

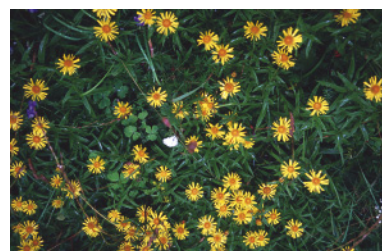
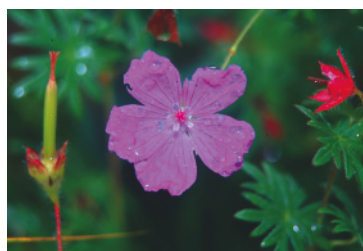


LÄNSSTYRELSEN
VÄSTRA GÖTALANDS LÄN

Rapport 2004:43

Metod för statistisk bearbetning av vegetationsanalyser

- exempel från Vartofta-Åsaka



Metod för statistisk bearbetning av vegetationsanalyser - exempel från Vartofta-Åsaka



LÄNSSTYRELSEN
VÄSTRA GÖTALANDS LÄN
Rapport 2004:43

PROJEKTLEDARE Mats Rydgård | Länsstyrelsen i Västra Götalands län | Hamngatan 1 | 542 85 Mariestad
TEXT Anna Stenström | Länsstyrelsen i Västra Götalands län
FOTO Mats Rydgård | Bondegården-Prästgårdsåsen/Stipakullen Vartofta-Åsaka socken
RAPPORT 2004:43
ISSN 1403-168X
TRYCK Arkitektkopia 2004

Beställ från www.o.lst.se under rubriken Rapport

Förord

Denna rapport har till syfte att föreslå en metod för att statistiskt bearbeta data från artrika gräsmarker. Flera länsstyrelser har lagt ut fasta provytor i naturreservat för att följa vegetationens förändringar över tiden. Inom forskningen har man främst studerat vegetationens förändringar i provytor under korta tidsperioder och därför är det ett nytt mål för uppföljning och dokumentation att följa hur kvaliteten bevaras över lång tid, dvs att artrikedomen finns kvar och inte hotas.

Anna Stenström har skrivit rapporten och utnyttjat tidigare insamlade data på täckningsgrad från naturminnet som tidigare kallats Stipakullen i Vartofta-Åsaka, men numera Bondegården-Prästgårdsåsen. Det är en av tre svenska lokaler för fjädergräset och ligger i Vartofta-Åsaka socken, Falköpings kommun. Vi tackar Per Milberg, Linköpings Universitet, för hjälpen med körningarna av den multivariata analysen och granskning av manuskript.

Mariestad den 25 november 2003

Mats Rydgård

Innehåll

| | |
|--|-----------|
| Innehåll | 1 |
| Introduktion | 2 |
| Frågeställningar | 2 |
| Vilken statistisk metod ska jag välja? | 2 |
| Exempel från Vartofta-Åsaka | 3 |
| Jämförelse mellan några olika arter | 4 |
| Jämförelse mellan olika livsformer | 11 |
| Jämförelse mellan olika hävdgynnade artgrupper | 12 |
| Ohälds- och kväveindex | 16 |
| Konstansindex | 18 |
| Styrkeanalys | 18 |
| Många tester på samma material | 19 |
| Multivariata metoder | 20 |
| Val av inventeringsmetod | 24 |
| Slutsatser om Vartofta-Åsaka | 26 |
| Allmänna slutsatser | 26 |
| Litteratur | 27 |
| Användbara statistikhemsidor | 27 |

Introduktion

I många naturreservat finns det provytor utlagda som är inventerade en eller flera gånger. Däremot så har det inte funnits någon standardlösning för hur man sedan ska analysera de inventeringsdata man då har fått fram. Syftet med denna rapport är att ge exempel på hur man kan analysera vegetationsdata beroende på vad man vill veta samt att visa vad några olika statistiska metoder har för fördelar och begränsningar.

Som exempel har valts Vartofta-Åsaka naturreservat eftersom där finns många provytor utlagda som har inventerats tre gånger. I exemplet från Vartofta-Åsaka har datorprogramsinstruktioner satts i mindre stil och är tänkta att användas som en kokbok. De kan därför hoppas över om man inte ska utföra beräkningarna just nu. Beräkningar är gjorda i Microsoft Excel, Statistica och CANOCO.

Frågeställningar

Det första man måste bestämma sig för när man ska välja statistisk metod är vad det är man vill ta reda på. Vad är min frågeställning? Frågeställningen styr sedan upplägget på undersökningen, vad som ska undersökas och val av analysmetod. Vanliga frågeställningar vid vegetationsanalyser kan vara: Har vegetationen förändrats mellan två mättillfällen? Har en enskild art förändrat sin täckningsgrad? I Vartofta-Åsaka exemplet var våra frågeställningar:

- Har de ”finaste” arterna (fjädergräs, drakblomma, färgmåra) ändrat täckningsgrad mellan åren?
- Har de vanligaste kvävegynnade arterna ändrat täckningsgrad mellan åren?
- Har buskar, graminoider och örter ändrat täckningsgrad mellan åren?
- Har arter som gynnas av olika hävd ändrat täckningsgrad olika?
- Hur har vegetationen ändrats i stort?

Vilken statistisk metod ska jag välja?

Om man är intresserad av en enskild art eller en grupp av arters utbredning så fungerar ”vanliga” (univariata=analyserar en variabel i taget) statistiska metoder bra, men om man är intresserad av förändringar i hela vegetationen (både vilka arter som växer där och deras utbredning) så måste man ta till multivariata metoder som analyserar många variabler på samma gång.

Regressionsanalyser använder man om man vill jämföra sina artdata med olika miljövariabler t.ex. hävdens längd, temperaturdata, kvävehalt i marken etc. Har man inte sådana data går inte regressioner att använda. Man kan göra en regression mot tiden, men då antar man att arterna ändras linjärt mot tiden.

För att kunna göra vanliga statistiska analyser på täckningsgrad måste den omvandlas till procent. Egentligen förutsätter de flesta test att variablerna är linjära och inte logaritmiska som många täckningsgradsskalor är, men det

verkar som om de flesta inte bryr sig om detta utan kör ändå. Det problem som uppstår är att analysen är noggrannare vid lägre täckningsgrader än vi högre. Vid multivariata metoder är logaritmiska skalor inget problem (P. Milberg muntligen).

Om man i stället för täckningsgrad (Hult-Sernander-DuRietz) använder punktfrekvensmetoden (nålstick) får man resultatet i antalet träffar per ruta. Det blir även resultatet om man noterar närvaro/frånvaro av olika arter i delar av smårutan. Resultaten från båda dessa metoder får också omvandlas till procent. De ger linjära skalor och kan därför korrekt användas både till univariata och multivariata statistiska analyser.

Exempel från Vartofta-Åsaka

I följande text är rena beskrivningar av hur man gör i olika datorprogram satt i mindre stil och kan hoppas över om man inte ska utföra testet just nu. Vid analyserna av Vartofta-Åsaka materialet har två olika täckningsgradsskalor används under olika år och de har översatts till procent enligt Tabell 1.

| 1977 och 1985 | | | 1994 | | |
|---------------|----------|-----------|-------|----------|-----------|
| Skala | Täckning | Mittvärde | Skala | Täckning | Mittvärde |
| | | | 6 | >75% | 87,5% |
| 5 | >50% | 75% | 5 | 50-75% | 62,5% |
| 4 | 25-50% | 37,5% | 4 | 25-50% | 37,5% |
| 3 | 12-25% | 19% | 3 | 12-25% | 19% |
| 2 | 6-12% | 9% | 2 | 4-12% | 8% |
| 1 | <6% | 3% | 1 | 1-4% | 2,5% |
| | | | + | <1% | 0,5% |

Tabell 1. Omvandling av täckningsgradsskalor för att kunna använda dem i samma analys.

I och med att det i detta fall inte fanns några växter med täckningsgrad 4-6 1994 så spelar skillnaderna inte så stor roll. Annars gör alla skillnader i metod mellan år analyserna osäkra, eftersom det blir svårt att säga om skillnaderna beror på att man bytt metod eller att vegetationen verkligen förändrats. Så för att kunna mäta vegetationsförändringar statistiskt krävs:

- att samma metod används varje gång eller
- att metoden dokumenteras mycket bra så det är möjligt att se vad som har gjorts och ev. omvandla resultaten vid byte av metod.

För att kunna använda vanliga statistiska test krävs dessutom:

- att en linjär variabel används.
- att ”tillräckligt” många provytor analyseras. Mer om vad som är tillräckligt senare.

Om du vill testa skillnader mellan år på vegetationsdata från fasta provvytor så gör du så här. Börja med att lägga upp en excelfil med alla arter i den första kolumnen, årtalen i kolumn nr 2 och sen får varje provyta en egen kolumn. T.ex. så här:

| Art | År | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|------------------------|------|---|---|---|---|---|---|---|---|---|----|
| Achillea millefolium | 1994 | + | | + | | + | 1 | + | + | + | + |
| Alchemilla glaucescens | 1994 | 1 | 1 | + | 2 | 2 | 1 | | | 1 | |
| Anthriscus sylvestris | 1994 | | | | | | | | | | |
| Anthyllis vulneraria | 1994 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | + | | | + | |
| Arabis hirsuta | 1994 | 1 | + | + | | + | | | | + | + |
| Arenaria serpyllifolia | 1994 | + | | | | | | | | | |
| Arrhenaterum pratense | 1994 | + | + | + | + | 1 | 1 | | + | + | 1 |
| Arrhenaterum pubescens | 1994 | | | | + | | | | | | |
| Artemisa campestris | 1994 | | | | | | | | | + | |
| Brachypodium pinnatum | 1994 | + | | + | + | + | + | + | 1 | + | + |
| Lonicera xylosteum | 1977 | | | | | | | | | | |
| Prunus padus | 1977 | | | | | | | | | | |
| Rosa sp | 1977 | | 1 | 1 | 2 | | | | 2 | | 1 |

Tabell 2. Exempel på rådatafil vid vegetationsundersökningar.

Kontrollera sen att alla arter finns med alla år, annars får man lägga in extra rader. Kontrollera också att samma artnamn har använts olika år, så inte artsammansättningen ändras p.g.a. namnbyte. Använd sen lämpligen funktionen sök/ersätt för att ersätta täckningsgradsskalan med procenttal och alla tomma rutor med 0. Vill man undersöka grupper av arter så lägger man in en kolumn för varje gruppindelning och kodar arterna där. I exemplet nedan vill man titta på växter som gynnas av olika hävd och växter av olika livsformer.

| Art | hävdstatus | ört/graminoid/buske | År | 1 | 2 |
|------------------------|------------|---------------------|------|-----|-----|
| Achillea millefolium | sena | ört | 1977 | 3,0 | 0,0 |
| Alchemilla glaucescens | gräsmark | ört | 1977 | 3,0 | 3,0 |
| Anthriscus sylvestris | kväve | ört | 1977 | 0,0 | 0,0 |
| Anthyllis vulneraria | gräsmark | ört | 1977 | 3,0 | 0,0 |
| Arabis hirsuta | bete | ört | 1977 | 0,0 | 0,0 |
| Arenaria serpyllifolia | | ört | 1977 | 3,0 | 0,0 |
| Arrhenaterum pratense | bete | graminoid | 1977 | 0,0 | 0,0 |
| Arrhenaterum pubescens | sena | graminoid | 1977 | 0,0 | 0,0 |

Tabell 3. Rådatafil där täckningsgraderna har omvandlats till procent.

Därefter är det dags att bestämma sig för vilket statistiskt test man vill göra. Detta görs lämpligen i ett statistikprogram t.ex. Statistica. För att kunna ta in matrisen i Statistica måste man transponera den d.v.s. byta plats på rader och kolumner. Markera matrisen (med tabellen ovan 6 kolumner och 9 rader) och tryck på kopiera. Markera ett motsvarande område fast nu med bytt antalet rader och kolumner (med samma exempel 9 kolumner och 6 rader), tryck på klistra in special och kryssa i transponera. Spara filen som Excel 4 kalkylblad, så kan den öppnas direkt i Statistica.

Jämförelse mellan några olika arter

För att kunna bestämma vilket test man vill göra behöver man veta om proven är normalfördelade och har lika varianser. Är de inte det så får man försöka transformera sina data. Artdata är oftast inte normalfördelade utan de flesta rutorna har ingen förekomst av en viss art och få rutor har stor förekomst av arten. En logaritmisk transformering brukar hjälpa en del på

sådana fördelningar. Har man andelar där värdena går mellan 0 och 100% så ska dessa arcsin-transformeras istället. Olika stora varianser är egentligen ett större problem, men transformeringar brukar avhjälpa detta samtidigt.

Har man normalfördelade värden med lika varianser mellan grupperna så kan man använda parametriska test. Om man ska jämföra 2 grupper så är t-test ett vanligt sådant och om man ska jämföra 3 eller fler grupper så är ANOVA det mesta använda. Som tur är, är parametriska test inte särskilt känsliga mot avvikelser från normalfördelningen, så länge man inte har 2 toppar på sina fördelningskurvor. Dessutom tål de en del olikstora varianser i praktiken, så länge det inte är en grupp som har mycket större varians än de andra. MEN detta är under förutsättning att man har lika många provtytor i varje grupp och dessutom ganska många. Har man olika många provtytor i olika grupper så blir testen känsligare och man måste vara striktare.

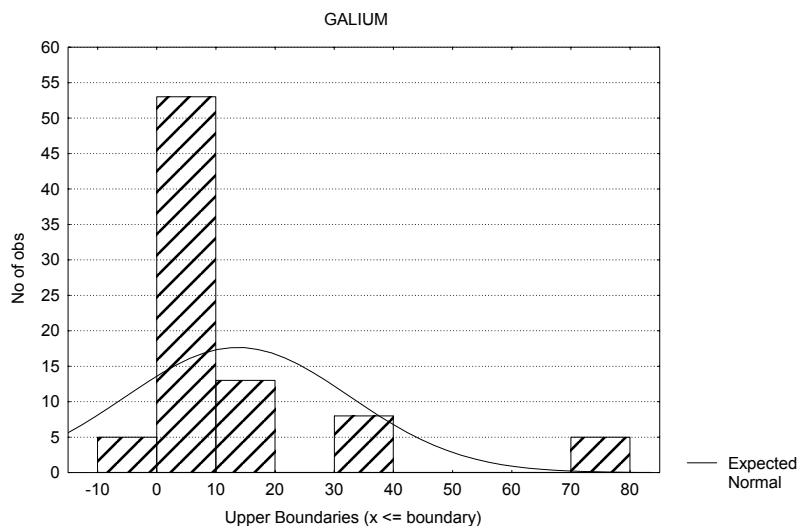
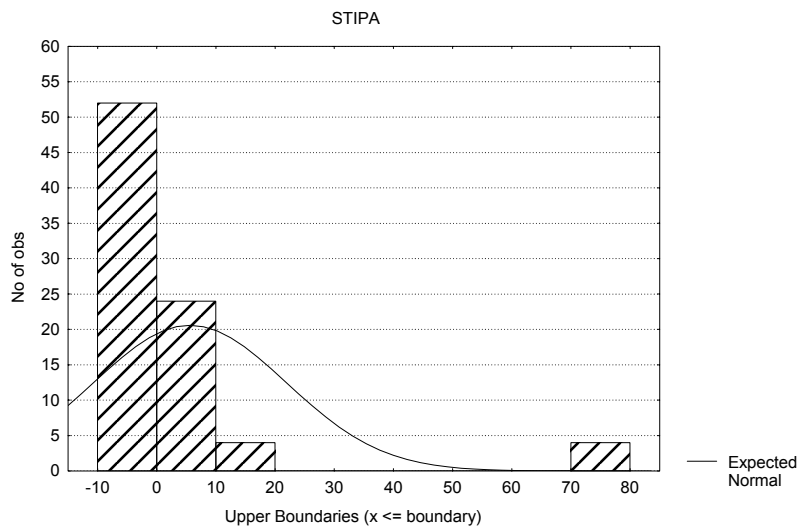
Har man inte normalfördelning och det inte går att transformera så får man använda icke-parametriska tester. Även här krävs det dock att fördelningarna i de grupper man vill jämföra är lika. Ska man t.ex. jämföra 2 grupper kan inte den ena vara normalfördelad och den andra ha en skev fördelning. Bland icke-parametriska tester är Mann-Whitney U-test det mest använda om man ska jämföra 2 grupper och Kruskal-Wallis test om man ska jämföra 3 eller fler grupper.

Kan man inte få lika stora varianser så finns det inget man kan göra, då hjälper inte icke-parametriska test heller (Underwood 1994). Vad som är lika stora är däremot mycket sällan preciserat. Som en riktlinje kan man ha att om man jämför standardfelen så ska inget av dem vara mer än 3 gånger så stort eller litet som de andra. Har ingen av grupperna det kan man köra sina tester, annars får man låta bli.

Vill man jämföra resultat från samma provtytor från två olika år kan man använda ett parat t-test. Detta testar skillnaden mellan åren inom varje provtyta istället för ett medelvärde av alla provtytor. Testet blir på så sätt mycket starkare, d.v.s. man hittar skillnader mycket lättare.

Börja med att öppna Statistica och gå på File, Import Data, Quick. Därefter får man klicka på varje kolumnhuvud, döpa det och ställa in antalet decimaler. Har man haft kolumnnamnen på översta raden så får man ta bort den (Edit, Cases, Delete). Nu har man sina data i Statistica och är klar att börja köra.

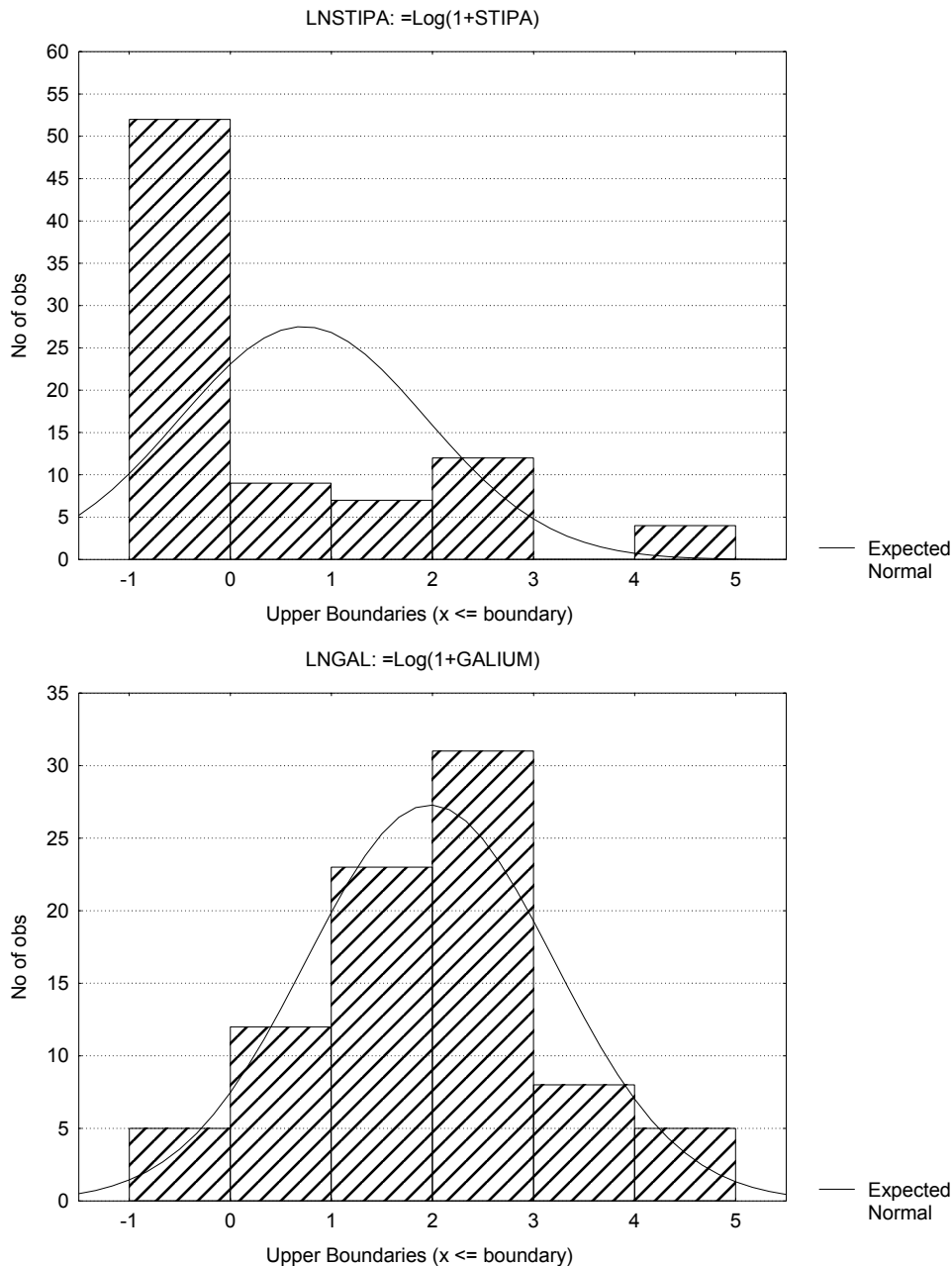
Då börjar man med att kontrollera normalfördelningen på sina prov. I Statistica kan detta göras på 2 sätt, antingen genom ett diagram där man själv bedömer om provet är normalfördelat eller genom att testa det. Problemet med testen är att de är känsligare än de behöver vara om man har lika stora provstorlekar. Gå på Analysis, Descriptive statistics. Hittar du det inte kan det bero på att du är i fel modul. Kontrollera att du är i Basic statistics and tables, annars går du på Analysis, Other statistics och byter till rätt modul. Välj vilken variabel du vill titta på i Variables och tryck sen på Histograms så får du upp en fördelning för den gruppen. Gör man det för fjädergräs och färgmåra från Vartofta-Åsaka materialet blir det så här (Figur 1):



Figur 1. Antal provtytor med olika täckningsgrad av a) fjädergräs och b) färgmåra..

Fjädergräs är med andra ord inte normalfördelad, medan färgmåra är lite mer normalfördelad. Båda två kan dock säkert förbättras med hjälp av en logaritmisk transformering.

För att göra detta går man tillbaka till sin datafil i Statistica och går in på Edit, Variables, Add. Döp kolumnen genom att klicka på kolumnhuvudet och ställ in antalet decimaler. I rutan längst ned skriver man = och trycker sen på Functions, Category: Math, Name: Log och Insert. Då står det =Log(x) i rutan. Ändra x till 1+"namnet på kolumnen du vill logaritmera", tryck OK och sen Ja. Gör så för varje variabel du vill logaritmera. Sen får man göra nya diagram med de logaritmerade värdena istället. Vill man i stället göra en arcsin-transformering så skriver man först =arcsin(x) i rutan och trycker på insert. Sen trycker man på function igen och ändrar x till sqrt(namnet på den man vill transformera). För fjädergräs och färgmåra blir det då så här:



Figur 2. Antal provtytor med olika logaritmerad täckningsgrad av a) fjädergräs och b) färgmåra.

D.v.s. fortfarande inte bra för fjädergräs, men helt OK för färgmåra. Drakblomma, hundloka och ogräsmaskrosor har alla en fördelning som påminner som fjädergräsets. Därefter är det dags att kontrollera varianserna.

Tyvärr verkar det inte finnas något lätt sätt att jämföra varianserna mellan grupperna i Statistica. För Vartofta-Åsaka materialet gäller det att standardfelet ska var ungefär lika stor mellan åren inom den art man tittar på. Det enklaste är att gå in på Descriptive statistics, Categorized box & whisker plots, sätt år som grouping variabel och tryck sen all och mean/SD/SE. Då får man en bild med medelvärde, standard avvikelse och standardfelet och man får försöka bedöma efter den om standardfelen är lika stora. Börjar något bli ca 3 gånger större eller mindre än de andra så har man problem. Alternativet för att få en siffra på det är att gå in på select cases, skriva vilka man vill välja ut t.ex. År=1977, header: år, gå

in på More statistics och kryssa i standard error of mean för att sen gå in på Detailed descriptive statistics. Detta får man sen göra för varje år och grupp man ska testa på.

För Vartofta-Åsaka materialet blir standardfelet på logaritmerade värden enligt Tabell 4.

| | 1977 | 1985 | 1994 |
|--------------|------|------|------|
| Fjädergräs | 0,21 | 0,29 | 0,10 |
| Drakblomma | 0,15 | 0,11 | 0,11 |
| Färgmåra | 0,22 | 0,18 | 0,10 |
| Hundloka | 0,07 | 0,05 | 0,04 |
| Ogräsmaskros | 0,14 | 0,12 | 0,01 |

Tabell 4. Standardfelen för logaritmerade täckningsgrader av de analyserade arterna.

Då kan vi se att inom varje art är inget av standardfelen mer än 3 gånger större eller mindre än något annat utom för ogräsmaskros. Slutsatsen blir att för de arter som här skulle specialstuderas så kan man använda ANOVA utan problem för färgmåra. Eftersom varianserna är så pass lika och provstorlekarna är både stora samt lika stora varje år så går det också bra att använda ANOVA för fjädergräs, drakblomma och hundloka. Men för ogräsmaskrosorna finns det inget test att använda eftersom varianserna är så pass olika.

För att utföra ANOVA går man in på Breakdown & oneway ANOVA. Nu måste man kolla att man har tagit bort begränsningen av år under Descriptive statistics, select cases. Därefter går man in på Variables och väljer grouping variable, i vårt fall år och dependent variable d.v.s. den variabel som vi vill testa, nu t.ex. fjädergräs (obs de logaritmerade värdena). Tryck OK och sen Analysis of Variance. Då får man upp en ruta som talar om att $F=6,31$; $df=2, 81$ och $P=0,0029$ d.v.s. det finns statistiskt signifikanta skillnader mellan år hos täckningsgraden av Fjädergräs i Vartofta-Åsaka. Det talar däremot inte om vilka år som är större eller mindre än de andra. För detta krävs ett eftertest. Därför trycker man på Post-hoc comparisons of means och sedan Tukey Honest Significant Difference test

Gör man Anovor på dessa arter från Vartofta-Åsaka materialet får man följande resultat:

Fjädergräs: $F=6,31$; $df=2, 81$; $P=0,003$

Drakblomma: $F=0,77$; $df=2, 81$; $P=0,467$

Färgmåra: $F=30,68$; $df=2, 81$; $P<0,001$

Hundloka: $F=0,29$; $df=2, 81$; $P=0,745$

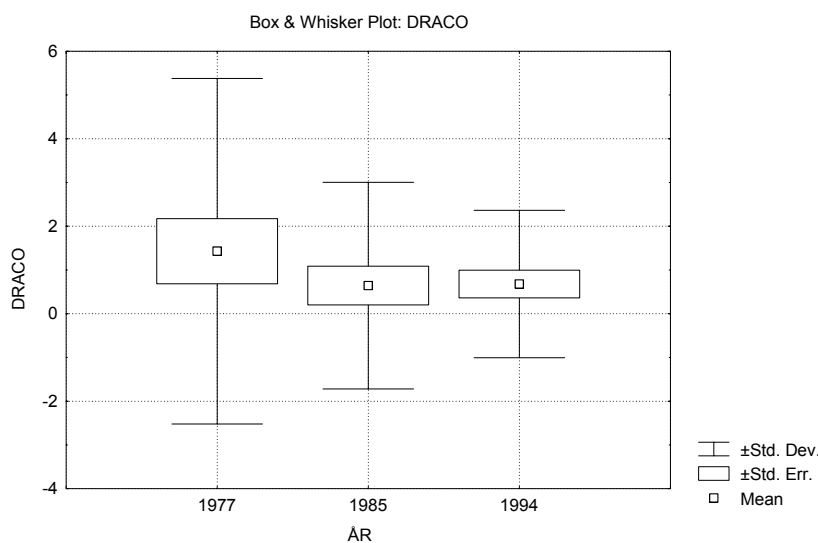
F-värdet beskriver storleken på skillnaden mellan grupperna.

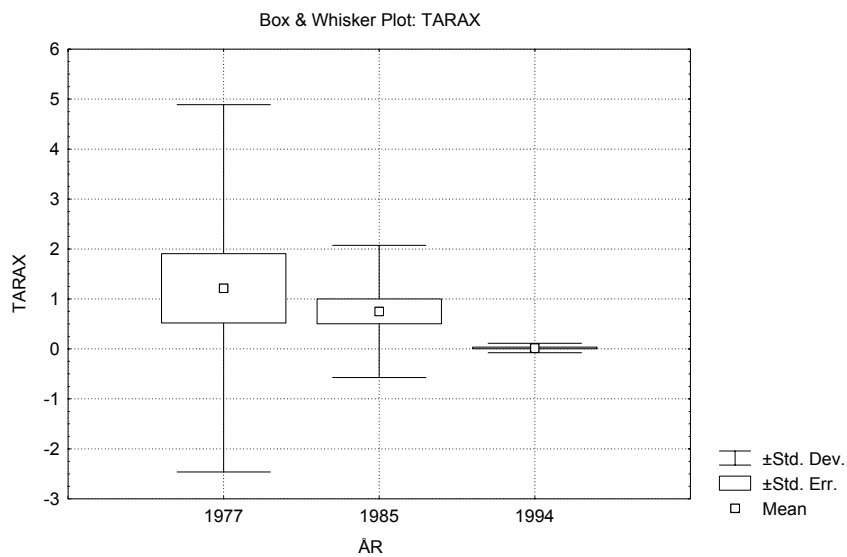
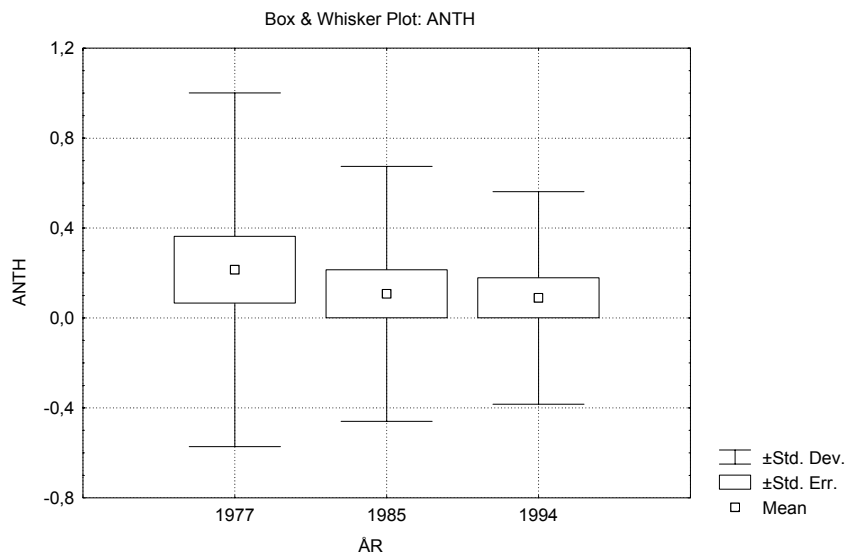
Frihetsgraderna (df) beror på provstorleken och testet. Här får vi två olika frihetsgrader, den första betyder att vi har jämfört tre grupper med varandra (antalet grupper minus ett) och den andra beror både på antalet grupper vi har jämfört och hur många provtytor vi har haft. P-värdet visar om det finns en signifikant skillnad eller inte. Av tradition använder man $P=0,05$ som gräns, d.v.s. om P-värdet är mindre än detta så finns det en skillnad.

Resultaten från Vartofta-Åsaka materialet visar att det inte finns någon skillnad mellan åren i utbredning för drakblomma eller hundloka. Däremot så finns det skillnader hos fjädergräs och färgmåra. För att se var skillnaden finns får man göra ett post-hoc test (eftertest). Det finns många olika sådana

eftertest med lite olika egenskaper, men Tukey Honest Significant Difference är välkänt och medelkänsligt så det brukar vara ett bra val. Eftertest gör man enbart om ANOVAn hittar en skillnad, annars finns det ju ingen skillnad att leta rätt på. Gör man det får man fram att fjädergräs har en större utbredning 1985, jämfört med 1977 och 1994 där det inte är någon skillnad. Färgmåra har minskat i utbredning 1994 jämfört med de två andra åren som inte skiljer sig åt.

Diagrammen nedan visar utbredningen av de olika arterna de olika åren. Den lilla kvadraten i mitten är medelvärdet på täckningsgraden. Den större rektangeln är standardfelet och ”morrhåren” visar på standardavvikelsen. Standardfelet visar hur bra uppskattningen av medelvärdet är, medan standardavvikelsen är ett mått på variationen mellan provytorna inom varje år. Här kan vi se att anledningen till att variationen i täckningsgrad för ogräsmaskrosor var så mycket mindre 1994 än de andra åren är att täckningsgraden närmar sig noll i de flesta rutor. Här får man antingen dra sina slutsatser utan några statistiska test (förändringen är ju ganska uppenbar) eller använda multivariata metoder.



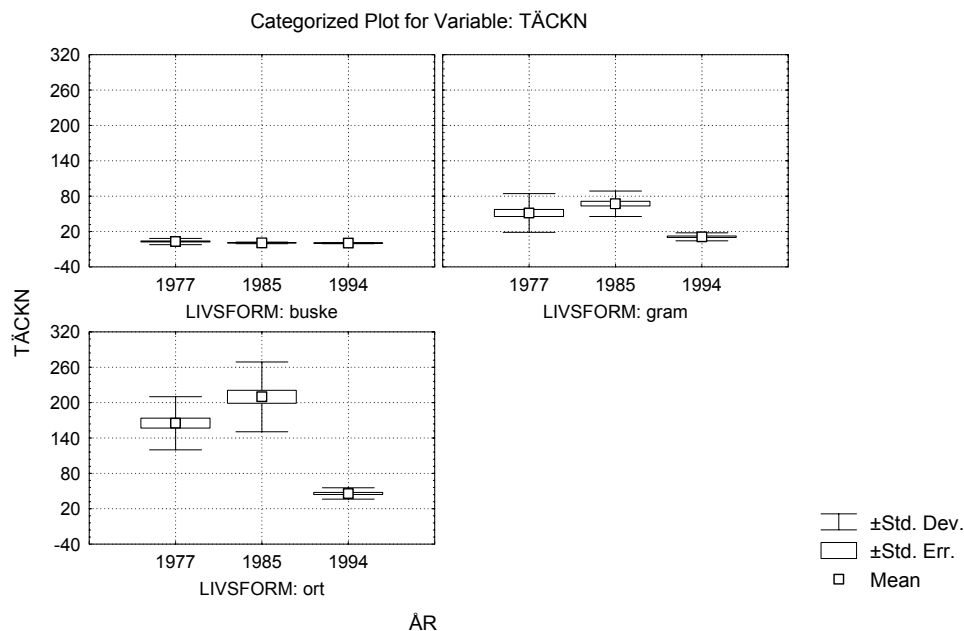


Figur 3. Täckningsgrad för a) fjädergräs, b) drakblomma, c) färgmåra, d) hundloka och e) ogräsmaskrosor vid undersökningsåren. Den större rektangeln är standardfelet och "morrhåren" visar standardavvikelsen.

Om man vid ett annat tillfälle bara har två grupper att jämföra och därför gör t-test så behövs inget eftertest. Den skillnad man ser är ju mellan dessa två grupper. Då går man i stället in under Basic statistics; t-test. Om man väljer ett icke-parametriskt test så får man gå in på Other statistics, Non-parametrics / Distribution och därefter välja antingen Mann-Whitney U-test eller Kruskal-Wallis ANOVA median test. Efter Mann-Whitney U-test behöver man inget eftertest av samma anledning som vid t-test. Tyvärr gör inte Statistica något eftertest för Kruskal-Wallis så där kan man inte testa var skillnaderna ligger. Då får man göra ett diagram och gissa eller räkna för hand (t.ex. Zar 1996 innehåller en beskrivning hur man gör).

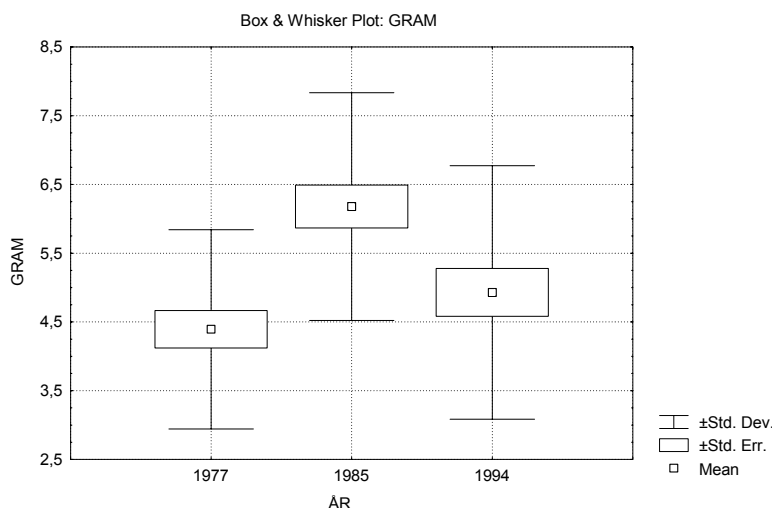
Jämförelse mellan olika livsformer.

Alla arter klassades antingen som ört, graminoid eller buske. I graminoider ingår gräs och arter som ekologiskt liknar gräs, t.ex. starr och fryle. Täckningsgraden i procent summerades för varje grupp och år. Alla grupper behövde logaritm-transformeras, men då blev de någorlunda normalfördelade med lika varianser. Täckningsgraden av buskar har minskat 1994 jämfört med de andra åren ($F=4,16$; $df=2, 81$; $P=0,019$, men se resultat av Bonferroni-korrektion). Täckningsgraden av örter och graminoider har reagerat på samma sätt de olika åren, först en liten ökning 1985 och sen en stor minskning 1994 (örter: $F=228,13$; $df=2, 81$; $P<0,001$; graminoider: $F=85,66$; $df=2, 81$; $P<0,001$).



Figur 4. Täckningsgrad för a) buskar och träd, b) graminoider och c) örter vid undersökningsåren. Den större rektangeln är standardfelet och "morrhåren" visar på standardavvikelsen.

För att komma runt skillnader i uppskattning av täckningsgrad kan man också titta på antalet arter av de olika livsformerna. Antalet arter var normalfördelat och med lika varianser och behövde därför inte transformeras. Skillnaden mellan år för de olika livsformerna testades med ANOVA. För buskar och örter fanns det inga skillnader mellan åren i antalet arter. Däremot fanns det fler graminoidarter 1985 jämfört med 1977 och 1994.



Figur 5. Antalet arter av graminoider vid undersökningsåren. Den större rektangeln är standardfelet och "morrhåren" visar på standardavvikelsen.

Jämförelse mellan olika hävdgynnade artgrupper.

Alla arter klassades i grupper efter hur de gynnas av hävd och kväve enligt Tabell 5.

| | |
|--------------------------------|--|
| betesgynnade arter | |
| slättergynnade arter | |
| gräsmarksarter | Klarar både bete och slätter. |
| sena arter | Arter som ökar "medellång tid" efter det att hävden. |
| ohävdsgynnade arter | Gynnas av mer igenväxning än sena arter. |
| arter gynnade av hög kvävehalt | |
| övriga arter | Kunde ej klassas i någon av ovanstående. |

Tabell 5. Uppdelning av arter efter hur de gynnas av hävd och kväve.

Gränserna mellan grupperna är inte på något sätt klara och olika källor anger ibland olika klasser för samma art. I första hand användes klassificering enligt Ängs- och hagmarker i Mariestads kommun (1991), i andra hand Ängs- och hagmarker Sammanställning för Skaraborgs län och i tredje hand Ekstam & Forshed (1992).

Alla grupper fick logaritm-transformeras, men blev då normalfördelade och fick lika varianser. Därefter testades skillnader mellan åren med ANOVA och Tukey HSD eftertest. Det fanns skillnader mellan åren för alla olika grupper av arter. För alla grupper utom de slättergynnade arterna var det 1994 som skilde ut sig genom en lägre täckningsgrad jämfört med 1977 och 1985. Det fanns då ingen skillnad mellan 1977 och 1985. För de slättergynnade arterna var det ingen skillnad i täckningsgrad mellan 1977 och 1994, medan de hade en högre täckningsgrad 1985 jämfört med de andra åren.

Betesgynnade arter: $F=87,41$; $df=2, 81$; $P<0,001$

Gräsmarksarter: $F=17,64$; $df=2, 81$; $P<0,001$

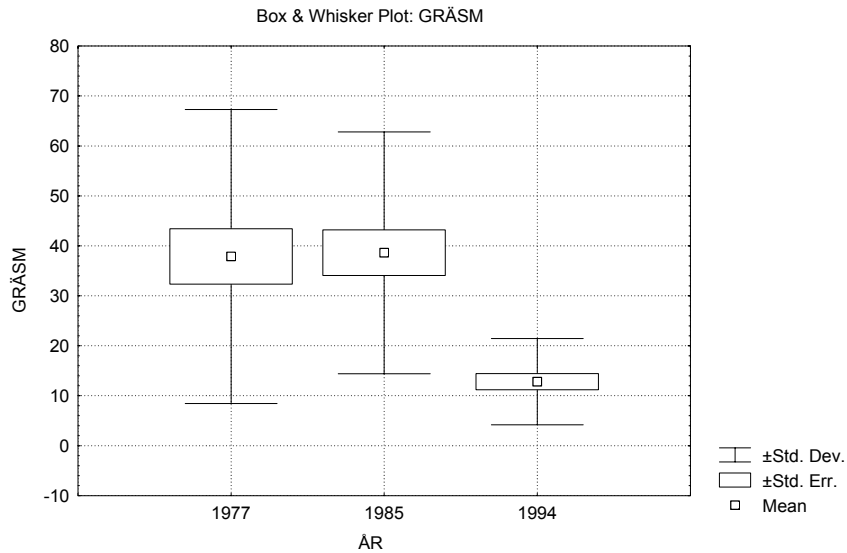
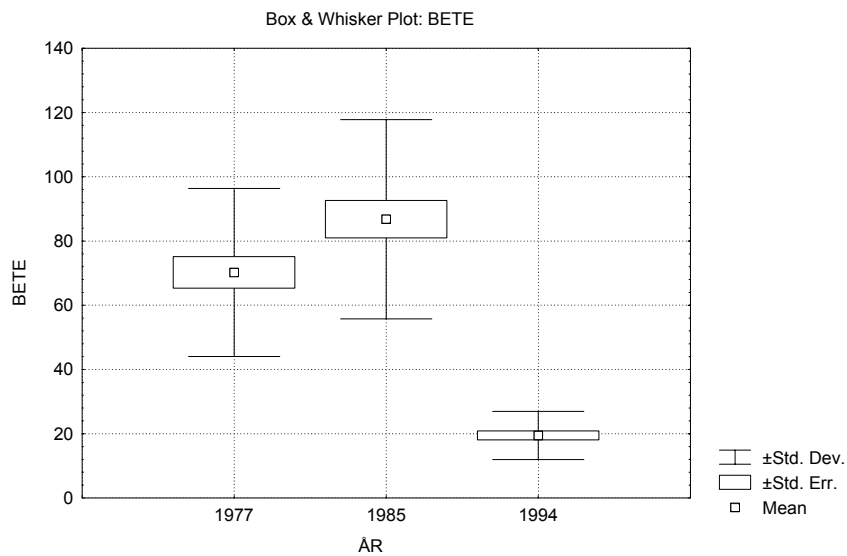
Kvävegynnade arter: $F=28,67$; $df=2, 81$; $P<0,001$

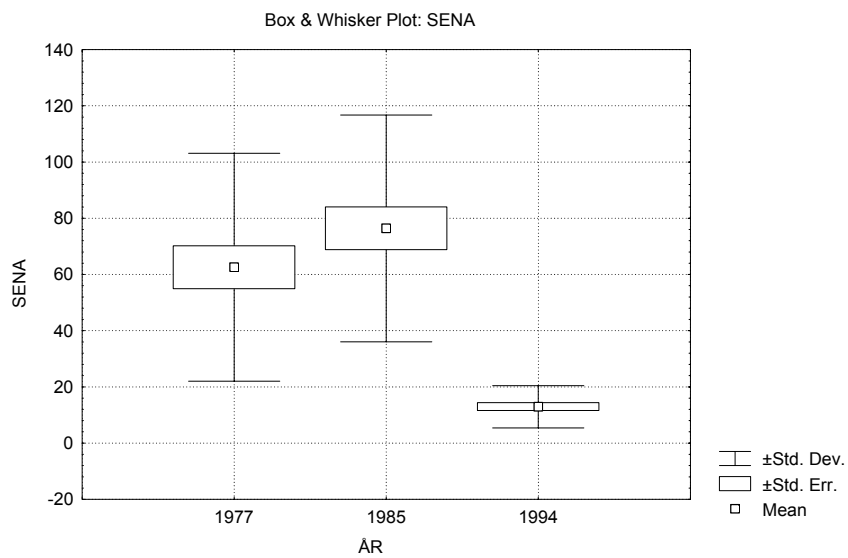
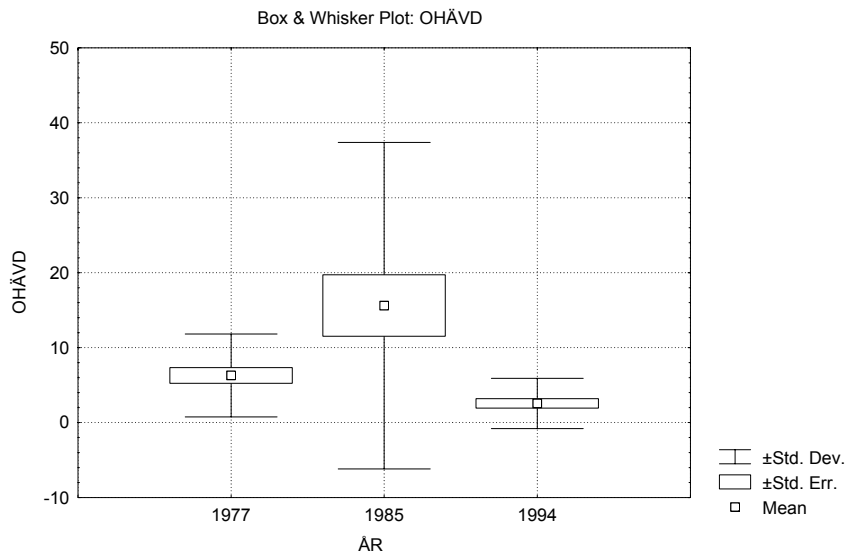
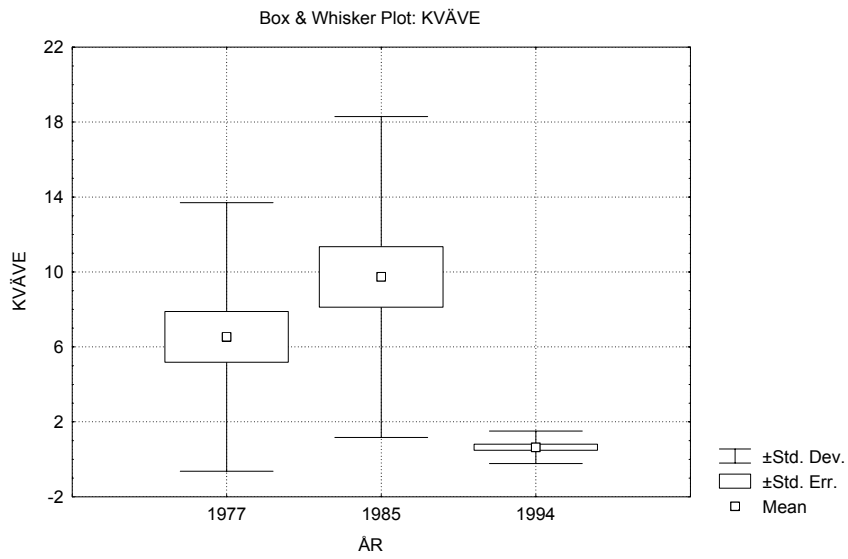
Ohävdsgynnade arter: $F=18,78$; $df=2, 81$; $P<0,001$

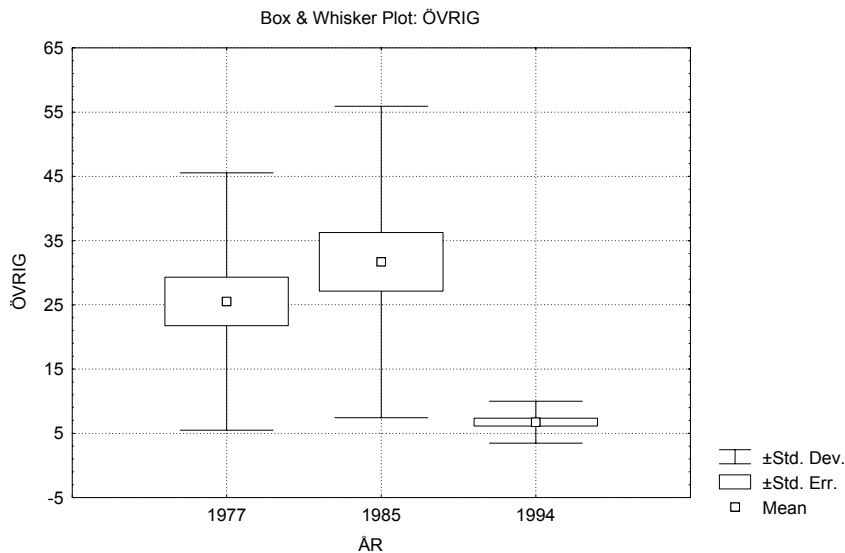
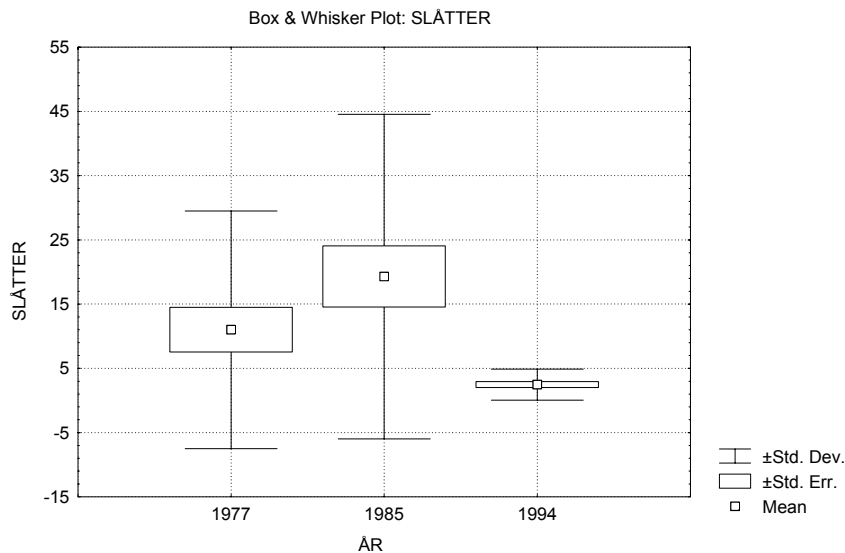
Sena arter: $F=63,46$; $df=2, 81$; $P<0,001$

Slåttergynnade arter $F=7,60$; $df=2, 81$; $P=0,001$

Övriga arter $F=24,71$; $df=2, 81$; $P<0,001$

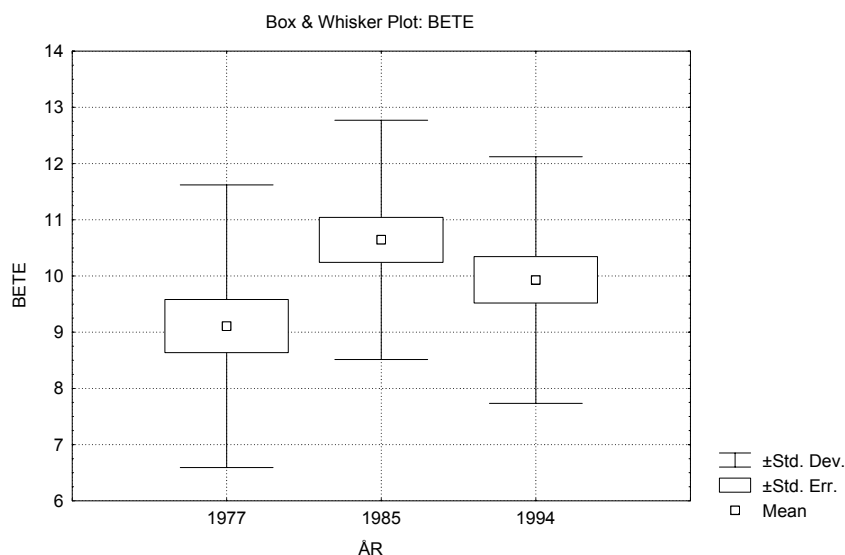






Figur 5. Täckningsgrad för de olika hävdklasserna (Tabell 5) a) betesgynnade arter, b) gräsmarksarter, c) kvävegynnade arter, d) ohävdsgynnade arter, e) sena arter, f) slättergynnade arter g) övriga arter. Den större rektangeln är standardfelet och "morrhåren" visar på standardavvikelsen.

Även för de olika hävdklasserna gjordes test på antalet arter istället för täckningsgrad. Antalet arter var normalfördelat och hade lika varianser i de olika hävdklasserna. Skillnaderna mellan år testades därför med ANOVA. Det fanns inga skillnader mellan år utom i klassen betesgynnade arter. Där var antalet arter större 1985 än 1977. 1994 hade ett antal arter mitt emellan och skilde sig varken från 1977 eller 1985, se bild nästa sida.



Figur 6. Antalet arter av betesygnade arter vid undersökningsåren. Den större rektangeln är standardfelet och "morrhåren" visar på standardavvikelsen.

Ohävds- och kväveindex

I stället för att jämföra olika grupper av arter som gynnas av olika hävder eller olika mängd kväve så finns det ohävdsindex och kväveindex som ska beskriva en vegetations status (Paltto & Finsberg 2001 modifierat efter Bertilsson 1997). Dessa bygger, precis som de hävd och kvävegrupper vi testat här, på Ekstam & Forshed (1992) och deras succesionskategorier samt kvävetal. Arterna klassas i följande kategorier för ohävdsindexet:

| Succesionskategori | Definition |
|--------------------|--|
| 1 | Arter som minskar i tidig succesionsfas. |
| 2 | Arter som minskar i en mellanfas i successionen. |
| 3 | Arter som minskar i en sen succesionsfas. |
| 4 | Arter som ökar vid utebliven hävd. |

Tabell 6. Succesionskategorier enligt Ekstam & Forshed (1992).

I Vartofta-Åsaka materialet var det 13 arter av 86 (15%) som inte kunde klassas i någon grupp. Själva indexet består sen av summan av täckningsgraden för succesionskategori 4 dividerat med summan av täckningsgraderna för succesionskategorierna 1 och 2. Ett medelvärde ± standardavvikelsen för varje år räknades ut:

1977: $0,008 \pm 0,038$

1985: $0,001 \pm 0,007$

1994: $0,000 \pm 0,000$

Ohävdsindexet verkar alltså ha minskat i Vartofta-Åsaka, men varianserna är för olika för att kunna testas (se sidan 7). Klart är i alla fall att ohävdsindexen är mycket små och att ohävdsarter inte är något problem i detta reservat. Däremot är inte detta index så lämpligt i så här fina reservat

eftersom det krävs mycket stora förändringar i vegetationen innan man börjar se några förändringar i indexet. Den ohävdsart som fanns 1977 och 1985 var bergrör och den återfanns inte 1994. Ohävden kan öka genom att hävdgynnade arter minskar och arter i klass 3 (arter som minskar sent efter hävden upphört) ökar utan att indexet ändras eftersom arter i klass 3 inte är med i indexet. I mindre välhävdade reservat kan det kanske fungera bättre, dock inte i dem som domineras av arter klass 3 som inte är med i indexet. Dessutom måste ohävdsindexet alltid kombineras med kväveindexet eftersom flera arter i klass 1 och 2 (hävdgynnade arter) samtidigt är kvävegynnade och därför kanske inte är önskvärda i dessa hävdade marker. Detta gäller t.ex. vitklöver och ogräsmaskros.

För kväveindexet användes följande grupper:

| Kvävetal | Arten har sin populationstyngd på: |
|----------|---------------------------------------|
| 1 | kvävefattiga växtplatser |
| 2 | växtplatser med intermediär kvävenivå |
| 3 | kväverika växtplatser |

Tabell 7. Kvävetal enligt Ekstam & Forshed (1992).

Vissa arter har ett svagt indikatorvärde för växtplatsens kvävehalt och de har inte klassats i någon grupp. Dessutom var ett antal arter inte medtagna i Ekstam & Forshed (1992) och kunde därför inte klassas i någon grupp. I Vartofta-Åsaka materialet kunde 18 av 86 arter (21%) inte klassas i någon kvävegrupp och finns därför inte med i indexberäkningarna. Kväveindexet beräknade så att summan av täckningsgraden för arter med kvävetal 3 dividerades med summan av täckningsgraden av arter med kvävetal 1.

Resultatet för Vartofta-Åsaka materialet var inte noll i de flesta rutor (som ohävdsindexet) utan kunde därför jämföras mellan åren (medelvärde+standardavvikelse).

1977: 0,07±0,06

1985: 0,07±0,05

1994: 0,04±0,05

Eftersom indexet är en andel så arcsin-transformerades värdena och de blev normalfördelade med lika varianser. Det fanns då en signifikant skillnad mellan åren ($F=4,19$; $df=2, 81$; $P=0,019$, men se resultat av Bonferroni-korrektion) och den berodde på att 1994 hade lägre kväveindex än de andra åren. Täckningsgraden av kvävegynnade arter verkar därför ha minskat mer än för icke-kvävegynnade arter eftersom de flesta arters täckningsgrad har minskat till 1994. Problemet med sådana här index är annars att man inte vet om en förändring beror på att de kvävegynnade eller de icke-kvävegynnade arternas täckningsgrad har förändrats. Inget av indexen är därför lämpliga om man vill kunna använda sina resultat för att sätta in åtgärder. Jag tycker däremot att kväveindexet är lättare att hantera än ohävds- och konstansindexen (se nedan) eftersom det är helt klart i vilken riktning man vill att det ska förändras mot. Områden som domineras av arter med

kvävetal 2 som inte är med i indexet kommer dock att få en mer osäker bedömning.

Konstansindex

Leif Andersson har i sin utvärdering av vegetationen i Nolgården-Näs (1995) utvecklat ett konstansindex. Detta index räknas ut genom att antalet rutor där en art förekommit under alla tre undersökta år dividerats med det största antalet rutor arten förekommit i under något av åren. Ett högt index betyder alltså att arten varken ökat eller minskat sin utbredning och inte heller flyttat på sig. För att ett område ska kunna hålla en livaktig population av en art krävs dock att den förökar sig och därmed sprider sig. Om detta kommer att ge utslag på konstansindexet beror både på provytstorleken och på artens ekologi. Små och kortlivade arter som nagelört kan inte förväntas ha samma konstans som t.ex. tuvade gräs där en enskild tuva kan vara mycket långlivad.

Vad ett sjunkande konstansindex säger är osäkert. Om en art har ökat eller minskat sitt konstansindex jämfört med tidigare undersökningar säger inget om den trivs eller inte. Konstansindexet kan minska för att arten håller på att försvinna och minskar sin utbredning eller för att arten trivs bra och förökar sig och därför har flyttat på sig. Tvärtom kan konstansindexet öka om en art får det sämre och nu inte orkar sprida sig eller för att den fått det bättre och klarar sig i alla rutor den finns i. Det blir därför mycket svårt att dra några slutsatser om t.ex. skötseln är riktig utifrån detta index.

Styrkeanalys

Styrkeanalys används för att se hur stor chans man har att upptäcka en viss skillnad mellan olika prov vid ett visst antal provytor, eller om man bestämmer en sannolikhet, för att räkna ut någon av de andra variablerna (storleken på skillnaden man kan upptäcka, antalet provytor). Styrkan på ett test är alltså sannolikheten att man upptäcker en viss skillnad mellan proven. Styrkan bestäms av:

- provstorleken (d.v.s. antalet provytor)
- storleken på skillnaden man vill upptäcka
- variationen inom populationen
- antalet grupper man vill jämföra emellan
- vilket test som används

Vill man kunna upptäcka små skillnader eller jämföra mellan många grupper (t.ex. år) så krävs fler provytor. Hur man räknar ut den minsta skillnaden som går att upptäcka finns i de flesta statistikläroböcker, t.ex. Zar (1996). I tabellen nedan finns exempel på hur många procents förändring av medelvärdet man kan upptäcka om man jämför 3 grupper med den variansen som fanns i vegetationen i Vartofta-Åsaka materialet 1977, 1985 och 1994. Styrkan i testet är satt till 80%, d.v.s. det finns en 80% chans att upptäcka en så här stor förändring av medelvärdet och alla beräkningar är gjorda på logaritm-transformerade värden.

| Täckningsgrad av | n=4 | n=5 | n=10 | n=20 | n=28 |
|------------------|-------|-------|------|------|------|
| Fjädergräs | 1426% | 1037% | 446% | 213% | 143% |
| Drakblomma | 1120% | 815% | 350% | 168% | 112% |
| Örter | 74% | 54% | 23% | 11% | 7% |
| Graminoider | 193% | 141% | 60% | 29% | 19% |
| Betesgynnade | 144% | 102% | 44% | 21% | 14% |
| Slättergynnade | 727% | 529% | 227% | 109% | 73% |

Tabell 8. Procents förändring av medelvärdet man kan upptäcka om man jämför 3 grupper med den variansen som fanns i vegetationen i Vartofta-Åsaka materialet 1977, 1985 och 1994 vid olika provstorlekar (n).

Som synes varierar den andel av medelvärdet man har chans att upptäcka stort, beroende på att variansen är olika i de olika gruppernas. Variansen är normalt mycket större när det gäller enskilda arter och därför är skillnaden också större där.

Styrkan beror även på hur många grupper man jämför. Om man bara jämför 2 grupper så använder man t-test istället för ANOVA. Om dessa grupper är olika år från fasta provytor så kan man dessutom använda ett parat t-test istället för det vanliga t-testet, vilket har mycket större styrka. Anledningen till att ett parat t-test har större styrka än ett oparat t-test är att det använder skillnaden hos provytorna mellan åren istället för medelvärdena för åren i sina beräkningar.

Vad man däremot INTE kan göra är att använda t-test för att testa skillnader mellan flera år. Det är t.ex. inte tillåtet att i Vartofta-Åsaka exemplet använda t-testet för att först jämföra 1977 och 1985, sen 1985 och 1994 och slutligen 1977 och 1994. Då är man i samma situation som när testar många arter på samma material, till slut kommer man att hitta skillnader som inte finns. Vill man jämför mer än 2 grupper så måste man använda ANOVA istället för t-test.

Många tester på samma material

Nu har vi testat vegetationen i Vartofta-Åsaka på många olika sätt och då får man problem. Problemet består i att om man gör tillräckligt många tester på samma material så kommer några att bli signifikanta även om det inte finns någon skillnad. I genomsnitt 5 tester av 100 kommer att visa ett signifikant resultat, om man använder ett P-värde på 0,05. För att kompensera för detta kan man använda Bonferronis korrektion. Då finns det en statistiskt signifikant skillnad om P-värdet är mindre än: $1-(0,95)^k$ upphöjt till $1/k$, där k = antalet test man gjort.

Man börjar med att göra en tabell i excel med de test som man gjort och deras p-värden, sorterad med det lägsta p-värdet överst. I nästa kolumn (korrigerade p-värden) skriver man in formeln $=1-UPPHÖJT.TILL(0,95;1/k)$ och fyller i antalet test istället för k . Sen jämför man sitt korrigerade p-värde med det ursprungliga. Är det ursprungliga p-värdet mindre så är allt bra och man kan gå vidare till nästa rad. Nu har man 1 test mindre så man får ändra k och jämföra p-värdena igen.

| grupp | P-värde | Korrigerat P-värde |
|----------------|---------|--------------------|
| Färgmåra | 0,001 | 0,0034 |
| graminoider | 0,001 | 0,0037 |
| örter | 0,001 | 0,0040 |
| betesgynnade | 0,001 | 0,0043 |
| gräsmarksarter | 0,001 | 0,0047 |
| kvävearter | 0,001 | 0,0051 |
| ohävdsarter | 0,001 | 0,0057 |
| sena arter | 0,001 | 0,0064 |
| övriga arter | 0,001 | 0,0073 |
| slätterarter | 0,001 | 0,0085 |
| Fjädergräs | 0,003 | 0,0102 |
| buskar | 0,019 | 0,0127 |
| kväveindex | 0,019 | |
| Drakblomma | 0,467 | |
| Hundloka | 0,745 | |

Tabell 9. P-värden korrigerade med hjälp av Bonferroni-korrektion.

För Vartofta-Åsaka materialet så stämmer resultaten utom för testen på buskar och kväveindex, där slutsatsen får bli att ingen skillnad finns. Problemet blir då att styrkan på testet blir väldigt låg. Som en riktlinje kan ofta 5 test göras utan större problem. En lösning på detta problem kan vara att använda multivariata metoder.

Multivariata metoder

Att testa enskilda arters förändringar i vegetationen är behäftat med vissa problem. Ofta är inte arterna normalfördelade och har de dessutom inte lika varianser så går det inte alls. I de flesta vegetationstyper ingår ett stort antal arter och det är då inte statistiskt möjligt att testa alla. Detta beror på att man inte kan göra för många test på samma material utan att kompensera för det och då blir styrkan till slut så låg att det inte är meningsfullt längre. Ett riktmärke kan vara att det går bra att testa ca 5 arter (eller grupper av arter) på samma material utan kompensation. Multivariata metoder däremot tittar på om det är någon skillnad i artsammansättning och utbredning av alla arter samtidigt och en del metoder gör även ett test på detta.

Det finns många olika multivariata metoder, men de som kan vara lämpliga vid vegetationsstudier är: DCA (Detrended Correspondance Analysis), PCA (Principal Components Analysis), CCA (Canonical Correlation Analysis) och RDA (Redundancy Analysis).

De här olika metoderna skiljer sig åt dels genom det sätt de räknar med att en art reagerar på en miljögradient och dels genom om de tar med miljövariablerna i beräkningarna eller om man får korrelera dem i efterhand. DCA och CCA representerar arternas utbredning över en miljögradient i form av en unimodal kurva d.v.s. arterna har ett optimum där de trivs bäst. PCA och RDA däremot representerar arternas utbredning som linjära gradienter, d.v.s. de ökar eller minskar med ökande surhet, fuktighet etc.

Vilket som är mest realistiskt beror främst på variationen i det insamlade datat. Om man samlat in sina data från mycket olika vegetationssamhällen så är chansen stor att man mätt arternas utbredning på båda sidor om optimumet och den unimodala approximationen fungerar bäst. Om man däremot samlat in sina data i samma vegetationstyp i samma område så är chansen stor att man bara fått med en liten del av artens reaktion på en gradient och den linjära gradienten beskriver datat bäst.

Genom att börja med att köra en DCA på sina data oavsett vilken sorts data man än har så kan man få ett mått på variationen. Om variationen i datat är < 3 standardavvikelser så fungerar linjära metoder bäst, men om variationen är > 4 standardavvikelser så fungerar unimodala metoder bäst.

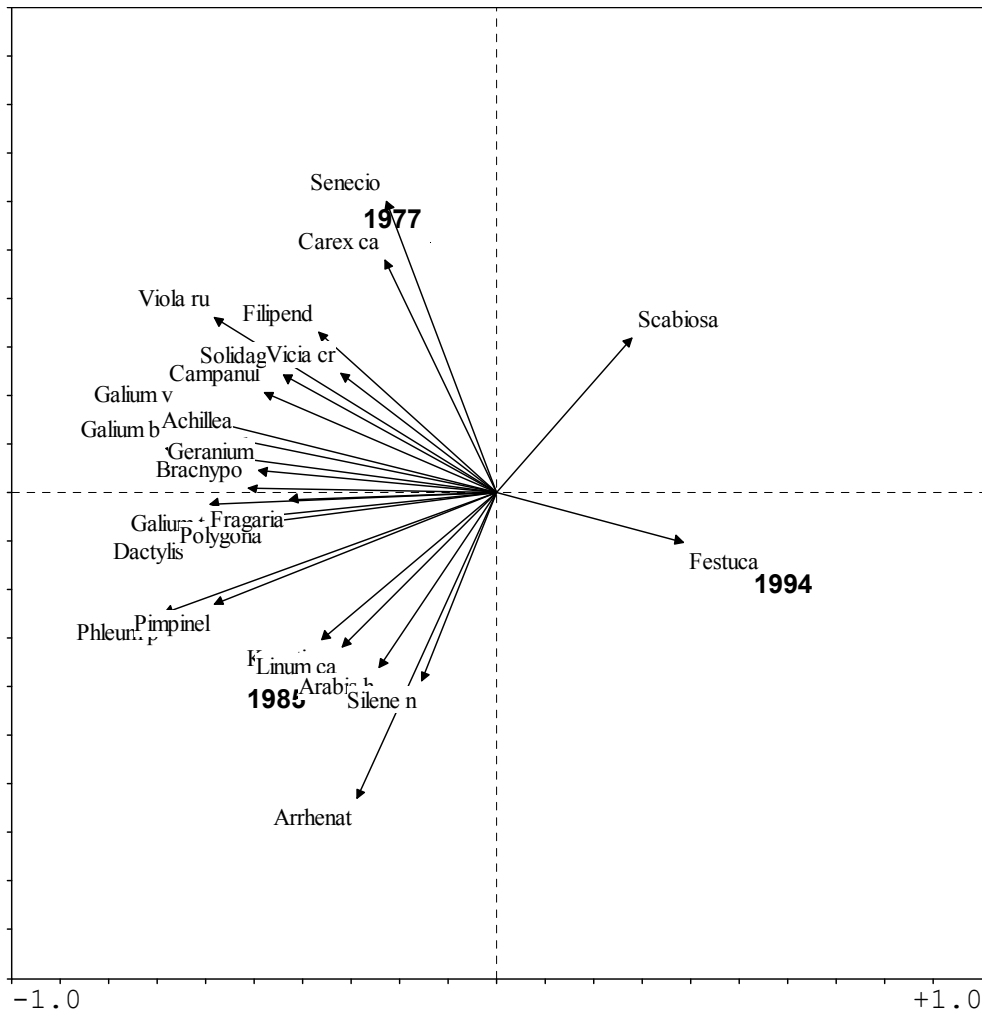
Dessutom kan man dela upp metoderna i indirekt och direkt gradientanalys. Indirekt gradientanalys (DCA och PCA) sorterar artdatat så att de mest lika rutorna hamnar närmast varandra. Sedan kan man i vissa program i efterhand korrelera miljövariabler till artdatat för att se hur bra det stämmer. Direkt gradientanalys sorterar artdatat efter gradienten(erna), vilket gör att rutor med lika artsammansättning kan hamna långt ifrån varandra om de har olika värden på miljövariabeln. De direkta gradientanalyserna ger även ett P-värde på om det finns någon korrelation eller ej.

| | Indirekt gradientanalys | Direkt gradientanalys |
|-----------|-------------------------|-----------------------|
| unimodala | DCA | CCA |
| linjära | PCA | RDA |

Tabell 10. Klassificering av de diskuterade multivariata metoderna: DCA (Detrended Correspondance Analysis), PCA (Principal Component Analysis), CCA (Canonical Correspondence Analysis) och RDA (Redundancy Analysis).

Med artdatat från Vartofta-Åsaka så började vi med att köra en DCA för att se på variationens storlek. Det visade sig att de fyra första axlarna hade en längd på 1,5-2,6 standardavvikelser och därför valde vi att köra linjära metoder.

Den ”miljövariabel” vi hade var tid, vi ville se om vegetationen förändrades över tiden. Man kan då i analysen representera tiden på två olika sätt, linjärt eller som tre separata punkter utan inbördes sammanhang. Vi valde det senare eftersom skillnaderna i analysmetod var så stora mellan åren. Vi valde även att använda provytorna som kovariabel. Detta ger en situation som liknar ett parat test i univariat statistik, d.v.s. man tar bort variationen som beror på att det är olika provytor och tittar bara på skillnaden från medelvärdet mellan åren.



Figur 7. Resultat av en pRDA, d.v.s. en RDA med provyta som kovariabel på vegetationsdata från Vartofta-Åsaka. De arter som har längst pilar mot ett visst år är starkast korrelerade med det året.

Därefter kördes en RDA. Vi fick ett P-värde som var $< 0,0005$ vilket visar att det fanns signifikanta skillnader i vegetationen mellan år. Faktorn år förklarade 17,5% av variationen i artsammansättning och täckningsgrad, vilket är mycket.

Som resultat får man en bild där alla arter har var sin pil som visar hur starkt de är korrelerade med åren. Ju längre pil ju större variation och ju mer pilen pekar mot ett visst år ju mer har arten ökat det året. För att inte göra bilden oläslig kan man välja att bara ta med de arter som har pilar över en viss längd, vilket vi har gjort här. På bilden ovan kan man se att det bara är en art som har ökat 1994, ängssvingel. Däremot har vildlin, lundtrav, åkervädd, backglim och ängshavre störst utbredning 1985. Stånds och vårstarr hade störst utbredning 1977. Här kan man om man vill i efterhand koda arterna i betesgynnade etc. för att se om olika grupper har reagerat olika.

Förutom bilden får man även en resultatfil med en lista över alla arterna och hur väl de korrelerar med de olika axlarna. I detta fall var axel 1 starkt positivt korrelerat med artens täckningsgrad 1994 och negativt korrelerat

med artens täckningsgrad 1977. Axel 2 var starkt positivt korrelerat med arternas täckningsgrad 1985. Höga värden i kolumn AX1 säger alltså att det fanns mycket av den arten 1994 och negativa värden att det fanns mycket av den 1977. Axel 3 och 4 var inte korrelerade med åren.

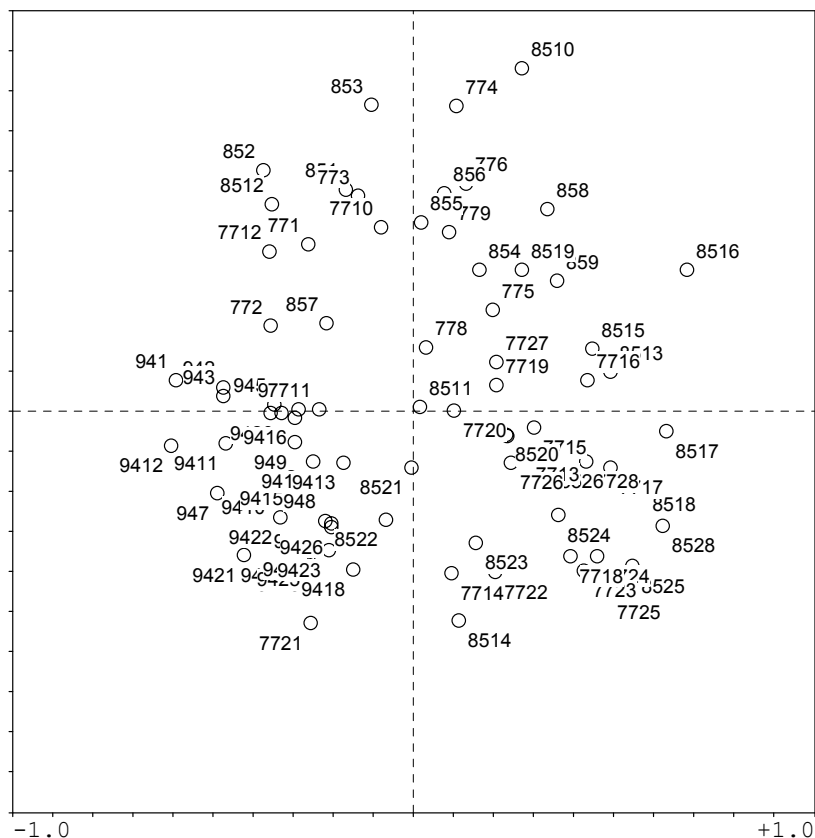
WCanolmp produced data file

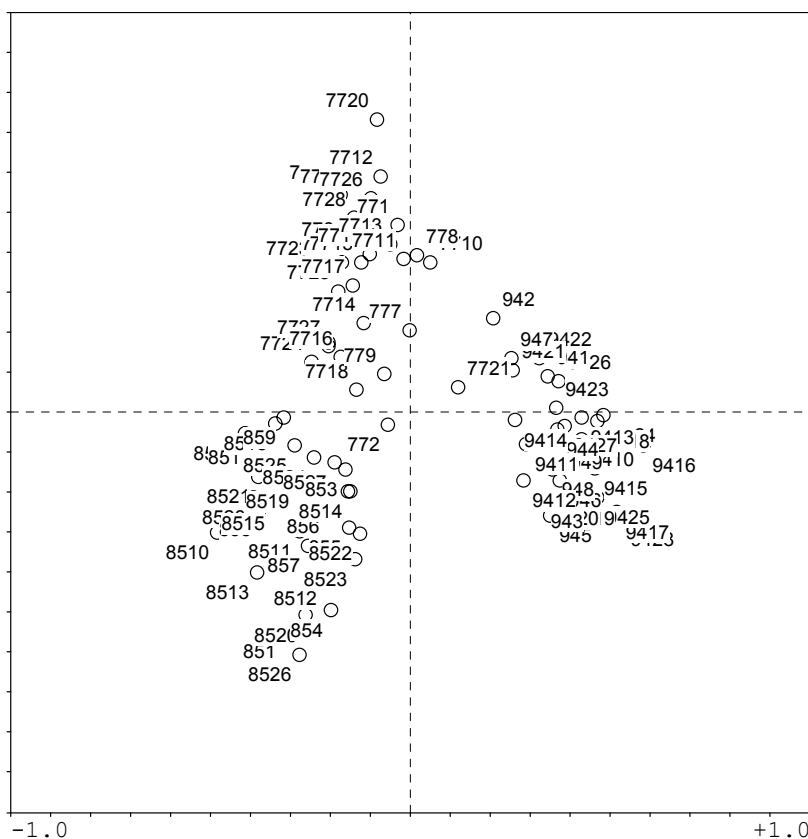
RDA Canonical axes: 1 Covariables: 1 Scaling:
 Cent./stand. by samples: 0 0 by species: 1
 Squareroot-transformation
 Spec: Species scores (adjusted for species variance)

| N | NAME | AX1 | AX2 | AX3 | AX4 |
|---|-----------|---------|---------|---------|--------|
| | EIG | 0,0239 | 0,204 | 0,1115 | 0,0829 |
| 1 | Achi llea | -0,1588 | 0,5156 | 0,143 | 0,2496 |
| 2 | Alch emil | -0,389 | 0,1672 | 0,2996 | 0,0103 |
| 3 | Anth risc | -0,1035 | -0,08 | -0,2268 | 0,1787 |
| 4 | Anth ylli | -0,2691 | -0,1007 | 0,4537 | 0,0108 |
| 5 | Arab is h | 0,0074 | 0,2387 | -0,3075 | 0,4787 |
| 6 | Aren aria | 0,0687 | -0,079 | 0,1658 | 0,3517 |
| 7 | Arrh enat | -0,2211 | 0,1096 | 0,2205 | 0,3901 |

Tabell 11. Resultattabell för pRDA, där provyta har använts som kovariabel.

För att jämföra med vad man får ut om man kör en PCA så gjorde vi även det. Även här kan man ha med provytorna som kovariabel, vilket ökar upplösningen väldigt mycket när det gäller att se skillnader mellan åren (se figurer nedan).





Figur 8. PCA bild där cirklarna motsvarar provtytor och de två första siffrorna i numret visar provtagningsåret a) utan provtyta som kovariabel och b) med provtyta som kovariabel.

Val av inventeringsmetod

Vilken inventeringsmetod som är lämplig beror på många olika faktorer. Den ska vara enkel att använda i fält och helst välkänd av inventerarna. Dessutom ska den vara så objektiv (d.v.s. personoberoende) som möjligt och snabb att använda så att det inte blir för dyrt. Den ska dessutom ge data som är möjliga att analysera efteråt, helst på flera sätt.

De tre vanligaste metoderna vid fältinventering är täckningsgradsmätning med Hult-Sernander-DuRietz eller nålsticksmetoden samt frekvensanalys d.v.s. frånvaro/närvaro notering av arter i provtytor.

Hult-Sernander-DuRietz är enkel att använda, mycket välkänd och snabb (och därmed billig). Däremot ger den en logaritmisk skala som inte är lämplig för analys med univariata statistiska metoder. Uppskattning av täckningsgrad kan istället göras med en linjär skala, eller i alla fall nästan linjär skala som den 22-gradiga skalan använd av Paltto & Finsberg (2001). Den utnyttjar 5%-klasser förutom mellan 0-0,25% och 0,25-1%, alternativt 10%-klasser med en extra klass 0-5%. Det är inget större problem att vid statistiska analyser ha med olika linjära skalor eftersom mittvärdena används. Det går även i praktiken att blanda med logaritmiska skalor, men osäkerheten blir ännu större. Att bedöma täckningsgrad kan vara svårt och riskerar att variera mer mellan olika personer än nålsticksmetoden eller

frekvensanalys. Detta kan vara särskilt viktigt att beakta när undersökningar planeras att pågå under lång tid och därmed säkert kommer att göras av flera olika personer. I betade vegetationstyper så riskerar täckningsgraden att variera mer pga. fläckvist bete än frekvensanalys.

Nålsticksmetoden missar de lite ovanligare arterna i rutorna (Bråkenhielm & Qinghong 1995) och är därför kanske inte lämplig i marker där man är intresserad av många ovanliga arter. Men det är inga problem att analysera resultaten med varken univariata eller multivariata metoder. Metoden är ganska personoberoende och går bra att jämföra med täckningsgradsmätningar (Bråkenhielm & Qinghong 1995), däremot är den ganska långsam och därför dyr.

Frekvensanalys tar olika lång tid beroende på hur många smårutor man delar upp varje provyta i. Ju fler smårutor desto säkrare blir resultaten, men desto längre tid tar den att utföra. För att frekvenserna inte ska bli för grova krävs nog 10 smårutor per provyta (och sen som vanligt minst 10 provytor). Genom att det inte krävs någon bedömning av växtens storlek utan bara närvaro eller frånvaro av arter så är den mindre beroende av vem som utför den än täckningsgradsbedömningar. I skogsmark var inte frekvensanalys korrelerad med varken nålstickmätningar eller täckningsgradsmätningar (Bråkenhielm & Qinghong 1995). Väljer man att byta till denna metod bör man därför använda dubbla metoder under minst ett år för att kunna jämföra.

Art/area-kurvor är inte slumpmässigt insamlade och kan därför inte analyseras statistiskt (Larsson 1998).

Vilken inventeringsmetod man än väljer så måste man även välja hur många provytor som ska läggas ut och hur de ska läggas ut. Mängden provytor bestäms av vilken analysmetod man ska använda och därefter en styrkeanalys. För univariata statistiska metoder är 10 provytor ofta ett minimum och 20 att föredra för att kunna upptäcka någorlunda små förändringar. Vid multivariata analyser är 6 provytor ett absolut minimum om man jämför 2 år (det går inte att räkna på mindre), men även här blir resultatet säkrare om man har fler.

När man lägger ut provytorna är det bästa ur analysynpunkt att slumpa ut dem över hela undersökningsområdet eller vegetationstypen alternativt att lägga transekter över området. Då kan man uttala sig om hela området alternativt vegetationstypen. Att först lägga ut 1-2 storrutor med 4-5 provytor i varje, komplicerar de efterföljande analyserna utan att ge mycket mer information. För att analysera 10 provytor utlagda i 2 storrutor med univariata statistiska metoder är man begränsad till att använda en hierarkisk ANOVA och utesluter därför den extra information man får av fasta provytor. Den enda extra information man får är en uppskattning av hur stor andel av variationen som beror på storrutan jämfört med skillnaderna mellan åren (se Paltto & Finsberg 2001 för en större diskussion).

Slutsatser om Vartofta-Åsaka

Skillnaderna i täckningsgrad är mycket stora mellan åren och mest avvikande är 1994 som har en lägre täckningsgrad för i princip alla grupper och arter som testats. Det går inte att säga om det beror på byte av inventerare, att inventeringen 1994 är gjord i mitten av juni (vet ej när inventeringarna gjordes de andra åren) eller om det är en verklig förändring i vegetationen.

Den enda grupp som inte följer mönstret är slåttergynnade arter. Det kan bero på att de har ökat till skillnad från de andra grupperna eller på att de är fenologiskt tidiga (om inventeringarna är gjorda vid olika tidpunkter). Förändringen i antalet arter är inte alls lika stor, vilket kan tyda på att skillnaden snarare beror på tidpunkten än en verklig förändring i vegetationen. Det går inte att säga något om ev. förändringar hos mossorna då den ena av de två arter som inventerats inte är samma och ingen inventering alls gjordes av bottenkiktet 1994.

För de större grupperna av arter (t.ex. örter) är variationen inom ett år så pass liten att man har en rimlig chans att upptäcka en förändring. Men för enskilda arter och mindre grupper av arter (som slåttergynnade arter) är variationen inom ett år för stor, trots det stora antalet provtytor. Detta löses bäst genom att bara jämföra två år och då med ett parat t-test eller genom att använda en multivariat metod.

Allmänna slutsatser

- Det är viktigt att först bestämma målet med undersökningen innan man väljer inventeringsmetodik och analysmetod.
- Det är viktigt att inventeringen sker vid samma tid på året. Går inte detta måste tiden noteras, helst även den fenologiska tidpunkten.
- Inventeringsmetoden måste dokumenteras noggrant så att den är möjlig att jämföra med metoder använda andra år.
- Har man inte bestämt sig för att enbart använda multivariata analysmetoder ska man inte använda logaritmiska skalor t.ex. Hult-Sernander-DuRiez vid inventering.
- Antal provtytor bör vara minst 10, helst 20 per område. Dessa ska helst slumpas ut eller läggas ut systematiskt. Användandet av storrutor försvårar efterföljande analyser.
- Vill man följa enskilda arter eller grupper av arter går univariata statistiska metoder bra att använda (t.ex. ANOVA eller t-test).
- Vill man se förändringar i hela vegetationen är multivariata metoder bättre.
- För att kunna utnyttja styrkan med fasta provtytor så kan man bara jämföra 2 år om man använder univariata metoder (parat t-test) eller så får man använda multivariata analyser (med provtyta som kovariabel).

Litteratur

- Bertilsson A (1997) En ny metod för att övervaka miljöförändringar i ängs- och hagmarker, Länsstyrelsen Skaraborg
- Bråkenhielm S & Qinghong L (1995) Comparison of field methods in vegetation monitoring. *Water, air and soil pollution* 79: 75-87
- Ekstam U & Forshed N (1992) Om hävden upphör, Naturvårdsverket
- Larsson Y (1998) Småskalig variation i arttätheten i hävdade växtsamhällen – en utvärdering av art/area-analys för naturvården. Rapport 1998:9 Länsstyrelsen i Gävleborg
- Paltto H & Finsberg M (2001) Uppföljning av skötseln i lagskyddade områden i Örebro län 1993-1999 – sammanställning av vegetationsanalyser och utvärdering av metodiken, Pro Natura
- Underwood AJ (1997) *Experiments in ecology*, Cambridge University Press
- Zar JH (1996) *Biostatistical Analysis*, Prentice Hall International, London
- Ängs- och hagmarker i Mariestads kommun (1991) Meddelande 10/91, Länsstyrelsen i Skaraborgs län
- Ängs- och hagmarker Sammanställning (1996) Meddelande 96/5, Länsstyrelsen i Skaraborgs län

Användbara statistikhemsidor

<http://www.okstate.edu/artsci/botany/ordinate/> Här finns en grundläggande kurs i multivariata metoder och en bra ordlista över många begrepp.

<http://www.colorado.edu/epob/epob4640mwalker/lecture.html>

Grundläggande kurs i multivariata metoder.



LÄNSSTYRELSEN
VÄSTRA GÖTALANDS LÄN

www.o.lst.se

