op de stikstofbeschikbaarheid. Er is dus een terugkoppeling tussen het effect van beheersmaatregelen, stikstofbeschikbaarheid en successie in de vegetatie. SMART moet daarom uitgebreid worden met deze cyclus (figuur 1.1). Op deze wijze kunnen eveneens de effecten van beheer op de stikstofaccumulatie in de bodem worden onderzocht.

Door SMART-MOVE uit te breiden met een module voor beheersmaatregelen, kan naast het voorkomen van soorten en soortengroepen, ook een indicatie van de vegetatiestructuur-ontwikkeling gegeven worden. Daardoor kan de aansluiting met andere modellen voor vegetatie-ontwikkeling (bijv. LEDESS, GREINS) en daarmee samenhangend fauna-modellering (VlinderMOVE, VogelMOVE) worden verbeterd.

4.5 Conclusies

In deze studie is beschreven hoe indicatiewaarden voor licht en maaigevoeligheid in combinatie met andere standplaatsfactoren gebruikt kunnen worden om de effecten van beheersmaatregelen op de vegetatie te voorspellen. Door MOVE uit te breiden met deze indicatiewaarden treedt er een aanzienlijke verbetering van het regressiemodel op. Voor beheer kunnen daarom regressievergelijkingen berekend worden op overeenkomstige wijze zoals dat ook zuurgraad, bodemvocht en nutriënten gebeurd is.

Een volgende stap in de ontwikkeling van SMART-MOVE moet zijn dat ook de effecten van beheer op de stikstofbeschikbaarheid gemodelleerd worden. Daartoe dient de wijze waarop beheer momenteel in SMART2 opgenomen is uitgebreid te worden. Door de afvoer van stikstof door beheer te koppelen aan beheersintensiteit kan deze afvoer beter gespecificeerd worden en kunnen de effecten van beheer op de stikstofbeschikbaarheid onderzocht worden. De organische stofproductie en dus de stikstofafvoer is in hoge mate afhankelijk van de bodemvruchtbaarheid en vochtvoorziening. Dit aspect dient daarom eveneens in de beheersmodule van SMART opgenomen te worden.

Uitbreiding van SMART-MOVE met een module voor beheer levert een betere voorspelling voor het voorkomen van soorten op en zal een realistischer beeld van veranderingen in het natuurlijk milieu geven. Daarnaast biedt het de mogelijkheid om te anticiperen op de lange termijn effecten op de vegetatie van -vaak kostbare-beheersmaatregelen ten behoeve van natuurontwikkeling. Ook de aansluiting met andere modellen voor vegetatie-ontwikkeling (bijv. LEDESS, GREINS) en daarmee samenhangend fauna-modellering (VlinderMOVE, VogelMOVE) zal verbeterd worden.

LITERATUUR

- Aerts, R. & G.W. Heil (eds) 1993. *Heathland, patterns and processes in a changing environment*. Kluwer Ac. Publ., Dordrecht, 223 p.
- Alkemade, J.R.M., J. Wiertz & J.B. Latour 1997. *MOVE: vegetatiemodel versie 1.0. De kans op voorkomen van ca. 1000 plantensoorten als functie van vocht, pH en nutriënten*. RIVM Rapport 711901015, Bilthoven.
- Alkemade, J.R.M., J. Wiertz & J.B. Latour 1996. *Kalibratie van Ellenbergs milieu-indicatiegetallen aan werkelijk gemeten bodemfactoren*. RIVM Rapport 711901016, Bilthoven.
- Becker, R.A., J.M. Chambers & A.R. Wilks 1988. *The new S language, a programming environment for data analysis and graphics*. Wadsworth & Brooks / Cole Advanced books and software. Pacific Grove, California.
- Beltman, B. & T. van den Broek 1993. *Verzuring van Kalkrijke venen. Een studie naar effectgerichte maatregelen*. Landschap 10: 17-31.
- Bio, A.M.F., R. Alkemade & A. Barendrecht 1997. *Determining alternative models for vegetation response analysis: a non-parametric approach*. Accepted by Journal of Vegetation Science.
- Bobbink R. & J.H. Willems 1991. *Impact of different cutting regimes on the performance of Brachypodium pinnatum in Dutch Chalk Grassland*. Biological Conservation 56: 1-21.
- Briemle, G. & H. Ellenberg 1994. *Zur Mahverträglichkeit von Grünpflanzen; Möglichkeiten der praktischen Anwendung von Zeigerwerten*; Natur und Landschaft, 69 Jg. 1994 Heft 4: 139-147.
- Bruggink, M. 1993. *Seed bank, germination and establishment of ericaceous and gramineous species in heathlands*. In: Aerts, R. & G.W. Heil eds. 1993. *Heathland, patterns and processes in a changing environment*. Kluwer Ac. Publ., Dordrecht.
- Centraal bureau voor de statistiek 1993. *Botanisch basisregister*. CBS Voorburg / Heerlen 1993.
- Chambers, J.M. & T.J. Hastie 1993. *Statistical models in S*. Chapman & Hall, Inc. New York.
- Dillon, W.R. & M. Goldstein 1984. *Multivariate analysis, Methods and Applications*. Wiley, New York.
- Ellenberg, H., H.E. Weber, R. Dull, V. Wirth, W. Werner & D. Paulissen (eds.) 1992. *Zeigerwerte von Pflanzen in Mitteleuropa*. Erich Goltze, Gotting.
- Grime, J.P. 1979. *Plant strategies and vegetation processes*. Wiley & Sons, Chichester.
- Harkel ten, M.J. & F. van der Meulen 1995. *Impact of grazing and atmospheric nitrogen deposition on the vegetation of dry coastal dune grasslands*. Journal of Vegetation Science 6: 445-452.
- Harms, B., W. Knol & J. Roos-Klein Lankhorst (1995). *Het LEDESS-model. Een gebedsgericht kennismodel bij scenario's voor natuurontwikkeling*. Landschap 12/2: 83-98.

- Harrel, F.E. 1986. *The LOGIST Procedure*. In: *SUGI Supplemental Library User's Guide, Version 5 Edition*. Cary NC: SAS Institute Inc. pp. 169-292.
- Heil, G.W. & R. Bobbink 1993. *Impact of atmospheric deposition on dry heathlands: A stochastic model simulating competition between Calluna vulgaris and two grass species*. In: Aerts, R. & G.W. Heil eds. 1993. *Heathland, patterns and processes in a changing environment*. Kluwer Ac. Publ., Dordrecht, 223 p.
- Kros, J., G.J. Reinds, W. de Vries, J.B. Latour & M.J.S. Bollen 1995. *Modelling of soil acidity in natural ecosystems in response to changes in acid deposition and hydrology*. Report 95, SC-DLO & RIVM. Wageningen, The Netherlands.
- Latour, J.B., R. Reiling & J. Wiertz 1993. *MOVE: A multiple stress model for vegetation*. In: *The use of hydro-ecological models in The Netherlands*, pp 53-65 Proceedings of the technical meeting in Ede, The Netherlands, 25 may 1993; Proceedings and Information CHO-TNO, no 47, 1993.
- McCullagh, P. & J.A. Nelder 1989. *Generalized linear models*. 2nd ed. Monographs on statistics and applied probability 37. Chapman & Hall, London.
- McCullagh, P. 1980. *Regression models for ordinal data (with discussion)*. Journal of the Royal Statistical Society Series B 42: 109-142.
- Meersten, M.H., M.B. Siebum & J. Jansen 1992. *Het opsporen en toegankelijk maken van oude vegetatie-opnamen in Nederland*. Stratiotes 4: 3-15.
- Mitchley, J. & J.H. Willems 1995. *Vertical canopy structure of Dutch chalk grasslands in relation to their management*. Vegetatio 117: 17-27.
- Molenaar de, J.G. de 1996. *Gedomesticeerde grote grazers in natuurterreinen en bossen: een bureaustudie. I. De werking van begrazing*. IBN-rapport 231. DLO-Instituut voor Bos- en Natuuronderzoek, Wageningen.
- Mountford, J.O., K.H. Lakhani & F.W. Kirkham 1993. *Experimental assessment of the effects of nitrogen addition under haycutting and aftermath grazing on the vegetation on Somerset peat moor*. Journal of Applied Ecology 30: 321-332.
- Nicholls, A.O. 1989. *How to make biological surveys go further with generalised linear models*. Biological Conservation 50: 51-74.
- Oomes, M.J.M. 1992. *Yield and species density of grasslands during restoration management*. Journal of Vegetation Science 3: 271-272.
- Oude Voshaar, J. 1994. *Statistiek voor onderzoekers*. Wageningen Pers, Wageningen. p.251.
- Prins, A.H., V. Joosten & G. van Wirdum 1996. *NBP-deelprogramma Natuurontwikkeling. Geïntegreerd Ruimtelijk Evaluatie-Instrumentarium voor NatuurontwikkelingsScenario's (GREINS). Vegetatiemodule: GREINS-VEG1*. NBP-onderzoeksrapport 8, DLO-Instituut voor Bos- en Natuuronderzoek, Wageningen.
- Rijt van der, C.W.C.J., L. Hazelhoff & C.W.P.M. Blom 1996. *Vegetation zonation in a former tidal area: A vegetation-type response model based on DCA and logistic regression using GIS*. Journal of Vegetation Science 7: 505-518.

Roos, R. & V. Vintgens 1991. *Het milieu van de natuur. Herkenning van verzuring, vermessing en verdroging*. Stichting Natuur en Milieu, Utrecht. 240p.

Schaminée, J.H.J., V. Westhoff & G. van Wirdum 1989. *Naar een nieuw overzicht van de plantengemeenschappen van Nederland*. De Levende Natuur 90(6): 204-209.

Slim, P.A. & H.F. van Dobben 1997. *De baten van vegetatiebeheer*. IBN-rapport 281. DLO-Instituut voor Bos- en Natuuronderzoek, Wageningen.

Sokal, R.R. & F.J. Rohlf 1981. *Biometry; the principles and practice of statistics in biological research* 2nd ed. Freeman, New York .

Vera, F.W.M. 1997. *Metaforen voor de wildernis. Eik, hazelaar, rund en paard*. Proefschrift Landbouwniversiteit Wageningen.

Verhoeven, J.T.A., H. Piek, A.G. van der Valk & J. Wiegiers 1988. *Restoration of species-rich fens in The Netherlands*. Paper Third Int. Wetland Conf. Rennes, 14 p.

Wamelink, G.W.W., H.F. van Dobben, J.R.M. Alkemade & J. Wiertz 1997. *Maaigevoeligheid van de Nederlandse flora; aanvulling van de door Briemle & Ellenberg (1994) geschatte indicatiegetallen*. Instituut voor Bos- en Natuuronderzoek, IBN-DLO, rapport 255, Wageningen.

Westhoff, V. & A.J. den Held 1969. *Plantengemeenschappen in Nederland*. Thieme, Zutphen. 324 p.

Westhoff, V. & E.J. Weeda 1984. *De achteruitgang van de Nederlandse flora sinds het begin van deze eeuw*. Natuur en Milieu (7/8): 8-17.

Wiertz, J., J. van Dijk & J.B. Latour 1992. *MOVE: vegetatie-module; de kans op voorkomen van ca. 700 plantensoorten als functie van vocht, pH, nutriënten en zout*, RIN-rapport 92/24; RIVM-rapport 711901006; Wageningen/Bilthoven.

Willems, J.H. & M.G.L. van Nieuwstadt 1996. *Long-term after effect of fertilization on above-ground phytomass and species diversity in calcareous grasslands*. Journal of Vegetation Science 7: 177-184.

Willems, J.H. 1983. *Species composition and above ground phytomass in chalk grassland with different management*. Vegetatio 52: 171-180.

Wingerden van, W.K.R.E., F.A. Bink, D.A. Jonkers, F.J.J. Niewold & A.L.J. Wijnhoven 1997. *Gedomesticeerde grote grazers in natuurterreinen en bossen: een bureaustudie. II. De effecten van begrazing*. IBN-rapport 258. DLO-Instituut voor Bos- en Natuuronderzoek, Wageningen.

Witte, J.P.M., C.L.G. Groen & J.G. Nienhuis 1994. *Het ecohydrologische voorspellingsmodel DEMNAT-2; conceptuele modelbeschrijving*. Rapport 714305007. RIVM, Bilthoven.

Wolff, W., J.B. Latour & R. Reiling 1991. *Biologische voorraden*. In R.J.M. Maas, *Milieuverkenningen 2*, hfdst. 3.6. Samsom, Alphen a/d Rijn. 550p.

BIJLAGE 1: INDELING VAN DE OPNAMEN VOOR DE BEHEERSMODULE

Indeling naar beheerstypen volgens Wamelink et al. 1997.

- 1 Niets doen: Er is geen beheer. Voor een deel van de vegetatietypen is dit bekend. Bossen vormen een probleem (altijd beheer in NL). Aantal kolommen 1.
kolomnaam: niets_doen
score: 0=wel beheer
1=geen beheer (507)
- 2 Hakken : Er worden twee wijzen van bosbeheer onderscheiden, het hakhoutbeheer en regulier beheer (kappen van het bos na 60 tot 80 jaar. Aantal kolommen 2.
kolomnaam: hakken
score: 0=ander beheer
1=hakhoutbeheer (40)
2=regulier beheer (22)
- 3 Maaien : Er wordt onderscheid gemaakt in het aantal keren maaien per jaar (ordinale schaal) en het tijdstip van de eerste snede. Aantal kolommen 2.
kolomnaam: maaien
score: 0=niet gemaaid of geen info
0.1-3=aantal keren maaien per jaar (211)
9=wel gemaaid intensiteit onbekend (960)
kolomnaam: tijdstip
score: 1=voorjaar (38)
2=zomer (59)
3=herfst (41)
4=winter (3)
9=onbekend tijdstip (961)
- 4 Begrazen : Er wordt onderscheid gemaakt in welke grazers er zijn en de intensiteit van begrazing. Aantal kolommen 8. De score geldt voor elke kolom.
kolomnaam: konijnen (incl. hazen) (75,63,163,129)
kolomnaam: schapen (27,0,12,976)
kolomnaam: koeien (23,4,14,852)
kolomnaam: paarden (32,1,5,965)
kolomnaam: geiten (9,0,2,841)
kolomnaam: reeën (12,2,4,14)
kolomnaam: vogels (eenden en ganzen) (1,0,3,1)
kolomnaam: onbekend (19,9,25,76)
score: 1=extensief
2=matig
3=intensief
9=onbekend
- 5 Plaggen : Aantal kolommen 1.
kolomnaam: plaggen
score: 0=niet geplagd of geen info.
1=jaarlijks (3)
2=1-5 jaar geleden (33)
3=> 5 jaar geleden (10)
9=onbekend (225)

- 6 Branden : Alleen recente branden (maximaal in het vorige groeiseizoen) zullen worden gebruikt. Aantal kolommen 1.
kolomnaam: branden
score: 0=recent niet gebrand of geen info
1=recent gebrand (32)
- 7 Bemesten : Aantal kolommen 1.
kolomnaam: bemesten
score: 0=geen info over bemesting
1='stikstof' (3)
2='mest' (60)
3=meeuwen bemesting (52)
4=mest en kunstmest (3)
5=kunstmest (9)
6=mesthoop (26)
7=composthoop (1)
9=bemest met onbekende meststof (1)
- 8 Betreden : Dit is niet een vorm van actief beheer. Betreding als gevolg van beweiding is niet opgenomen, dit staat al ergens anders vermeld en is later hier simpel aan toe te voegen.
Aantal kolommen 1.
kolomnaam: betreden
score: 0=geen info
1=licht (166)
2=zwaar (189)
9=betreden met onbekende intensiteit (75)
- Voorstel: een extra kolom toevoegen voor betreding als gevolg van begrazing alleen.
- 9 Akkerbouw : Veel gegevens dateren van voor 1940. Aantal kolommen 1.
kolomnaam: akker
score: 0=geen akker
1=hakvruchten (317)
2=granen (701)
3=braak (57)
4=maïs (36)
9=onbekend (104)

Een extra kolom (twijfel) zal worden toegevoegd om opnamen met de term 'waarschijnlijk' te markeren. Als dit veel opnamen zijn zal hier nader naar worden gekeken, anders worden ze weggelaten (65). Daar waar een verleden bekend is (er is ander beheer geweest) zal dit per geval worden bekeken. Opnamen met een recente verandering in beheer (minder dan 10 jaar geleden) zijn niet opgenomen in het bestand. Waar vermeld staat konijnehol in de buurt en keutels van konijnen zullen deze opnamen worden ingedeeld bij begrazing en bij betreding (niet bij bemesting). 'Hoefafdrukken' zullen worden ingedeeld bij begrazing en alleen bij betreding als sprake is van intensieve betreding. Jaarlijks gemaaid is bij maaiintensiteit gescoord als 1.00. Zomer maaien begint op 1 juli. PQ's zijn slechts eenmaal opgenomen in het databestand. Herhalingen binnen een jaar zijn ook slechts eenmaal opgenomen, op die datum dat de vegetatie het best ontwikkeld was.

De kalkgraslanden waren ondervertegenwoordigd (31 opnamen). 205 opnamen zijn geselecteerd op basis van hun indeling op klasse en ligging in zuid Zuid-Limburg. Het aantal opnamen voor de droge kalkgraslanden is hierdoor op een aanvaardbaar nivo van 174 opnamen gekomen. Een nadeel van deze set opnamen is dat er lange tijd weliswaar geen beheer heeft plaats gevonden (als zodanig gescoord), maar dat het beheer in de vorige eeuw (extensieve begrazing met schapen) nu nog steeds invloed heeft.

De vegetatie is rijker dan op basis van verwaarlozing mag worden verwacht (mondelinge mededeling J. Schaminee). In totaal zijn 6206 opnamen gebruikt voor de indeling. Onderstaand schema laat de verspreiding over de vegetatieklassen zien.

Tabel 1 De vegetatieklassen (met nummer) met het aantal, ingedeelde, vegetatieopnamen per klasse.

Klasse	Klasse NL	nr	aantal opnamen
Lemnetaea	Eendekroos	1	4
Zosteretea	Zeegras	2	0
Ruppiaetea	Ruppia	3	2
Charetea	Kranswieren	4	4
Potametea	Fonteinkruiden	5	13
Littorelletea	Oeverkruid	6	41
Asplenetia	Muurvaren	7	0
Thero-salicornietea	Zeekraal	8	7
Cakiletea maritimae	Vloedmerkgemeenschappen		
	langs de kust	9	24
Isoeto-nanojuncetea	Dwergbiezen	10	153
Bidentetea tripartiti	Tandzaad	11	24
Chenopodietea	Ganzevoet	12	518
Secalietea	graanvruchtakkers	13	606
Spartinetea	Slijkgras	14	0
Ammophiletea	Helm	15	7
Plantaginetea majoris	Weegbree	16	199
Artemisietea vulgaris	Bijvoet	17	37
Epilobietea angustifolii	Wilgenroosje	18	5
Phragmitetea	Riet	19	118
Koelerio-corynephoritea	Zandige droge graslanden	20	376
Festuco-brometea	Droge kalkgraslanden	21	174
Violetea calaminariae	Zinkviooltjes	22	2
Saginetea maritimae	Zeevetmuur	23	11
Asteretea tripolii	Zeeaster	24	95
Molinio-arthenatheretea	Vochtige graslanden	25	572
Montio-cardaminetea	Brongemeenschappen	26	3
Parvocaricetea	Kleine zeggen	27	190
Scheuchzerietea	Scheuchzeria	28	16
Oxycocco sphagnetes	Hoogveenbultengemeenschappen		
	en vochtige heiden	29	141
Nardo-callunetea	Heiden en borstelgraslanden	30	171
Trifolio-geranietea sanguinei	Marjolein	31	6
Franguletea	Sporken-wilgenbroekstruwelen	32	18
Salicetea purpureae	Wilgen-vloedstruwelen en -bossen	33	2
Rhamno-prunetea	Eurosiberische doornstruwelen	34	10
Alnetea glutinosae	Elzenbroekbossen	35	14
Vaccinio-piceetea	Naaldbossen	36	13
Quercetea roburi-petraeae	Eiken	37	44
Querceto-fagetea	Eiken-beukenklasse	38	25

In totaal zijn van de 6206 ingedeelde vegetatieopnamen 3645 voorzien van minstens de klasse-code en dus verwerkt in het bovenstaande overzicht.

BIJLAGE 2: BEREKENING VAN KLASSEGRENZEN MET DE RESULTATEN VAN EEN ORDINALE LOGISTISCHE REGRESSIE

Voor de analyse van de beheersgegevens is er een ordinale beheersschaal gedefinieerd. De toewijzing van opnamen aan deze schaal is gebeurd door classificatie van in het veld bepaalde beheerscategorieën. Er zijn dus geen metingen verricht om deze categorieën vast te stellen. Een ordinale logistische regressie-analyse schat parameters die beschrijven wat bij een bepaalde waarde van de predictor de kans is dat een opname tot een bepaalde categorie behoort. Deze methode is gebaseerd op de frequentieverdeling van de waarnemingen binnen de dataset en omzeilt daarom het probleem dat de indeling van de categorieën subjectief is. Wel moet de indeling ordinaal zijn, ofwel: er moet een logische volgorde inzitten (bijv. klein-normaal-groot). De predictor kan zowel ordinaal als continue zijn. Een beschrijving van de methode is te vinden in: "Statistiek voor Onderzoekers" van Oude Voshaar (1994), hoofdstuk 5. De berekeningen zijn uitgevoerd met de procedure LOGIST van F.E. Harell, geschreven voor Splus.

De analyse geeft ondermeer de volgende output:

MODEL L.R.	regression deviance van het model
d.f.	aantal vrijheidgraden voor de predictor
p	waarschijnlijkheid van predictor bij d.f. voor X^2 -verdeling
y >= .	intercept
x[.]	predictor[.]
\$deviance	null deviance van het model; residual deviance van het model

De lineaire predictor van het model wordt beschreven door de functie:

$$LP(x | y \geq \text{cat}) = \text{predictor} * x + \text{intercept} (y \geq \text{cat})$$

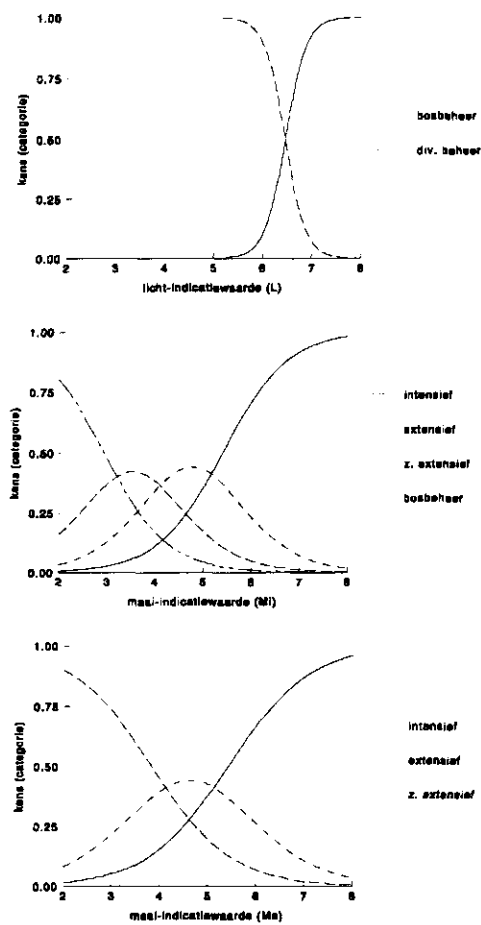
De linkfunctie wordt gegeven door:

$$p(x | y \geq \text{cat}) = \text{EXP}(LP(x | y \geq \text{cat})) / 1 + \text{EXP}(LP(x | y \geq \text{cat}))$$

In het volgende kader is een algoritme weergegeven voor het berekenen van voorkomen in drie klassen (1,2,3) met behulp van de parameters, zoals die in ordinale regressie geschat werden. Met "variabele" wordt een Ellenberg-indicatiewaarde bedoeld. Berekeningen voor een multiple regressie zijn in principe hetzelfde, alleen de lineaire predictor heeft in dat geval meerdere predictoren.

Lineaire predictor (LP) voor categorie 3:	$LP3 = X[1] * \text{variabele} + (Y \geq 3)$
Kans op voorkomen in categorie 3:	$p(\text{cat}3) = \text{EXP}(LP3) / 1 + \text{EXP}(LP3)$
Lineaire predictor (LP) voor categorie 2 of 3 :	$LP23 = X[1] * \text{variabele} + (Y \geq 2)$
Kans op voorkomen in categorie 2 of 3:	$p(\text{cat}23) = \text{EXP}(LP23) / 1 + \text{EXP}(LP23)$
Kans op voorkomen in categorie 2:	$p(\text{cat}2) = p(\text{cat}23) - p(\text{cat}3)$
Kans op voorkomen in categorie 1:	$p(\text{cat}1) = 1 - p(\text{cat}23)$

Met deze vergelijkingen is het mogelijk de kansverdeling van opnamen weer te geven voor elk van de categorieën, zoals weergegeven in de volgende figuur. Snijpunten van de lijnen geven de klassegrenzen aan:



BIJLAGE 3: TABELLEN MET DE RESULTATEN VAN DE ANALYSES

In bijlage 3 zijn de analyse-resultaten van de variantie-analyses, discriminant-analyse met de maai-indicatiewaarde exclusief bomen en struiken, en ordinale logistische regressie weergegeven.

In de hier volgende tabellen zijn de resultaten van de variantie-analyse van de indicatiewaarden voor licht, stikstof, maaigevoeligheid en vocht met de beheerstypen intensief maaien of grazen (n=51), extensief maaien of grazen (n=303), plaggen (n=35), branden (n=30), hakhoutbeheer (n=36), regulier bosbeheer (n=19) en geen beheer (n=28) weergegeven. De resultaten hebben betrekking op tabel 3.1:

Df	aantal vrijheidsgraden
Sum of Sq	kwadratensom
Mean Sq	gemiddelde kwadratensom
F Value	F-waarde
Pr(F)	kans

```
summary(aov(licht~beheer))
      Df Sum of Sq  Mean Sq  F Value Pr(F)
beheer    6   193.6231  32.27051  129.6339    0
Residuals 495   123.2232   0.24894
```

```
summary(aov(stikstof~beheer))
      Df Sum of Sq  Mean Sq  F Value      Pr(F)
beheer    6   151.3617  25.22695  14.40336 3.663736e-15
Residuals 495   866.9744   1.75146
```

```
summary(aov(maaigevoeligheid_inclusief_bomen/struiken~beheer))
      Df Sum of Sq  Mean Sq  F Value Pr(F)
beheer    6   258.0802  43.01336  45.11921    0
Residuals 495   471.8968   0.95333
```

```
summary(aov(maaigevoeligheid_exclusief_bomen/struiken~beheer))
      Df Sum of Sq  Mean Sq  F Value Pr(F)
beheer    6   125.0886  20.84810  21.81976    0
Residuals 495   472.9571   0.95547
```

```
summary(aov(vocht~beheer))
      Df Sum of Sq  Mean Sq  F Value      Pr(F)
beheer    6   136.279  22.71323  9.023885 2.25728e-09
Residuals 495  1245.921   2.51701
```

Variantie analyse van licht-indicatiegetal met de bosbeheer (hakhoutbeheer n=36, regulier bosbeheer n= 17 en geen beheer n=18) en bostype (syntaxon 38 n=23; andere syntaxa n=48 volgens Westhoff & Den Held 1969). De resultaten hebben betrekking op tabel 3.2 :

```
summary(aov(licht~beheerstype*bostype))
source      df    Sum of Sq    Mean    F    Pr(F)
              Sq    Value
beheerstype    2      2.187    1.094    1.841    0.167
bostype         1     19.153   19.153   32.250    0.000
beht.*bost.     2      1.497    0.748    1.260    0.290
error          65     38.603    0.594
totaal         70
```

De resultaten van de variantie-analyse van de indicatiewaarden voor licht, stikstof, maaigevoeligheid en vocht met beheersintensiteit: intensief beheer (n=51), extensief beheer (n=303), zeer extensief beheer (n=65) en bosbeheer (n=83) weergegeven. De resultaten hebben betrekking op tabel 3.4:

```
summary(aov(lucht~beheer))
      Df Sum of Sq  Mean Sq  F Value Pr(F)
beheer    3   189.3594   63.11979   246.5637    0
Residuals 498   127.4870    0.25600

summary(aov(stikstof~beheer))
      Df Sum of Sq  Mean Sq  F Value      Pr(F)
beheer    3   113.648   37.88268   20.85313 9.663381e-13
Residuals 498   904.688    1.81664

summary(aov(maaigevoeligheid_inclusief_bomen/struiken~beheer))
      Df Sum of Sq  Mean Sq  F Value Pr(F)
beheer    3   256.5355   85.51183   89.94753    0
Residuals 498   473.4415    0.95069
summary(aov(maaigevoeligheid_exclusief_bomen/struiken~beheer))
      Df Sum of Sq  Mean Sq  F Value Pr(F)
beheer    3   123.9816   41.32720   43.41384    0
Residuals 498   474.0641    0.95194

summary(aov(vocht~beheer))
      Df Sum of Sq  Mean Sq  F Value      Pr(F)
beheer    3    99.196   33.06543   12.8344 4.331097e-08
Residuals 498  1283.004    2.57631
```

Resultaten van de discriminant-analyse voor de maai-indicatiewaarde exclusief bomen en struiken. Gegeven zijn de eigenwaarden, de parameters van de discriminant-functies en contrasten tussen de beheerscategorieën bij de discriminant-functies (n=502).

	1° discr. functie	2° discr. functie	3° discr. functie	4° discr. functie
Eigenwaarden (R)	0.81	0.38	0.27	0.21
Parameters				
L	1.68	-0.54	0.18	1.20
N	-0.27	-0.03	-0.24	0.95
Mi	0.65	1.00	-0.33	-0.89
F	0.18	0.01	-0.62	-0.53
Contrasten				
intensief	0.20	0.66	-0.39	0.19
extensief	0.33	0.03	0.36	0.06
plaggen	0.16	-0.50	-0.65	-0.47
branden	-0.02	-0.54	0.07	0.69
hakhout	-0.49	-0.04	0.33	-0.39
regulier	-0.49	0.10	0.02	-0.11
geen beheer	-0.58	0.07	-0.42	0.30

In de hier volgende tabel zijn de resultaten van de ordinale logistische regressie-analyses van de indicatiewaarden voor licht (L), stikstof (N) en maaigevoeligheid (Mi en Me) met beheersintensiteit. De resultaten hebben betrekking op tabel 3.6.

obs. aantal opnamen
 mod.dev. model deviance
 res.dev. residuele deviance
 tot.dev. totale deviance
 p kans
 $y \geq .$ intercepten
 $x[.]$ predictoren

Model	L + Mi + L·Mi + N + L·N	L + Me
tabel	3.6a	3.6b
obs.	502	502
mod. dev.	401.615	318.735
res. dev.	702.093	784.974
tot. dev.	1103.708	1103.708
D²	36.5	28.8
p	0	0
$y \geq 2$	35.878	24.102
$y \geq 3$	31.470	19.910
$y \geq 4$	29.519	18.409
$x[L]$	-3.924	-2.285
$x[M]$	-9.707	-1.066
$x[N]$	4.233	-
$x[L·M]$	1.170	-
$x[L·N]$	-0.555	-

BIJLAGE 4: RELATIEVE VERSCHILLEN TUSSEN MODEL 3:1 EN 3:2

De MLR voor model 3:1 (FRN +i -s; 30.000) en 3:2 (FRN +i -s; 10.000) zijn met elkaar vergeleken om de invloed van het aantal waarnemingen op de analyseuitkomst te onderzoeken. Daarbij is vooral de waarde van de regressie-coëfficiënten van belang. In de onderstaande tabel is de verhouding tussen de regressie-coëfficiënten voor beide modellen weergegeven volgens de formule:

MAX(ABS(waarde_{3:1}), ABS(waarde_{3:2})) / MIN(ABS(waarde_{3:1}), ABS(waarde_{3:2}))

MAX geeft de grootste van twee waarden, MIN de kleinste, ABS geeft de absolute waarde. Een waarde groter dan 1 duidt daarom op een verschil tussen de geschatte waarde voor de betreffende parameters.

- INT intercept
- F, F²: indicatiewaarde voor vocht
- R, R² indicatiewaarde voor zuurgraad
- N, N² indicatiewaarde voor stikstof
- FR, FN, RN: interactietermen
- D² percentage verklaarde deviance
- P_{max}: maximaal voorspelde kans op voorkomen
- no. aantal positieve waarnemingen

CBSNR	SOORTNAAM	INT	F	F ²	R	R ²	N	N ²
135	<i>Bellis perennis</i>	1.04	1.08	1.08	1.01	1.05	1.06	1.10
211	<i>Carex acuta</i>	1.12	1.06	1.03	1.33	1.11	1.19	1.14
264	<i>Carex sylvatica</i>	1.18	1.07	1.02	1.14	1.08	1.48	1.21
292	<i>Cerastium</i>	1.01	1.66	1.28	1.08	1.02	16.98	1.00
	<i>arvense</i>							
451	<i>Epilobium</i>	1.15	1.07	1.13	1.75	1.06	1.00	1.32
	<i>hirsutum</i>							
473	<i>Erica tetralix</i>	1.07	1.05	1.05	1.33	1.41	1.43	1.03
756	<i>Lolium perenne</i>	1.01	1.05	1.05	1.06	1.06	1.06	1.01
909	<i>Oxalis acetosella</i>	1.11	1.03	1.03	1.32	1.09	1.20	1.08
1369	<i>Vicia cracca</i>	1.09	1.07	1.04	1.12	1.08	1.69	1.18
2337	<i>Bromus</i>	1.76	1.82	1.50	1.83	1.49	2.86	1.08
	<i>hordeaceus</i>							

CBSNR	SOORTNAAM	FR	FN	RN	D ²	P _{MAX}	no. 3:1	no. 3:2
135	<i>Bellis perennis</i>	1.01	1.04	1.26	1.02	1.01	1281	437
211	<i>Carex acuta</i>	1.12	2.08	1.02	1.02	1.04	1142	396
264	<i>Carex sylvatica</i>	1.30	2.24	1.61	1.00	1.01	308	99
292	<i>Cerastium</i>	2.68	2.60	1.22	1.06	1.04	711	211
	<i>arvense</i>							
451	<i>Epilobium</i>	2.09	1.23	1.21	1.03	1.01	681	226
	<i>hirsutum</i>							
473	<i>Erica tetralix</i>	1.12	1.16	1.00	1.01	1.00	2634	860
756	<i>Lolium perenne</i>	1.11	1.12	1.02	1.02	1.01	2502	820
909	<i>Oxalis acetosella</i>	1.73	14.99	1.04	1.00	1.06	510	140
1369	<i>Vicia cracca</i>	1.08	1.06	1.14	1.00	1.06	1247	417
2337	<i>Bromus</i>	2.13	1.58	1.12	1.12	1.25	373	117
	<i>hordeaceus</i>							