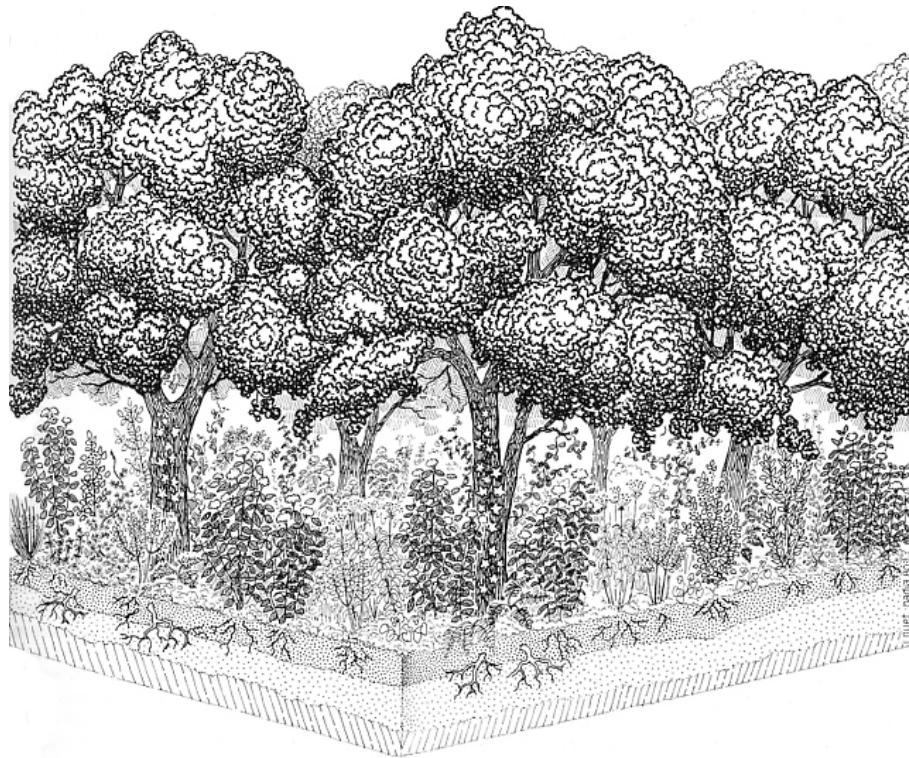


---

## II- COMPOSICIÓ I ESTRUCTURA DE LES COMUNITATS DE VEGETALS

---



*Hom pot assajar de resumir en una taula la composició específica habitual d'un alzinar típic, i també l'estructura espacial de la comunitat. Cada alzinar concret, òbviament, diferirà en això o en allò del model ... que ningú no s'escandalitzi: la vida és difícilment reductible a una matriu matemàtica sense fissures.*

Ramon Folch (1986)



# Capítol 2.1: L'estudi de la diversitat de les comunitats vegetals

## 2.1.1 Introducció a l'estudi de la diversitat

### 2.1.1.1 Diversitat: Riquesa específica i distribució d'abundàncies

La mesura de la diversitat ecològica és objecte d'estudi i discussió en diversos manuals d'ecologia (vegeu Margalef 1974, Magurran 1989 o Legendre & Legendre 1998). Aquí en farem solament una breu introducció per tal de poder presentar els estadístics que aplicarem a les comunitats en estudi. En la mesura de la diversitat ecològica hi intervenen dos factors: el nombre d'espècies ( $S$ ) i la distribució d'abundàncies entre elles ( $n_1, n_2, \dots, n_S$ ). En aquest sentit, Magurran (1989) divideix els estadístics que mesuren la diversitat en tres categories principals:

1. *Índexs de riquesa d'espècies*: Essencialment, es tracta d'una mesura del nombre d'espècies en una unitat de mostratge definida.
2. *Models d'abundància d'espècies*: Corresponen a models teòrics de la distribució de les abundàncies dels tàxons (*broken stick*, lognormal, exponencial,...).
3. *Índexs basats en l'abundància proporcional de les espècies*. Combinen el nombre d'espècies amb les proporcions d'aparició dels diferents tàxons en un sol índex.

En aquest darrer grup s'inclou l'entropia o índex de diversitat de Shannon-Wiener (Shannon & Weaver 1949), que és actualment la manera més usual de calcular la diversitat biològica:

$$H = -\sum_{j=1}^S p_j \cdot \log(p_j)$$

on  $p_j$  és la probabilitat d'aparició del tàxon  $j$ . A la pràctica, cal estimarles probabilitats  $p_j$  mitjançant les freqüències relatives dels tàxons a la mostra, és a dir  $\hat{p}_j = n_j / \sum_{i=1}^S n_i$ : essent  $n_1, n_2, \dots, n_S$  les freqüències absolutes. D'ara en endavant utilitzarem, per simplicitat, la notació  $p_j$  per a representar tant les probabilitats 'teòriques' poblacionals, com les estimacions mostrals.

L'ús de l'entropia ( $H$ ) per a mesurar la diversitat ecològica fou proposat per primer cop per Margalef (1958). El valor i les unitats d'  $H$  depenen del logaritme emprat (p.e. *bits*, si el logaritme és en base 2, o *nats* si el logaritme és natural). Feoli *et al* (1984) exploren les aplicacions de la teoria de la informació a l'estudi de la vegetació. Taylor (1978) assenyala que, si l'índex de Shannon es calcula per a un cert nombre de mostres, els valors resultants tendeixen a distribuir-se normalment. Aquesta propietat fa possible l'ús de l'estadística paramètrica, incloent els

mètodes d'anàlisi de la variància (Magurran 1989). D'altra banda, si calculem  $\exp(H)$  tindrem una mesura de la riquesa específica comparable a  $S$ , essent el màxim d'  $\exp(H)$  igual a  $S$  en el cas d'espècies equiprobables. Tal i com feu palès Hill (1973b), la mesura d'entropia de Shannon és un cas específic de l'entropia generalitzada de Rényi (1961):

$$H_a = \frac{1}{1-a} \log \sum_{j=1}^S p_j^a$$

Concretament, l'entropia de Shannon correspon al límit de l'entropia generalitzada de Rényi quan  $a$  tendeix a 1. A cada entropia d'ordre  $a$  hi correspon un valor de riquesa específica (*diversity number*,  $DN$ ) del mateix ordre, tal i com mostrem a la taula següent (2.1.1):

Ordre ( $a$ )	Entropia ( $H_a$ )	Diversity number ( $DN_a$ )
0	$H_0 = \log(S)$	$DN_0 = S$
1	$H_1 = -\sum_{j=1}^S p_j \cdot \log(p_j) = H$ ( $H$ de Shannon)	$DN_1 = \exp H$
2	$H_2 = -\log \sum_{j=1}^S p_j^2$	$DN_2 = \left( \sum_{j=1}^S p_j^2 \right)^{-1}$ (Concentració <sup>-1</sup> )

**Taula 2.1.1:** Mesures d'entropia ( $H$ ) i 'nombres de diversitat' (*diversity number*,  $DN$ ) per a diferents valors d' $a$  en l'equació de l'entropia generalitzada Rényi.

És important tenir en compte la dependència de les mesures de diversitat de la taula 2.1.1 respecte al mostratge, ja que si, per a una mateixa comunitat, incrementem la mida de la unitat de mostratge, el nombre de tàxons rars augmentarà i, de resultes, la mesura de diversitat se'n veurà afectada. D'altra banda, l'increment de l'ordre ( $a$ ) disminueix la influència de les espècies rares, i n'augmenta la de les dominants. Per tant, la dependència respecte el nombre de tàxons, malgrat ésser una propietat de totes les mesures de diversitat de la taula 2.1.1, és tant més acusada com menor sigui el valor d' $a$ .

Les mesures d'entropia d'ordre superior a zero contempen a la vegada el nombre de tàxons i la seva distribució d'abundàncies en la comunitat. Per tant, hom hi pot examinar les dues components per separat. Si dividim el valor trobat d' $H_a$  entre el valor màxim que podria tenir si tots els tàxons fossin igualment probables,  $H_{max} = \log(S) = H_0$ , obtenim una mesura de la uniformitat o equitativitat (*evenness* o *equitability*) en la proporció dels símbols (Pielou 1966) que en el nostre cas equival a la uniformitat en la freqüència dels tàxons:  $J = H / H_{max} = H_1 / H_0$ .

La uniformitat de Pielou és massa dependent de la quantitat de mostratge, pel fet d'incloure  $H_0$  en la seva expressió (Hill 1973b, Kvålseth 1991). Intentant superar aquest inconvenient, Hill (1973b) proposà una família de mesures d'uniformitat:  $E_{a,b} = DN_a / DN_b$ , essent  $a > b$ . Entre la família de mesures possibles en recomanà especialment  $E_{2,1} = DN_2 / DN_1$ , per resultar més independent del mostratge que  $J$ . D'altra banda, podem observar que :

$$E_{1,0} = DN_1 / DN_0 = \exp(H_1) / \exp(H_0) = \exp(H_1) \cdot \exp(-H_0) = \exp(H_1 - H_0)$$

### 2.1.1.2 La mesura de la diversitat en comunitats vegetals

La diversitat calculada a partir dels valors d'abundància dels tàxons d'un inventari és una mesura de diversitat alfa ( $\alpha$ ) o diversitat "puntual" de la comunitat. D'altra banda, la majoria de mesures de diversitat s'apliquen a recomptes del nombre d'individus, mentre que els valors d'abundància que hom disposa en un inventari de vegetació normalment fan referència una classe de cobertura que, a més, normalment cal transformar. Per exemple, Ricotta *et al.* (1998) apliquen la transformació combinada de van der Maarel (1979) als valors cobertura-abundància de Braun-Blanquet en el seu estudi de la diversitat, però altres transformacions són igualment aplicables. Cal recordar que l'ús de classes d'abundància incrementa la uniformitat de la diversitat.

Siguin  $\Omega = \{\omega_1, \dots, \omega_N\}$  el conjunt d'  $N$  inventaris (observacions) mostrejats d'una comunitat, i  $\mathbf{X}_{N \times S}$  la matriu de dades amb mesures d'abundància dels  $S$  tàxons (variables). Denotarem per  $x_{ij}$  l'abundància de l'espècie  $j$  a l'inventari  $\omega_i$ , i per  $\mathbf{x}_i$  el vector d'abundàncies d' $\omega_i$ . Hom pot calcular la proporció del tàxon  $j$  en l'inventari  $\omega_i$  i la diversitat puntual del darrer mitjançant:

$$p_{ji} = x_{ji} / \sum_{j=1}^S x_{ij} \quad , \quad H(\omega_i) = - \sum_{j=1}^S p_{ji} \cdot \log(p_{ji}) \cdot$$

L'estudi de la diversitat es torna més difícil quan hom vol aplicar-la al conjunt d'una unitat de vegetació o sintàxon. Una aproximació senzilla consisteix en calcular el promig dels valors de diversitat puntual calculats per a cada inventari de la mateixa comunitat:

$$\bar{H}(\omega) = \frac{1}{N} \cdot \sum_{j=1}^N H(\omega_j)$$

Alternativament però, hom pot voler calcular la diversitat en una escala més gran, prenent el sintàxon sencer com a unitat de mesura de mida igual al nombre total d'inventaris de que es disposa:

$$p_j(\Omega) = \frac{\sum_{i=1}^N x_{ij}}{\sum_{l=1}^S \sum_{i=1}^N x_{il}} \quad H(\Omega) = - \sum_{j=1}^S p_j(\Omega) \cdot \log(p_j(\Omega))$$

Quan la unitat de mesura de la diversitat ateny una regió geogràfica, hom parla de diversitat gamma ( $\gamma$ ) o diversitat "regional". En el cas de  $H(\Omega)$ , aquesta mesura, malgrat ésser equivalent a la diversitat  $\gamma$  en el càlcul, no es pot anomenar diversitat  $\gamma$  per no correspondre a una regió geogràfica. L'anomenarem simplement 'diversitat del sintàxon' (*syntaxon diversity*). Així doncs, ens caldrà distingir: (1) la diversitat puntual (diversitat  $\alpha$ ) de l'inventari,  $H(\omega_i)$ ; (2) el valor mitjà de diversitat puntual en un sintàxon,  $\bar{H}(\omega)$ ; i (3) la diversitat del sintàxon calculada prenent el sintàxon sencer,  $H(\Omega)$ . La mateixa distinció farem per als diferents ordres de entropia ( $H_a$ ) i nombres de diversitat ( $DN_a$ ).

### 2.1.1.3 Heterotoneïtat, variabilitat o diversitat de motiu

En ecologia, entre les diversitats  $\alpha$  i  $\gamma$  trobem la diversitat  $\beta$ , que normalment és utilitzada per mesurar la heterogeneïtat en un grup de mostres ordenades al llarg d'un gradient ecològic. S'expressa sovint com una taxa de renovació d'espècies per unitat de gradient. Tanmateix, també és possible definir mesures de "diversitat  $\beta$ " per al un conjunt d'inventaris d'una mateixa comunitat (unitat de vegetació o sintàxon) malgrat hi manqui la informació de la relació espacial, o aquesta no tingui una estructura de gradient. La heterogeneïtat calculada s'anomena llavors diversitat de patró o diversitat de motiu (*pattern diversity*). D'altra banda, en l'àmbit fitosociològic la variabilitat d'una unitat de vegetació s'expressa sovint emprant els termes homotoneïtat i heterotoneïtat (Whesthoff & van der Maarel 1973). La homotoneïtat d'una unitat de vegetació es defineix simplement com la homogeneïtat o uniformitat d'una taula d'inventaris. És palesa doncs, la coincidència conceptual entre la diversitat de patró d'un sintàxon i la seva heterotoneïtat o la complementarietat amb la homotoneïtat.

Els termes homotoneïtat i heterotoneïtat són prou imprecisos com per a que existeixin múltiples propostes per calcular la homotoneïtat d'una taula d'inventaris (a Whesthoff & van der Maarel, 1973 se'n poden veure alguns exemples). Tornant a la diversitat de patró (per a la que mantindrem la notació  $\beta$ ) una opció de càlcul consisteix en utilitzar la raó entre  $\alpha$  i  $\gamma$ :  $\beta = (\gamma / \alpha) - 1$ . Malauradament, presenta l'inconvenient d'heretar la dependència de la intensitat del mostratge, i per tant, és poc recomanable si podem trobar una alternativa menys dependent. En fitosociologia, Westhoff & van der Maarel (1973) proposen emprar la mitjana aritmètica d'un coeficient de similaritat entre tots els inventaris d'una taula com a mesura d'homotoneïtat:

$$\beta = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=i+1}^N s_{ij}}{(N \cdot (N-1))}$$

on  $s_{ij}$  és la similaritat entre els inventaris  $\omega_i$  i  $\omega_j$ . En el cas d'emprar dissimilaritats o distàncies enlloc de similaritats, l'equació resultant mesuraria la heterotoneïtat o diversitat de patró. Actualment aquesta darrera forma de càlcul és força utilitzada en estudis de comunitats de diferents tipus, tant terrestres com aquàtiques (per exemple Ballesteros 1986, 1992). La diversitat de patró, mesurada com a mitjana de distàncies, té una clara relació amb la variabilitat multivariant, donat que és possible expressar la traça de la matriu de covariàncies d'un conjunt de dades a través de les distàncies entre individus elevades al quadrat (vegeu capítol 3.2):

$$Var(\mathbf{X}) = Tr(Cov(\mathbf{X})) = \dots = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=i+1}^N d_{ij}^2}{(N \cdot (N-1)) / 2}$$

Donada aquesta equivalència amb conceptes estadístics àmpliament coneguts, considerem que és més recomanable calcular la diversitat de patró com a mitjana de distàncies al quadrat, enlloc de com a mitjana de distàncies o mitjana de similaritats. No obstant, cal advertir que l'ús de quadrats fa que la mesura sigui menys robusta, ja que és més sensible als valors extrems.

## 2.1.2 La diversitat de les comunitats de *Brometalia erecti* i *Quercetea ilicis*

### 2.1.2.1 Objectius

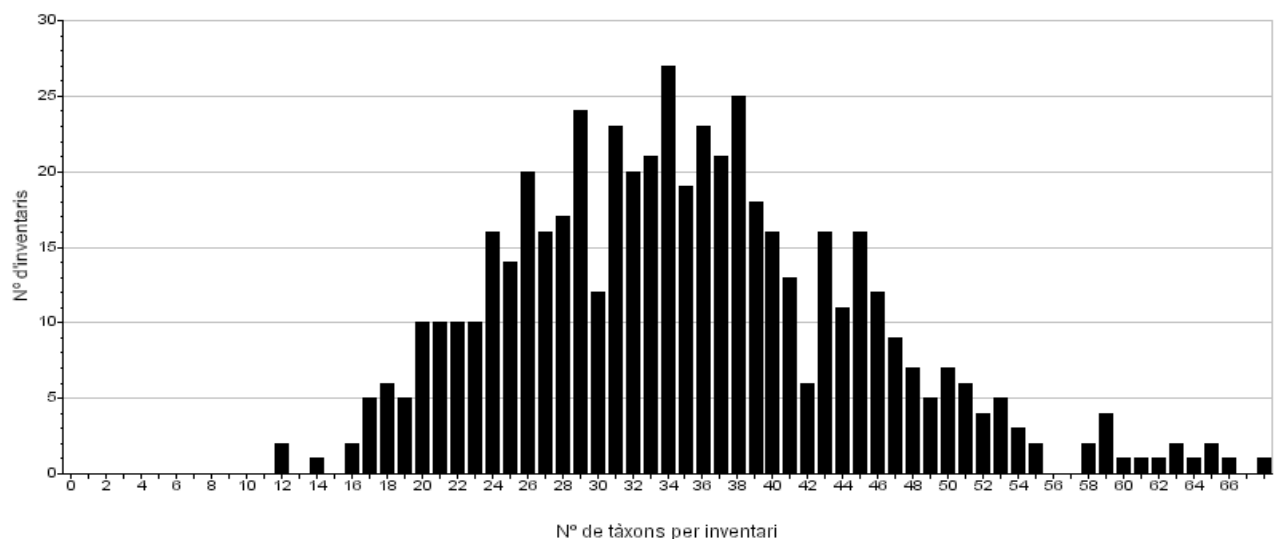
L'objectiu principal d'aquesta secció és estudiar l'estructura de les comunitats de vegetals a través de l'anàlisi de la diversitat ecològica. Concretament, dedicarem els propers dos apartats a:

1. Diferenciar en termes de diversitat els dos grups de dades d'estudi: les comunitats de l'ordre *Brometalia erecti* i la classe *Quercetea ilicis*.
2. Estudiar la relació entre la transformació dels valors de l'escala de Braun-Blanquet i la uniformitat de la distribució d'abundàncies dels tàxons.
3. Estudiar la influència del nombre d'inventaris d'un sintàxon en els seus atributs estructurals (és a dir nombre de tàxons, uniformitat, classes de presència i variabilitat).

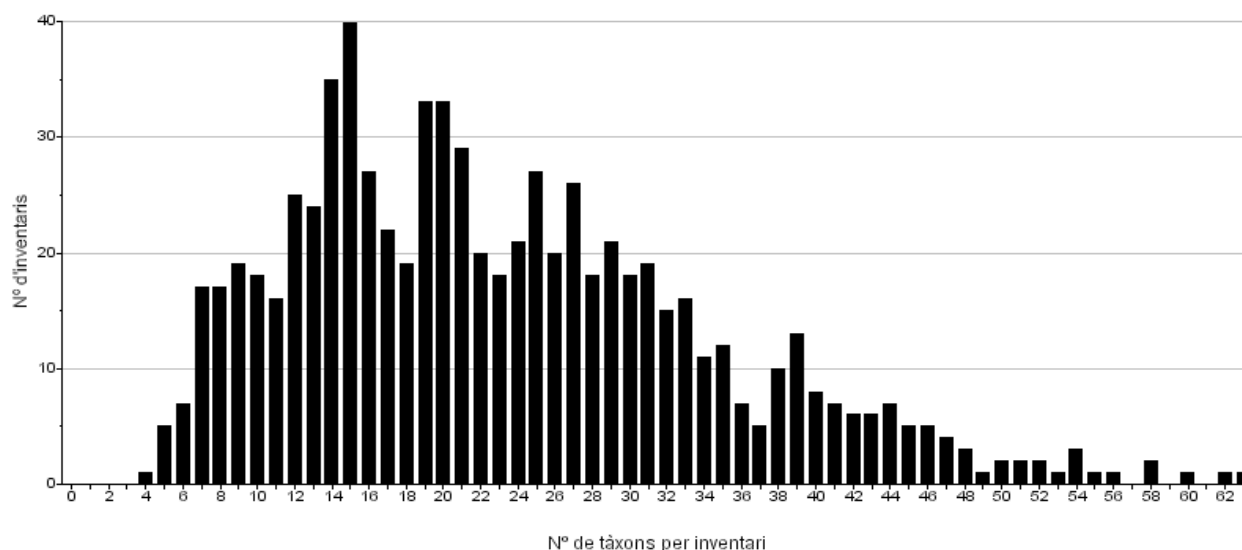
### 2.1.2.2 Diversitat puntual dels inventaris i diversitat mitjana d'un sintàxon

#### *Riquesa específica puntual*

Per a començar a caracteritzar les comunitats, hem calculat per a cada inventari el nombre de tàxons o riquesa específica:  $DN_0(\omega_i) = S(\omega_i)$ . A les figures 2.1.1.a i 2.1.1.b podem veure la distribució del nombre de tàxons per inventari de *Brometalia erecti* i *Quercetea ilicis*. En ambdós casos la distribució és unimodal, i lleugerament asimètrica, amb una cua més llarga per als valors alts. Els extrems d'aquesta distribució ens permeten posar en dubte la validesa d'alguns inventaris: és probable que els valors excessivament alts corresponguin a inventaris aixecats sobre ecotons o en indrets on les condicions ambientals no eren del tot homogènies, mentre que inventaris molt pobres en tàxons poden ser indicatius d'inventaris incomplets i per tant no vàlids.



**Figura 2.1.1.a:** Distribució de valors corresponents al nombre de tàxons per inventari,  $S(\omega_i) = DN_0(\omega_i)$ , en el conjunt de dades de *Brometalia erecti* ( $N = 531$ ).



**Figura 2.1.1.b:** Distribució de valors corresponents al nombre de tàxons per inventari,  $S(\omega_i)=DN_0(\omega_i)$ , en el conjunt de dades de *Quercetea ilicis* ( $N = 753$ ).

### Uniformitat puntual

Per a avaluar la uniformitat dels tàxons als inventaris hem calculat tres mesures d'uniformitat d'entre les presentades a l'apartat 2.1.1.1:  $J(\omega_i)=H_2(\omega_i)/H_1(\omega_i)$ ,  $E_{1,0}(\omega_i)=DN_1(\omega_i)/DN_0(\omega_i)$ ,  $E_{2,1}(\omega_i)=DN_2(\omega_i)/DN_1(\omega_i)$ . Els logaritme emprat ha estat de base 2. La transformació dels valors de l'escala ordinal de cobertura-abundància de Braun-Blanquet afecta la proporció dels símbols (tàxons) i les mesures de uniformitat derivades, ressaltant més o menys la dominància de les espècies. Per tal de posar de relleu aquesta relació, hem assajat diferents transformacions de l'escala. Inicialment l'hem traduïda a valors de percentatge de cobertura ( $x=\%Cob.$ ). Aquests percentatges de cobertura donen un pes molt elevat a les espècies dominants de la comunitat. Per tant, posteriorment hem realitzat la transformació  $x^y$  dels valors de cobertura. Emprant exponents  $y$  decreixents hem disminuït progressivament la importància dels tàxons dominants respecte als poc abundants. A la taula 2.1.2 mostrem els valors d'abundància resultants de cada valor de l'escala de Braun-Blanquet (en files) i exponent de transformació (en columnes):

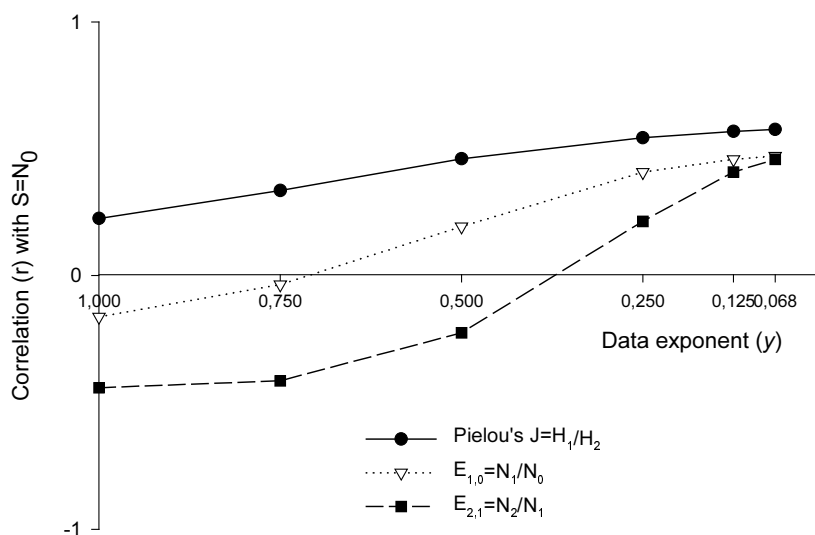
BB	$x=\%Cob.$	$x^{0.75}$	$x^{0.5}$	$x^{0.25}$	$x^{0.125}$	$x^{0.0675}$	...	$x^0$
5	87.5	28.609	9.354	3.058	1.749	1.322		1
4	62.5	22.228	7.906	2.812	1.677	1.295		1
3	37.5	15.154	6.124	2.475	1.573	1.254	...	1
2	12	6.447	3.464	1.861	1.364	1.168		1
1	2.5	1.988	1.581	1.257	1.121	1.059		1
+	0.2	0.299	0.447	0.669	0.818	0.904		1
.	0	0	0	0	0	0	...	0

**Taula 2.1.2:** Transformacions de valors de l'escala de Braun-Blanquet (BB) assajats. La segona columna mostra la traducció a valors de cobertura i les següents corresponen a la transformació dels valors de cobertura mitjançant exponents decreixents. La darrera columna correspondria al cas límit  $y = 0$ , corresponent a emprar solament presències i absències.



Com més petit és el valor de l'exponent  $y$  de la transformació, menor influència en la uniformitat tenen les espècies dominants. De tots els exponents assajats, ens interessa especialment  $y = 0.5$ , perquè la transformació  $x^{0.5}$  s'assembla força a la transformació combinada de van der Maarel (1979), que és una de les més utilitzades en l'anàlisi multivariant d'inventaris de vegetació.

Com ja hem esmentat, les mesures d'uniformitat puntual poden veure's afectades per el nombre de tàxons de l'inventari. Ens interessa aquí trobar una mesura d'uniformitat que no en depengui, per tal de separar al màxim la informació proporcionada pels dos factors de la diversitat (nombre de tàxons i uniformitat). Així doncs, hem calculat la correlació lineal entre la riquesa específica de l'inventari i les tres mesures d'uniformitat per a cada transformació de les dades. Com que és d'esperar que les diferents comunitats presentin valors diferents de riquesa d'espècies i uniformitat, hem tret l'efecte del sintàxon en les variables abans de calcular l'esmentada correlació, restant, per a cada inventari la mitjana del grup al que pertany. Les correlacions resultants de les tres mesures d'uniformitat amb el nombre de tàxons de l'inventari per a diferents transformacions es mostren a la figura 2.1.2. Les tres mesures augmenten la seva correlació amb el nombre de tàxons en baixar la importància dels tàxons amb abundàncies altes respecte els d'abundància baixa.

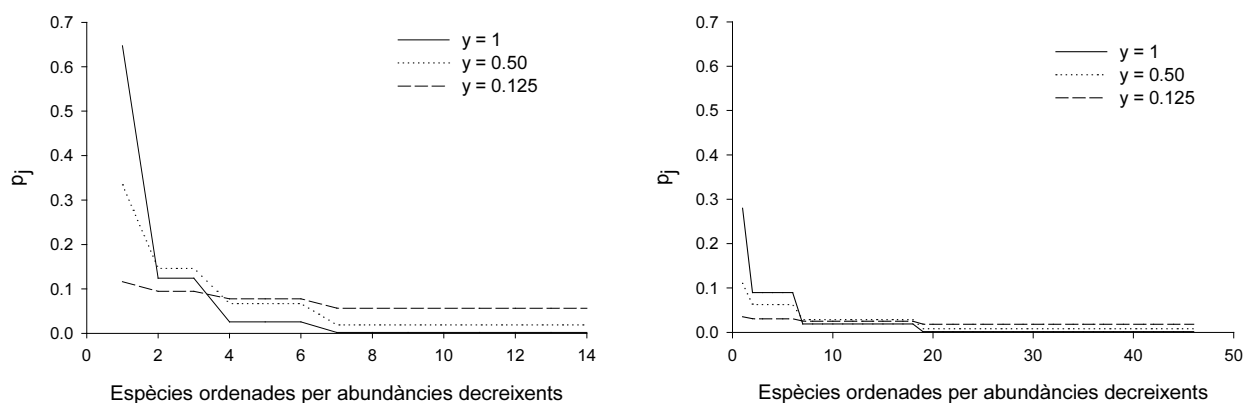


**Figura 2.1.2:** Correlació de Pearson entre la riquesa específica ( $S$ ) i tres estimadors d'uniformitat ( $J$ ,  $E_{1,0}$  i  $E_{2,1}$ ) per a diferents valors de l'exponent  $y$  de transformació dels valors de cobertura (taula 2.1.2).

L'explicació d'aquest augment es pot entendre millor amb un exemple: A la figura 2.1.3 mostrem les proporcions de tàxons de dos inventaris de la subassociació *Euphrasio-Plantaginetum* subass. *typicum*, amb 14 i 46 espècies respectivament. Per a cada inventari apareixen els perfils que s'obtenen emprant tres valors d' $y$ . Si l'exponent de transformació és  $y = 1.0$ , l'alta abundància de l'espècie dominant fa que si afegim espècies poc abundants la variància en la proporció dels

símbols augmenti i la uniformitat disminueixi, resultant-ne una correlació entre la uniformitat i el nombre d'espècies baixa o negativa. Per a exponents  $y$  progressivament més petits la dominància de les espècies abundants disminueix i l'augment d'espècies ja no augmenta la variabilitat en la proporció de símbols sinó que la disminueix, incrementant-se la uniformitat. Per tant, és lògic que exponents baixos tinguin una correlació més alta.

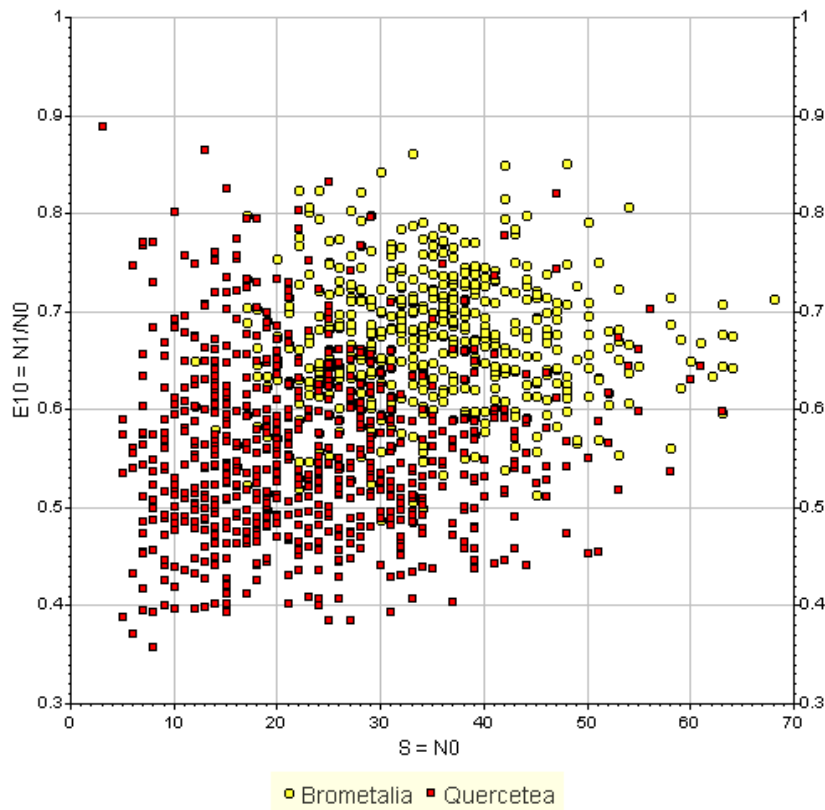
Si comparem les tres mesures d'uniformitat a la figura 2.1.2, els resultats constaten que  $J$  és la mesura d'uniformitat més dependent del nombre de tàxons i per tant, la menys recomanable de les tres per a avaluar la uniformitat de les comunitats. D'altra banda,  $E_{2,1}$  dona molta importància als tàxons dominants, raó per la qual la correlació quan  $y = 1.0$  és força negativa. En canvi,  $E_{1,0}$  es mostra menys afectada pels tàxons dominants. Quan la transformació és  $y = 0.5$  tant  $E_{1,0}$  com  $E_{2,1}$  presenten correlacions prou baixes com per permetre la seva utilització. A diferència de Hill (1974b), que recomanà  $E_{2,1}$ , nosaltres ens decantem per la primera perquè sembla aplicable a un ventall més ampli d'exponents de transformació.



**Figura 2.1.3:** Estructura d'abundàncies per a dos inventaris de la subassociació *Euphrasio-Plantaginetum* subass. *typicum* en transformar les dades emprant diferents valors de l'exponent  $y$ .

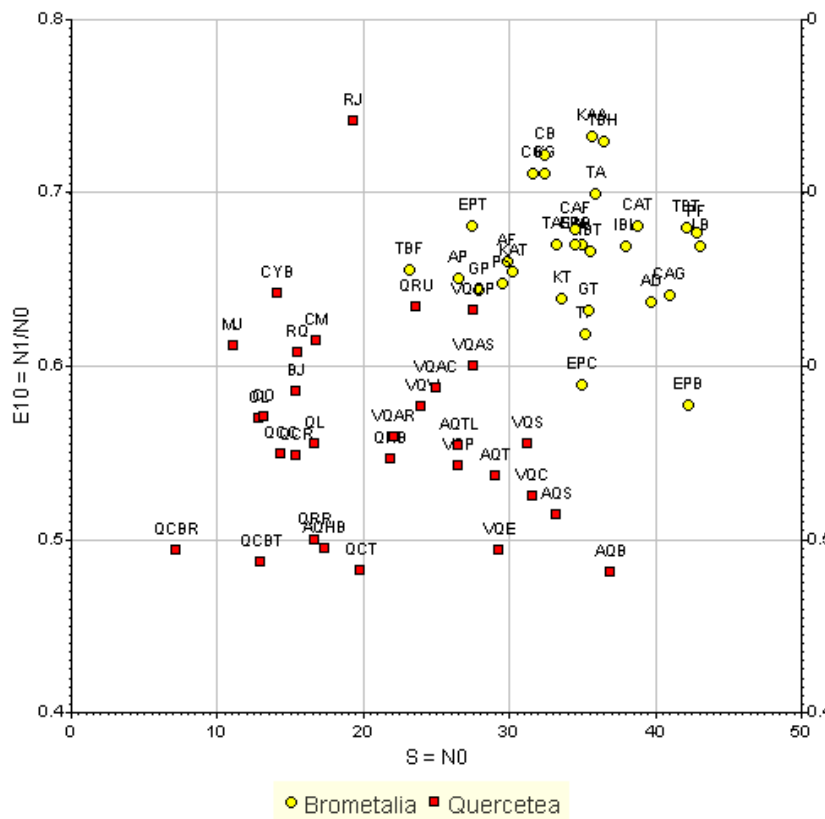
### Diferències de diversitat entre comunitats

Un cop escollit un estadístic d'uniformitat ( $E_{1,0}$ ) poc correlacionat amb el nombre de tàxons i una transformació de les dades ( $x^{0.5}$ ), estem en condicions de comparar els valors de diversitat de les comunitats en estudi. A la figura 2.1.4 es mostra la diversitat de tots els inventaris en un diagrama de dispersió on els eixos són  $DN_0(\omega_i)$  i  $E_{1,0}(\omega_i)$ . Hom pot observar que els inventaris de les pastures de *Brometalia erecti*, a banda de tenir més espècies, també són més uniformes que els boscos i màquies de *Quercetea ilicis*. Per tal de comparar els diferents sintàxon de base hem calculat les mitjanes i desviacions de  $DN_0(\omega_i)$  i  $E_{1,0}(\omega_i)$  per als 61 sintàxon. Els resultats es mostren a les taules 2.1.3.A i 2.1.3.B, mentre que a la figura 2.1.5 hem situat  $\overline{DN_0}(\omega)$  i  $\overline{E_{1,0}}(\omega)$  en un diagrama de dispersió.



**Figura 2.1.4:** Diversitat puntual dels inventaris representada per:  
 .En abscisses (**S=N0**) el nombre de tàxons,  $DN_0(\omega_i)$ ;  
 .En ordenades (**E10=N1/N10**) la uniformitat,  $E_{1,0}(\omega_i)$ .

Les comunitats de *Brometalia erecti* apareixen en cercles clars i les de *Quercetea ilicis* en quadrats foscos.



**Figura 2.1.5:** Mitjanes per a cada un dels sintaxons de base de:  
 .En abscisses (**S=N0**) el nombre de tàxons,  $\overline{DN}_0(\omega)$ .  
 .En ordenades (**E10=N1/N10**), la uniformitat,  $\overline{E}_{1,0}(\omega)$ .

Les comunitats de *Brometalia erecti* apareixen en cercles clars i les de *Quercetea ilicis* en quadrats foscos.

La figura 2.1.5 fa paleses, altre cop, les notables diferències entre els dos conjunts de dades: Les pastures de *Brometalia erecti* són força més diverses (35 tàxons de mitjana) que els boscos i màquies de *Quercetea ilicis* (23 tàxons de mitjana). El sintàxon més ric en tàxons dels prats de *Brometalia* és *Lino-Brometum erecti* (LB, 43 tàxons), i el més pobre *Teucrio-Brometum subass.*

*festucetosum fallacis* (TBF, 23 tàxons). A les comunitats de *Quercetea ilicis*, el sintàxon més ric en tàxons és *Asplenio-Quercetum* subass. *buxetosum* (37 tàxons) i el més pobre *Quercus cocciferae* subass. *brachypodietosum* (QCBR, 7 tàxons). Pel que fa a la uniformitat, la comunitat més uniforme de les estudiades és el sabinar *Rhamno-Juniperetum* (RJ), seguit dels prats de *Brometalia*. Els inventaris amb menys uniformitat corresponen a garrigues (*Quercetum cocciferae*) i alzinars muntanyencs (*Asplenio-Quercetum*), indicant la dominància d'unes poques espècies i la pobresa en tàxons poc abundants respecte altres comunitats.

	$N_k$	$Av(DN_0)$	$Sd(DN_0)$	$Av(E_{1,0})$	$Sd(E_{1,0})$
<i>Euphr.-Plant. brachypodietosum rupestris</i> (EPB)	5	42.20	4.76	0.578	0.046
<i>Irido-Brom. linetosum salsolidis</i> (IBL)	6	38.00	7.32	0.669	0.035
<i>Teucr.-Brom. helianthemetosum pyrenaici</i> (TBH)	9	36.44	6.48	0.730	0.078
<i>Irido-Brometum typicum</i> (IBT)	10	35.50	6.31	0.666	0.051
<i>Euphr.-Plant. centauretosum scabiosae</i> (EPC)	10	35.00	7.77	0.589	0.041
<i>Euphr.-Plant. gentianelletosum campestris</i> (EPG)	10	34.50	6.93	0.670	0.055
<i>Koelerio-Trifolietum</i> (KT)	10	33.60	7.79	0.639	0.084
<i>Cham.-Agrost. gentianetosum acaulis</i> (CAG)	11	41.00	9.83	0.641	0.047
<i>Centaureo-Genistetum</i> (CG)	11	31.55	8.05	0.711	0.040
<i>Gentiano-Trifolietum</i> (GT)	12	35.42	9.86	0.632	0.082
<i>Plantagini-Seslerietum</i> (PS)	12	29.50	6.80	0.648	0.066
<i>Teucro-Brometum festucetosum fallacis</i> (TBF)	13	23.15	3.56	0.656	0.048
<i>Teucro-Avenuletum</i> (TA)	13	35.92	5.07	0.700	0.047
<i>Gentiano-Potentilletum</i> (GP)	13	27.92	4.79	0.644	0.065
<i>Koelerio-Aven. artemisietosum albae</i> (KAA)	15	35.60	6.14	0.733	0.037
<i>Euphrasio-Plantaginetum typicum</i> (EPT)	18	27.44	10.05	0.681	0.073
<i>Koelerio-Globularietum</i> (KG)	19	32.37	8.22	0.711	0.056
<i>Carlino-Brachypodietum</i> (CB)	19	32.37	12.85	0.722	0.059
<i>Cham.-Agrost. festucetosum ovinae</i> (CAF)	19	34.53	7.55	0.679	0.031
<i>Adonido-Brometum</i> (AB)	21	35.00	5.67	0.670	0.058
<i>Astragalo-Poetum</i> (AP)	22	26.50	6.40	0.651	0.068
<i>Achilleo-Dichanthietum</i> (AD)	23	39.70	15.46	0.637	0.043
<i>Phyteumo-Festucetum</i> (PF)	24	42.88	9.41	0.677	0.062
<i>Teucro-Astragaletum</i> (TAS)	24	33.21	7.72	0.670	0.042
<i>Teucro-Festucetum</i> (TF)	27	35.22	8.49	0.619	0.063
<i>Chamaespartio-Agrostidetum typicum</i> (CAT)	28	38.82	8.72	0.681	0.047
<i>Teucro-Brometum typicum</i> (TBT)	29	42.17	12.17	0.680	0.071
<i>Koelerio-Avenuletum typicum</i> (KAT)	31	30.23	7.00	0.655	0.075
<i>Lino-Brometum</i> (LB)	32	43.09	7.76	0.669	0.073
<i>Alchemillo-Festucetum</i> (AF)	35	29.86	6.55	0.660	0.060
<b><i>Brometalia ilicis</i></b>	<b>531</b>	<b>34.5</b>	<b>7.8</b>	<b>0.668</b>	<b>0.067</b>

**Taula 2.1.3.A:** Diversitat puntual dels sintàxons de base de *Brometalia erecti*.  $N_k$ : Nombre d'inventaris;  $Av(DN_0) = \overline{DN_0}(\omega)$ : Mitjana aritmètica del nombre de tàxons per inventari;  $Sd(DN_0)$ : Desviació típica del nombre de tàxons per inventari;  $Av(E_{1,0}) = \overline{E_{1,0}}(\omega)$ : Mitjana aritmètica de la uniformitat dels inventaris;  $Sd(E_{1,0})$ : Desviació típica de la uniformitat dels inventaris. La darrera fila mostra els valors calculats per a l'ordre *Brometalia erecti*. Els sintàxons apareixen ordenats per nombre d'inventaris creixent.

Finalment, també és important ressaltar que hi ha força diferències en la desviació estàndard del nombre de tàxons per inventari,  $Sd(DN_0)$ , d'alguns sintàxons de base. Els grups que presenten més variabilitat són prats de *Brometalia*, sobretot *Achilleo-Dichanthietum* (AD), *Teucrio-Brometum typicum* (TBT) i *Carlino-Brachypodietum* (CB).

	$N_k$	$Av(DN_0)$	$Sd(DN_0)$	$Av(E_{1,0})$	$Sd(E_{1,0})$
<i>Quercetum cocc. brachypodietosum</i> (QCBR)	5	7.20	1.79	0.494	0.056
<i>Asplenio-Querc. hylocomio-buxetosum</i> (AQHB)	5	17.40	5.98	0.495	0.037
<i>Quercetum cocc. callunetosum</i> (QCC)	6	14.33	6.09	0.549	0.087
<i>Viburno-Querc. aceretosum</i> (VQAC)	7	25.00	5.89	0.587	0.044
<i>Quercetum cocc. thalictretosum</i> (QCT)	8	19.75	6.16	0.482	0.033
<i>Quercetum rot. rhamnetosum</i> (QRR)	9	16.67	5.45	0.500	0.067
<i>Rhamno-Juniperetum</i> (RJ)	10	19.30	6.40	0.741	0.052
<i>Asplenio-Querc. sarothamnetosum</i> (AQS)	10	33.20	6.68	0.514	0.043
<i>Calicotomo-Myrtetum</i> (CM)	11	16.82	5.02	0.615	0.081
<i>Cytiso-Bupleuretum</i> (CYB)	11	14.09	3.36	0.642	0.071
<i>Rhamno-Quercetum</i> (RQ)	12	15.50	3.34	0.608	0.066
<i>Viburno-Querc. asplenietosum</i> (VQAS)	14	27.50	9.58	0.600	0.071
<i>Oleo-Lentiscetum</i> (OL)	16	12.88	5.30	0.570	0.072
<i>Vib.-Querc. quercetosum pubescentis</i> (VQQP)	16	27.50	7.95	0.632	0.073
<i>Asplenio-Quercetum typica</i> (AQT)	19	29.00	7.12	0.554	0.062
<i>Asplenio-Querc. torminalo-ligustretosum</i> (AQTL)	19	26.47	7.22	0.537	0.047
<i>Viburno-Querc. arbutetosum</i> (VQAR)	20	22.15	7.16	0.559	0.070
<i>Quercetum rot. ulicetosum</i> (QRU)	22	23.59	6.24	0.634	0.065
<i>Quercetum cocciferae rosmarinetosum</i> (QCR)	23	15.39	6.07	0.548	0.068
<i>Myrto-Juniperetum</i> (MJ)	24	11.13	3.15	0.612	0.074
<i>Quercetum cocc. buxo-terebinthetosum</i> (QCBT)	26	13.00	4.96	0.487	0.059
<i>Viburno-Querc. viburnetosum</i> (VQV)	26	23.96	7.95	0.577	0.065
<i>Viburno-Querc. ericetosum</i> (VQE)	30	29.33	7.54	0.494	0.049
<i>Asplenio-Querc. buxetosum</i> (AQB)	37	36.92	10.42	0.481	0.057
<i>Clematido-Osyrietum</i> (CO)	38	13.21	4.98	0.571	0.132
<i>Buxo-Juniperetum</i> (BJ)	41	15.44	10.73	0.585	0.116
<i>Viburno-Quercetum pistacietosum</i> (VQP)	41	26.54	11.73	0.542	0.065
<i>Viburno-Querc. cerroidetosum</i> (VQC)	45	31.62	7.80	0.525	0.059
<i>Quercetum rotundifoliae</i> (QL)	55	16.65	5.52	0.555	0.084
<i>Quercetum rotundifoliae buxetosum</i> (QRB)	70	21.84	10.43	0.546	0.083
<i>Viburno-Querc. suberetosum</i> (VQS)	77	31.30	10.16	0.555	0.063
<i>Quercetea ilicis</i>	<b>753</b>	<b>21.12</b>	<b>6.72</b>	<b>0.556</b>	<b>0.088</b>

**Taula 2.1.3.B:** Diversitat puntual dels sintàxons de base de *Quercetea ilicis*.  $N_k$ : Nombre d'inventaris;  $Av(DN_0) = \overline{DN_0}(\omega)$ : Mitjana aritmètica del nombre de tàxons per inventari;  $Sd(DN_0)$ : Desviació típica del nombre de tàxons per inventari;  $Av(E_{1,0}) = \overline{E_{1,0}}(\omega)$ : Mitjana aritmètica de la uniformitat dels inventaris;  $Sd(E_{1,0})$ : Desviació típica de la uniformitat dels inventaris. La darrera fila mostra els valors calculats per a la classe *Quercetea ilicis*. Els sintàxons apareixen ordenats per nombre d'inventaris creixent.

### 2.1.2.3 La diversitat de la comunitat i l'estructura de la taula d'inventaris

#### *La intensitat de mostratge i la diversitat dels sintàxons*

La diversitat de la comunitat avaluada agafant el conjunt d'inventaris del sintàxon (*syntaxon diversity*) té un sentit diferent de la diversitat puntual dels inventaris i ecològicament parlant

probablement té una rellevància menor. L'avaluació de la diversitat a nivell del sintàxon té un interès com a descriptora de propietats estadístiques de la taula d'inventaris del sintàxon. A les taules 2.1.4.A i 2.1.4.B es mostren els valors de riquesa específica,  $S(\Omega)=DN_0(\Omega)$ , i uniformitat,  $E_{1,0}(\Omega)$ , avaluats en el conjunt de la taula d'inventaris per a cada sintàxon de base. La darrera columna mostra la diversitat de patró (*pattern diversity*), calculada com la variància de la matriu de dades. Aquesta variància és equivalent a la mitjana de distàncies al quadrat entre inventaris (vegeu 2.1.1.3). A l'hora de calcular la uniformitat, per a quantificar l'abundància dels tàxons hem considerat dues opcions de transformació: el nombre d'aparicions dels tàxons a la taula ( $x^0$ ), o la suma d'abundàncies ( $x^{0.5}$ ). En el darrer cas les uniformitats resultants són inferiors perquè les espècies abundants esdevenen molt més influents com a espècies dominants en el càlcul.

	$N_k$	$S(\Omega)$	$E_{1,0}(\Omega, x^0)$	$E_{1,0}(\Omega, x^{0.5})$	$Var(x^{0.5})$
<i>Euphr.-Plant. brachypodietosum rupestris (EPB)</i>	5	97	0.858	0.082	33.3
<i>Irido-Brom. linetosum salsolidis (IBL)</i>	6	109	0.829	0.234	61.5
<i>Teucr.-Brom. helianthemetosum pyrenaici (TBH)</i>	9	113	0.755	0.262	61.3
<i>Irido-Brometum typicum (IBT)</i>	10	143	0.740	0.179	69.1
<i>Euphr.-Plant. centauretosum scabiosae (EPC)</i>	10	115	0.739	0.143	58.3
<i>Euphr.-Plant. gentianelletosum campestris (EPG)</i>	10	113	0.721	0.187	77.2
<i>Koelerio-Trifolietum (KT)</i>	10	111	0.797	0.166	49.6
<i>Cham.-Agrost. gentianetosum acaulis (CAG)</i>	11	140	0.749	0.191	87.8
<i>Centaureo-Genistetum (CG)</i>	11	83	0.757	0.320	73.8
<i>Gentiano-Trifolietum (GT)</i>	12	76	0.834	0.257	55.0
<i>Plantagini-Seslerietum (PS)</i>	12	139	0.771	0.288	112.3
<i>Teucro-Brometum festucetosum fallacis (TBF)</i>	13	68	0.811	0.266	39.7
<i>Teucro-Avenuletum (TAV)</i>	13	93	0.787	0.393	84.0
<i>Gentiano-Potentilletum (GP)</i>	13	75	0.738	0.191	43.8
<i>Koelerio-Aven. artemisietosum albae (KAA)</i>	15	133	0.722	0.313	65.7
<i>Euphrasio-Plantaginetum typicum (EPT)</i>	18	145	0.708	0.231	74.9
<i>Koelerio-Globularietum (KG)</i>	19	113	0.734	0.303	47.3
<i>Carlino-Brachypodietum (CB)</i>	19	166	0.704	0.173	42.3
<i>Cham.-Agrost. festucetosum ovinae (CAF)</i>	19	128	0.700	0.270	87.8
<i>Adonido-Brometum (AB)</i>	21	140	0.680	0.267	91.8
<i>Astragalo-Poetum (AP)</i>	22	135	0.594	0.186	87.5
<i>Achilleo-Dichanthietum (AD)</i>	23	190	0.651	0.220	120.3
<i>Phyteumo-Festucetum (PF)</i>	24	185	0.673	0.221	77.8
<i>Teucro-Astragaletum (TAS)</i>	24	136	0.684	0.260	86.7
<i>Teucro-Festucetum (TF)</i>	27	220	0.638	0.143	94.2
<i>Chamaespartio-Agrostidetum typicum (CAT)</i>	28	173	0.619	0.244	115.0
<i>Teucro-Brometum typicum (TBT)</i>	29	209	0.673	0.250	106.8
<i>Koelerio-Avenuletum typicum (KAT)</i>	31	158	0.620	0.188	75.5
<i>Lino-Brometum (LB)</i>	32	236	0.615	0.194	91.9
<i>Alchemillo-Festucetum (AF)</i>	35	216	0.572	0.151	91.7
<b><i>Brometalia ilicis</i></b>	<b>531</b>	<b>753</b>	<b>0.343</b>	<b>0.243</b>	<b>120.7</b>

**Taula 2.1.4.A:** Diversitat dels sintàxons de base de *Brometalia erecti*.  $N_k$ : Nombre d'inventaris;  $S(\Omega) = DN_0(\Omega)$ : Nombre de tàxons total del sintàxon;  $E_{1,0}(\Omega, x^0)$ : Uniformitat del sintàxon emprant els valors de presència dels tàxons com a abundància dels símbols;  $E_{1,0}(\Omega, x^{0.5})$ : Uniformitat del sintàxon emprant l'abundància total dels tàxons com a abundància dels símbols;  $Var(x^{0.5})$ : Variabilitat (diversitat de patró) del sintàxon. Els sintàxons han estat ordenats per nombre d'espècies creixent. La darrera fila mostra els valors calculats per a l'ordre *Brometalia erecti*.

	$N_k$	$S(\Omega)$	$E_{1,0}(\Omega, x^0)$	$E_{1,0}(\Omega, x^{0.5})$	$Var(x^{0.5})$
<i>Quercetum cocc. brachypodietosum</i> (QCBR)	5	17	0.829	0.118	8.61
<i>Asplenio-Querc. hylocomio-buxetosum</i> (AQHB)	5	39	0.829	0.090	8.95
<i>Quercetum cocc. callunetosum</i> (QCC)	6	47	0.834	0.058	14.0
<i>Viburno-Querc. aceretosum</i> (VQAC)	7	87	0.784	0.141	52.5
<i>Quercetum cocc. thalictretosum</i> (QCT)	8	67	0.777	0.067	28.6
<i>Quercetum rot. rhamnetosum</i> (QRR)	9	71	0.764	0.072	38.0
<i>Rhamno-Juniperetum</i> (RJ)	10	66	0.716	0.261	20.7
<i>Asplenio-Querc. sarothamnetosum</i> (AQS)	10	122	0.752	0.066	48.4
<i>Calicotomo-Myrtetum</i> (CM)	11	69	0.745	0.135	37.2
<i>Cytiso-Bupleuretum</i> (CYB)	11	36	0.769	0.232	30.2
<i>Rhamno-Quercetum</i> (RQ)	12	71	0.695	0.090	28.1
<i>Viburno-Querc. asplenietosum</i> (VQAS)	14	109	0.730	0.086	37.7
<i>Oleo-Lentiscetum</i> (OL)	16	66	0.722	0.145	65.0
<i>Vib.-Querc. quercetosum pubescentis</i> (VQQP)	16	101	0.722	0.111	33.0
<i>Asplenio-Quercetum typica</i> (AQT)	19	122	0.676	0.089	53.6
<i>Asplenio-Querc. torminalo-ligustretosum</i> (AQTL)	19	119	0.724	0.074	53.4
<i>Viburno-Querc. arbutetosum</i> (VQAR)	20	142	0.656	0.137	86.2
<i>Quercetum rot. ulicetosum</i> (QRU)	22	116	0.656	0.101	48.6
<i>Quercetum cocciferae rosmarinetosum</i> (QCR)	23	85	0.613	0.063	29.5
<i>Myrto-Juniperetum</i> (MJ)	24	33	0.740	0.228	40.2
<i>Quercetum cocc. buxo-terebinthetosum</i> (QCBT)	26	96	0.576	0.036	20.5
<i>Viburno-Querc. viburnetosum</i> (VQV)	26	174	0.620	0.076	62.4
<i>Viburno-Querc. ericetosum</i> (VQE)	30	129	0.638	0.068	67.2
<i>Asplenio-Querc. buxetosum</i> (AQB)	37	183	0.586	0.034	39.0
<i>Clematido-Osyrietum</i> (CO)	38	146	0.525	0.047	32.9
<i>Buxo-Juniperetum</i> (BJ)	41	162	0.547	0.050	28.8
<i>Viburno-Quercetum pistacietosum</i> (VQP)	41	207	0.574	0.054	57.6
<i>Viburno-Querc. cerroidetosum</i> (VQC)	45	179	0.556	0.065	63.6
<i>Quercetum rotundifoliae</i> (QL)	55	104	0.474	0.075	44.3
<i>Quercetum rotundifoliae buxetosum</i> (QRB)	70	237	0.496	0.026	34.7
<i>Viburno-Querc. suberetosum</i> (VQS)	77	262	0.484	0.053	64.1
<i>Quercetea ilicis</i>	<b>753</b>	<b>725</b>	<b>0.306</b>	<b>0.143</b>	<b>100.16</b>

**Taula 2.1.4.B:** Diversitat dels sintàxons de base de *Quercetea ilicis*.  $N_k$ : Nombre d'inventaris;  $S(\Omega)=DN_0(\Omega)$ : Nombre de tàxons total del sintàxon;  $E_{1,0}(\Omega, x^0)$ : Uniformitat del sintàxon emprant els valors de presència dels tàxons com a abundància dels símbols;  $E_{1,0}(\Omega, x^{0.5})$ : Uniformitat del sintàxon emprant l'abundància total dels tàxons com a abundància dels símbols;  $Var(x^{0.5})$ : Variabilitat (diversitat de patró) del sintàxon. Els sintàxons han estat ordenats per nombre d'espècies creixent. La darrera fila mostra els valors calculats per a la classe *Quercetea ilicis*.

La intensitat de mostratge d'una comunitat (el nombre d'inventaris  $N_k$  de que es disposa) és un factor que influeix molt les propietats estadístiques de la unitat de vegetació com a conjunt. Aquest fet és palès als resultats de les taules 2.1.4.A i 2.1.4.B. La dada més evident és el nombre de tàxons de la taula,  $S(\Omega)$ . En efecte, la correlació per rangs de Spearman entre les columnes  $N_k$  i  $S(\Omega)$  és de 0.703. De retruc, la inclusió de nous tàxons canvia l'estructura de la taula en altres aspectes, com la distribució de les abundàncies dels tàxons. En l'anàlisi de la uniformitat, però, s'hi barreja a la vegada la dependència de la intensitat mostratge amb la possible dependència de l'estadístic respecte el nombre de tàxons de la taula. És per aquest motiu que, en l'estudi de la uniformitat a aquest nivell, cal anar amb especial cura de distingir els dos efectes. A la taula 2.1.5 mostrem les correlacions entre  $E_{1,0}(\Omega)$  i els altres dos paràmetres,

considerant també les correlacions parcials. En aquest cas les correlacions calculades són lineals (de Pearson), per tal de poder obtenir fàcilment les correlacions parcials. Hom pot observar com, l'aparent correlació negativa entre  $E_{1,0}(\Omega)$  i  $S(\Omega)$  és en realitat fruit de la correlació entre  $S(\Omega)$  i  $N_k$ , ja que la correlació parcial entre  $E_{1,0}(\Omega)$  i  $S(\Omega)$ , un cop tret l'efecte de la correlació amb  $N_k$ , és nul·la o lleugerament positiva. La uniformitat de la taula d'inventaris d'un sintàxon ve determinada, quasi exclusivament, per la quantitat d'inventaris disponibles.

**Taula 2.1.5:** Correlacions lineals, totals i parcials, entre la uniformitat,  $E_{1,0}(\Omega)$ , el nombre d'inventaris,  $N_k$ , i el nombre de tàxons,  $S(\Omega)$ , dels sintàxons d'estudi.  $r(E_{1,0}(\Omega), S(\Omega) | N_k)$ : Correlació entre  $E_{1,0}(\Omega)$  i  $S(\Omega)$ , tenint en compte l'efecte de  $N_k$ .  $r(E_{1,0}(\Omega), N_k | S(\Omega))$ : Correlació entre  $E_{1,0}(\Omega)$  i  $N_k$ , tenint en compte l'efecte de  $S(\Omega)$ .

	$x^0$ (PA)	$x^{0.5}$
$r(E_{1,0}(\Omega), S(\Omega))$	-0.685	-0.191
$r(E_{1,0}(\Omega), S(\Omega)   N_k)$	-0.175	0.325
$r(E_{1,0}(\Omega), N_k)$	-0.896	-0.547
$r(E_{1,0}(\Omega), N_k   S(\Omega))$	-0.800	-0.591

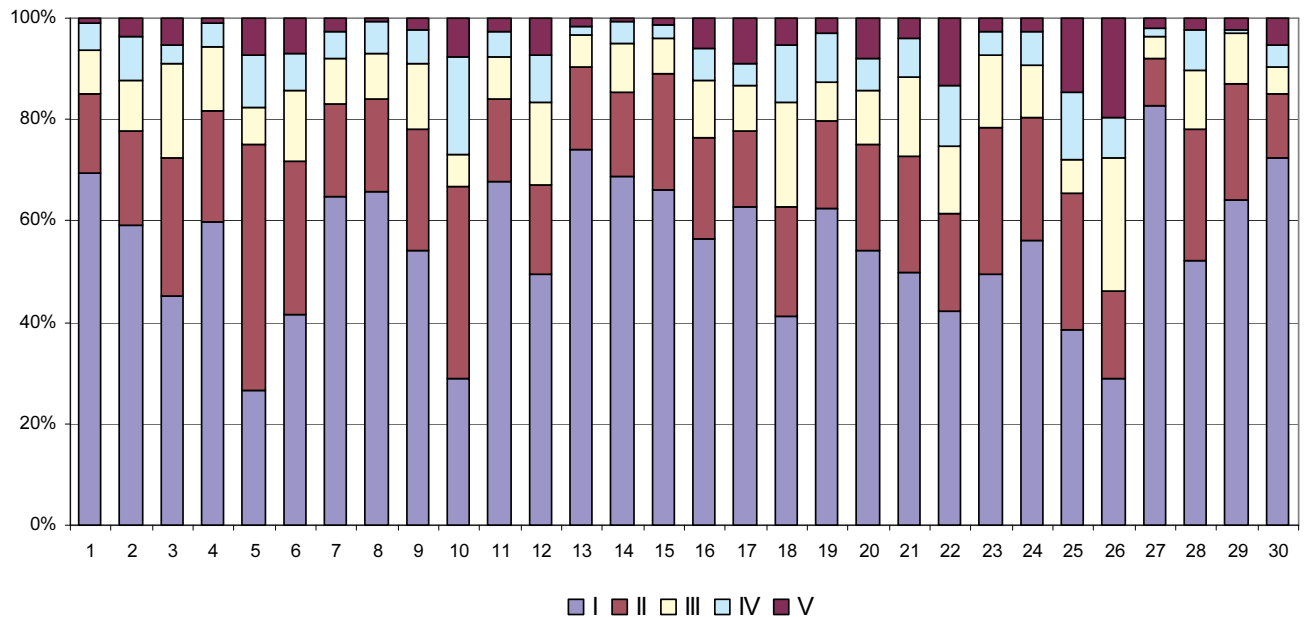
Aquest resultat ens mostra que, tal i com hem esmentat més amunt, la diversitat del sintàxon  $H(\Omega)$  no posa de manifest propietats intrínseques de les comunitats sinó propietats que són resultat de la intensitat de mostratge realitzat. Coneguda aquesta dependència, a la secció 2.1.3 tractarem de buscar una utilitat a  $H(\Omega)$  precisament per determinar la quantitat de mostratge necessari per a un sintàxon. Finalment, la correlació de Spearman entre i la diversitat de patró,  $\text{Var}(x^{0.5})$ , és força baixa (0.299), indicant-nos que, en aquest cas sí, hom pot prendre la diversitat de patró com a una propietat intrínseca de la comunitat i emprar-la per a comparar sintàxons entre si.

### *Les classes de presència i la uniformitat*

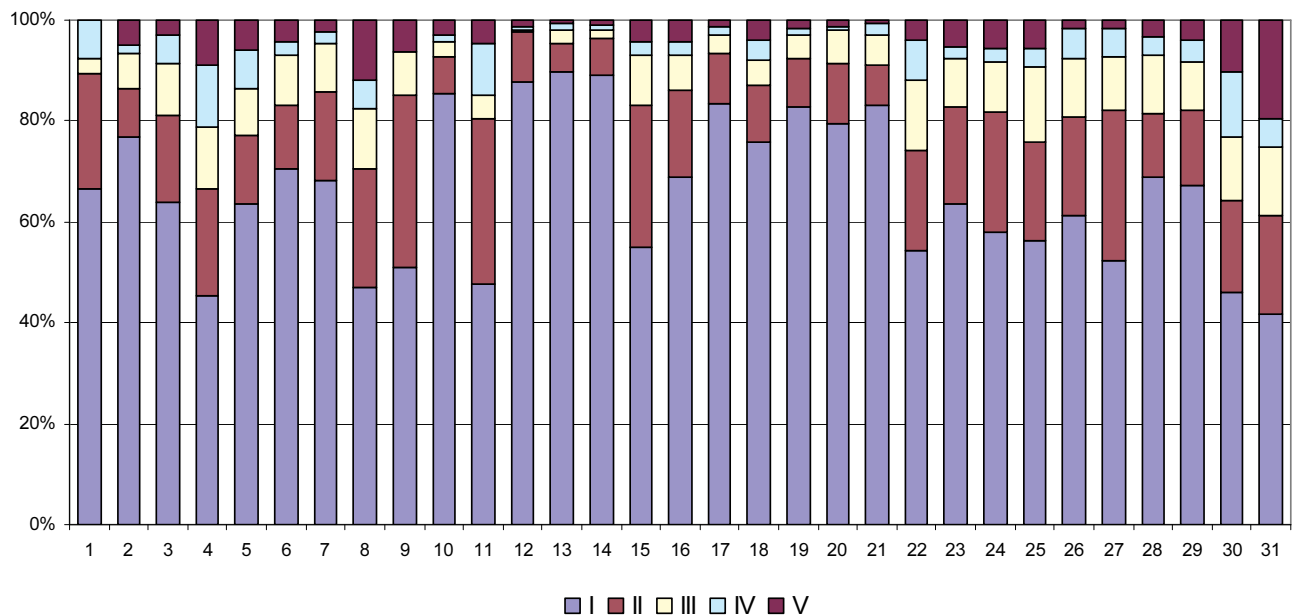
En fitosociologia, la freqüència d'inventaris d'una unitat de vegetació en que es presenta un tàxon s'anomena grau de presència del tàxon. El grau de presència dels tàxons té una influència important en l'estructura de la taula. Un tàxon rar (poc freqüent) tendirà a fer la taula més heterogènia, mentre que un tàxon constant (amb un grau de presència elevat) n'augmentarà la homogeneïtat. És per aquest motiu que en fitosociologia és important saber què són més freqüents, si els tàxons rars o els constants. Tradicionalment s'ha dividit la distribució dels valors de presència en cinc classes de presència (*constancy classes*), numerades en nombres romans: I (0-20%), II (21-40%), III (41-60%), IV (61-80%) i V (81-100%). La freqüència de les classes de presència és utilitzat per esbrinar la constància o raresa dels tàxons de la comunitat. Tradicionalment, es descriu la forma de les distribucions de classes de presència indicant que tenen forma de 'L' (o 'J' girada) o be de 'U' (Whesthoff & van der Maarel, 1973: p. 647). Hom pot constatar a les figures 2.1.6.A i 2.1.6.B com els sintàxons de *Brometalia erecti* i *Quercetia ilicis* presenten sempre un major nombre de espècies rares (classe I) que d'espècies constants (classe V). Les classes II i III es presenten normalment en freqüències decreixents respecte la classe I. Només en una unitat, *Gentiano-Trifolietum*, la classe III supera la classe II i en una altra, *Teucro-Brometum festucetosum fallacis*, la classe II supera la classe I. Ambdós sintàxons tenen



una distribució geogràfica molt restringida (la majoria d'inventaris han estat realitzats en localitats properes) i una alta homotoneïtat (vegeu taula 2.1.4.A). Als sintàxons de *Quercetea ilicis* aquestes excepcions a les classes II i III no s'observen. Finalment, les classes IV i V (tàxons considerats constants) tenen freqüències encara més baixes en la majoria de casos. En uns pocs sintàxons, però, aquestes dues classes es veuen incrementades fins i tot sobrepasant la classe III (p.e. *Teucrio-Avenuletum mirandanae*), però rarament la classe II i mai la classe I.



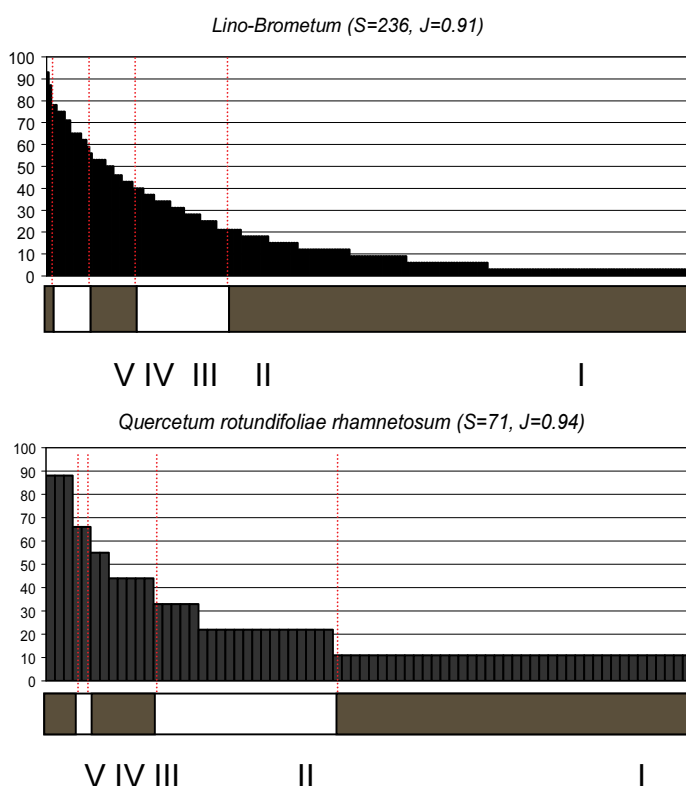
**Figura 2.1.6.A:** Freqüències relatives (%) de les 5 classes de presència (*constancy classes*), per als sintàxons de base de *Brometalia erecti*: 1.LB 2.AB 3.KG 4.TBT 5.TBF 6.TBH 7.AD 8.KAT 9.KAA 10.TA 11.IBT 12.IBL 13.TF 14.CB 15.EPT 16.EPC 17.EPG 18.EPB 19.CAT 20.CAG 21.CAF 22.CG 23.KT 24.PF 25.GP 26.GT 27.AF 28.TAS 29.PS 30.AP.



**Figura 2.1.6.B:** Freqüències relatives (%) de les 5 classes de presència (*constancy classes*), per als sintàxons de base de *Quercetea ilicis*: 1.OL 2.QL 3.CM 4.MJ 5.RJ 6.RQ 7.QCR 8.QCBR 9.QCC 10.QCBT 11.QCT 12.BJ 13.CO 14.QRB 15.QRR 16.QRU 17.VQP 18.VQC 19.VQV 20.VQAR 21.VQS 22.VQOP 23.VQE 24.VQAS 25.VQAC 26.AQTL 27.AQT 28.AQB 29.AQS 30.AQHB 31.CYB.

Les diferències en les classes de presència poden ésser explicades en part per diferències de mostratge. Els sintàxons de base amb més inventaris tenen una proporció de tàxons rars (classe I) més gran que els sintàxons amb menys inventaris. La correlació per rangs de Spearman entre  $N_k$  i la proporció de tàxons de la classe I és de 0.66. Aquesta relació posa en evidència, altre vegada, la dependència de l'estructura estadística de la unitat de vegetació respecte el mostratge. Veient la relació del nombre d'inventaris del sintàxon amb la freqüència de la classe I, podem afirmar que per a un sintàxon amb suficients inventaris la distribució en classes de presència tindrà invariablement una forma d' 'L'. En canvi, una forma en 'U' la podríem trobar, aparentment, només en comunitats amb molt pocs inventaris mostrejats (Whesthoff & van der Maarel, 1973: p. 647).

Tant l'estudi de les classes de presència com les mesures d'uniformitat aplicades als sintàxons (si no considerem les abundàncies dels tàxons) sorgeixen de l'elaboració dels valors de presència dels tàxons. Hom pot esperar, doncs, que facin referència al mateix concepte estructural. Hem intentat explicar la relació entre les dues aproximacions a través de la figura 2.1.7. La relació es pot comprovar també numèricament: la correlació entre la proporció de la classe I i  $J(\Omega)$  és  $-0.77$ , amb  $E_{1,0}(\Omega)$  és  $-0.85$  i amb  $E_{2,1}(\Omega)$  és  $-0.93$ . Vista la dependència de les dues aproximacions respecte la quantitat d'inventaris, hem de desaconsellar l'estudi de les classes de presència si l'objectiu és posar de manifest característiques pròpies de les comunitats. Tanmateix, poden resultar útils si l'objectiu és la simple descripció estadística de les dades.



**Figura 2.1.7:** Relació entre la uniformitat  $J(\Omega)$  i les classes de presència dels tàxons per a dos sintàxons de base d'exemple. L'eix de les ordenades indica el grau de presència de cada tàxon, ordenats per presències decreixents. La proporció de tàxons corresponent a cada classe de presència queda representada per el corresponent segment de la barra inferior.

#### 2.1.2.4 Conclusions

Resumim tot seguit els principals resultats derivats de l'estudi de la diversitat que hem dut a terme en aquesta secció 2.1.2:

- La correlació entre les mesures d'uniformitat puntual i el nombre de tàxons depèn de la transformació dels valors d'abundància de l'inventari utilitzada. Les mesures  $E_{1,0}$  i  $E_{2,1}$  en són menys dependents que  $J$ .
- Els sintàxons de *Brometalia erecti* es presenten com a més diversos que els de *Quercetea ilicis*, tant pel que fa al nombre de tàxons com la uniformitat de les seves proporcions als inventaris.
- Les mesures de diversitat aplicades al conjunt del sintàxon o unitat de vegetació són fortament dependents de la intensitat de mostratge. En aquest sentit desaconsellem l'estudi de les classes de presència o la diversitat del sintàxon com a atributs per a diferenciar comunitats.
- En canvi, la diversitat de patró, que s'avalua al conjunt del sintàxon, és independent de la intensitat de mostratge i, per tant, pot ser utilitzada com a atribut per a comparar comunitats.
- Hem inclòs la opció de càlcul dels estadístics esmentats en aquesta secció al programa d'anàlisi multivariant *Ginkgo* (vegeu 4.2.2).

## 2.1.3 Sobre la suficiència de mostratge d'un sintàxon o unitat de vegetació

### 2.1.3.1 Introducció

La problemàtica de la suficiència de mostratge és bàsica en qualsevol estudi estadístic. Essent nombrosos els paràmetres estructurals dels sintàxons que es veuen influenciats pel nombre d'inventaris disponibles, hom pot plantejar-se si el mostratge realitzat per a un sintàxon o unitat de vegetació és suficient. Mentre antigament, durant els anys 20 i 30, les associacions publicades es basaven en 5-10 inventaris, segons Barkman (1989) en temps més recents les noves associacions publicades n'acostumen a incloure entre 20 i 50 o més. Malauradament, no tots els sintàxons de base que es publiquen actualment tenen un nombre tant elevat d'inventaris.

L'objectiu d'aquesta secció és proposar una estratègia d'avaluació de la suficiència de mostratge. Per a assolir-lo, és important concretar les propietats de la mostra en què basar el criteri de suficiència. En el nostre cas hem centrat el criteri de suficiència en la diversitat del sintàxon, entesa com a riquesa específica i proporció de tàxons alhora. Concretament, la pregunta a la que intentem donar resposta és: *Els inventaris de que disposem són suficients per a copsar les espècies més importants i el seu grau de presència al sintàxon?* Cal ésser conscients que si la pregunta concreta fos, per exemple, *els inventaris de que disposem són suficients per captar la variabilitat del sintàxon?*, l'aproximació que hauríem d'adoptar seria notablement diferent.

### 2.1.3.2 Determinació de l'àrea mínima en l'aixecament d'un inventari

El problema de la suficiència de mostratge d'un sintàxon es pot considerar anàleg al de la determinació de l'àrea mínima necessària a l'hora d'aixecar un inventari. Una manera de calcular l'àrea mínima es basa en l'estudi de la corba del diversitat puntual en augmentar l'àrea inventariada (Niell 1974). Ballesteros (1986, 1992) proposa, a partir de submostres disposades en reticle, generar corbes diversitat mitjana vs. àrea considerant totes les combinacions possibles de submostres. La corba resultant presenta una asymptota horitzontal, pel que una equació que permet descriure-la força fidelment és l'equació de Michaelis-Menten:

$$y = \frac{Ax}{B + x}$$

on  $x$  seria l'àrea inventariada,  $y$  la diversitat mitjana, i  $A$  i  $B$  els paràmetres de l'equació. Mitjançant tècniques de regressió, hom pot calcular els paràmetres  $A$  i  $B$  que millor reproduïen la corba experimental (Ballesteros 1992). Imaginem ara una comunitat particular per la qual es vol conèixer l'àrea mínima de mostratge. Segons Calleja (1962) l'àrea mínima de mostratge s'assoleix quan l'augment del nombre d'espècies per augment d'unitat de superfície (la pendent de la corba) es troba per sota d'un determinat límit arbitrari, anomenat punt Calleja. Podem

emprar la equació de Michaelis-Menten per a calcular el punt Calleja. Calculant la derivada analítica de l'equació en sabrem la pendent:

$$y' = \frac{A \cdot B}{B^2 + 2Bx + x^2}$$

expressió que permet, aïllant  $x$ , obtenir l'àrea mínima corresponent a una pendent determinada (o punt Calleja):

$$x = -B + \sqrt{\frac{A \cdot B}{y'}}$$

### 2.1.3.3 Metodologia de càlcul de la suficiència de mostratge

En el cas dels sintàxons, malgrat que els inventaris tenen relacions geogràfiques aquestes no permeten fer agrupacions ordenades, degut a que no provenen d'un mostratge en reticle. No obstant, és possible generar corbes de diversitat vs. el nombre d'inventaris mitjançant tècniques de remostratge aleatori. Aquestes corbes tenen una forma semblant a les corbes diversitat-àrea. Per tant, hom pot procedir anàlogament ajustant per regressió els paràmetres de l'equació de Michaelis-Menten i calculant punts Calleja que indiquin el nombre de inventaris necessaris per a cada comunitat.

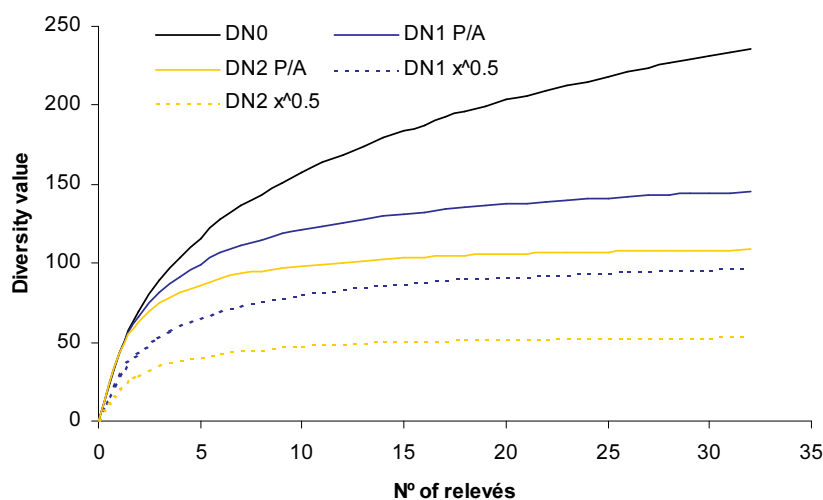
Concretament, hem simulat remostratges sense reemplaçament (remostratge de Monte-Carlo) de  $N = 1, 2 \dots N_k$  inventaris. Per a cada valor d' $N$  hem repetit el remostratge 1000 vegades i hem calculat les mitjanes aritmètiques dels valors de  $DN_0(\Omega_N)$ ,  $DN_1(\Omega_N)$  i  $DN_2(\Omega_N)$  obtinguts en les 1000 repeticions. Com a representació de la diversitat dels sintàxons hem cregut més adequat emprar els nombres de riquesa específica de diferents ordres enlloc d'entropies perquè la riquesa de tàxons té una interpretació més directe, però els resultats serien anàlegs en el cas d'emprar entropies. Hem escollit dues transformacions dels valors d'abundància:  $x^{0.5}$  i  $x^0$  (presència/absència). A continuació, hem realitzat un ajust no lineal per error quadràtic mínim (*least squares error*) de les tres corbes de  $DN_a(\Omega_N)$  emprant l'equació de Michaelis-Menten com a model de regressió:

$$y = DN_a(\Omega_N) = \frac{A \cdot N}{B + N} + \epsilon_N$$

En l'ajust per mínims quadrats (*least squares*) és indiferent ajustar els valors individuals de cada remostratge que ajustar les mitjanes aritmètiques. Hem escollit aquella corba ordre  $a$  que proporcionava un error mínim de la regressió. Finalment, hem utilitzat la derivada de les equacions ajustades per a calcular el punt Calleja de cada comunitat i obtenir així el nombre mínim d'inventaris necessari en cada cas.

### 2.1.3.4 Resultats

Les corbes de diversitat mitjana resultants del remostratge tenen una pendent alta al començament, que es redueix a mesura que les espècies més freqüents del sintàxon ja han aparegut, i hi van apareixent les més rares. A la figura 2.1.8 mostrem un exemple de les corbes de diversitat per a l'associació *Lino-Brometum erecti* (LB). Hem escollit aquest sintàxon perquè inclou un nombre d'inventaris ( $N_k = 32$ ) que *a priori* considerat suficient. La pendent de la corba d' $DN_0(\Omega_N)$  és el nombre de tàxons que suposadament apareixerien en afegir un inventari més a la unitat de vegetació. En una situació ideal, hom esperaria arribar a una pendent zero – asíptota horitzontal – en que el nombre de tàxons no creixés. A la pràctica, com en el cas anàleg dels estudis d'àrea mínima, les corbes d' $DN_0(\Omega_N)$  finalitzen amb pendents encara positives. Com que el model de Michaelis-Menten necessita una asíptota horitzontal les corbes  $DN_0(\Omega_N)$  es presenten poc idònies a la regressió amb aquest model. D'altra banda, ja sabem que els números de diversitat d'ordre superior,  $DN_1(\Omega_N)$  i  $DN_2(\Omega_N)$ , incorporen les proporcions d'abundància dels tàxons, donant una mesura més acurada de l'estructura de la comunitat que  $DN_0(\Omega_N)$ . Tanmateix, la pendent de les corbes de  $DN_1(\Omega_N)$  i  $DN_2(\Omega_N)$  es pot interpretar de manera semblant a la de les corbes d' $DN_0(\Omega_N)$ . Com que la uniformitat disminueix en augmentar el mostratge, en augmentar l'ordre de la mesura de diversitat les corbes de  $DN_1(\Omega_N)$  i  $DN_2(\Omega_N)$  tendeixen a presentar formes més rectangulars i les pendents finals són properes a zero. Aquest fet donaria a entendre que malgrat puguin aparèixer nous tàxons en augmentar el mostratge, aquests són progressivament menys importants per a l'estructura de la comunitat. Aparentment, tant  $DN_1(\Omega_N)$  com  $DN_2(\Omega_N)$  generen corbes adients per a la regressió amb l'equació de Michaelis-Menten. L'ús d'abundàncies en la transformació de les dades influeix rebaixant el valor de l'asíptota horitzontal de les corbes respectives.



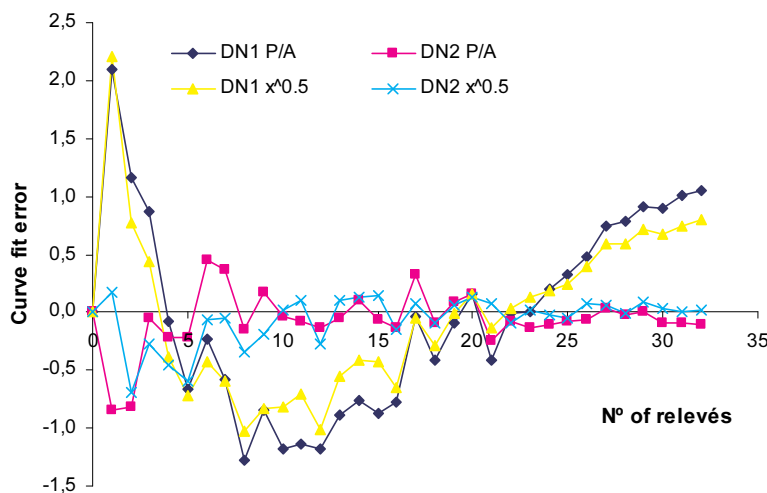
**Figura 2.1.8:** Corbes resultants de promitjar els valors de  $DN_0(\Omega_N)$ ,  $DN_1(\Omega_N)$  i  $DN_2(\Omega_N)$  de 1000 remostratges per a cada nombre d'inventaris, de l'associació *Lino-Brometum erecti* ( $N_k = 32$ ).

Els paràmetres  $A$  i  $B$  derivats de la regressió no lineal, així com la bondat d'ajust de les corbes de Michaelis-Menten a les corbes de la figura 2.1.8 es mostren a la taula 2.1.6:

	$A$	$B$	$SSE$	$MSE$
$DN_1$ P/A	156.8	2.829	22.508	0.7503
$DN_1 x^{0.5}$	104.7	2.932	15.657	0.5219
$DN_2$ P/A	114.1	1.600	0.869	0.0290
$DN_2 x^{0.5}$	56.6	1.840	0.981	0.0327

**Taula 2.1.6:** Paràmetres i error de l'ajust de l'equació de Michaelis-Menten a les corbes de mitjanes de  $DN_1(\Omega_N)$  i  $DN_2(\Omega_N)$  per a l'associació *Lino-Brometum erecti* (LB).  $SSE$ : Sum of squared errors.  $MSE$ : Mean squared error.

L'error promitg (*mean squared error*, o  $MSE$ ) de l'ajust no lineal a la corba de Michaelis-Menten és molt superior per les corbes de  $DN_1(\Omega_N)$  que per les de  $DN_2(\Omega_N)$ . A més els errors al llarg de la corba d' $DN_1(\Omega_N)$  depenen de la variable independent, és a dir, del nombre d'inventaris. Aquest fet es pot comprovar a la figura 2.1.9 per *Lino-Brometum erecti*. El mateix patró d'errors s'obté per a totes les altres comunitats. Això ens indica que el model teòric emprat en la regressió no és el més adequat per a  $DN_1(\Omega_N)$ . Per tant, hem decidit finalment emprar les corbes d'  $DN_2(\Omega_N)$  com a criteri per determinar si el mostratge dels sintàxons és suficient. Com que, per un altre costat (secció 2.1.2), sabem que  $DN_2$  és més dependent de la transformació de les dades escollida que  $DN_1$  ens hem decidit a utilitzar tan sols la presència/absència dels tàxons ( $x^0$ ), per tal de no donar un pes excessiu a les espècies dominants de la comunitat.



**Figura 2.1.9:** Errors de l'ajust de la regressió no lineal de la equació de Michaelis-Menten a les corbes de mitjanes de  $DN_1(\Omega_N)$  i  $DN_2(\Omega_N)$  per a l'associació *Lino-Brometum erecti* (LB).

Si volem que el model que proposem per a determinar la suficiència de mostratge resulti d'utilitat, és condició *sine qua non* que els paràmetres de l'equació de Michaelis-Menten ajustada siguin aproximadament els mateixos independentment del nombre d'inventaris utilitzats per a ajustar el model. Només així hom podria confiar en el nombre d'inventaris necessaris calculats amb el punt Calleja. En altres paraules, seria inacceptable que un cop afegits els nous inventaris requerits per una corba ajustada inicialment, la nova corba indiqués un nombre mínim d'inventaris diferent.

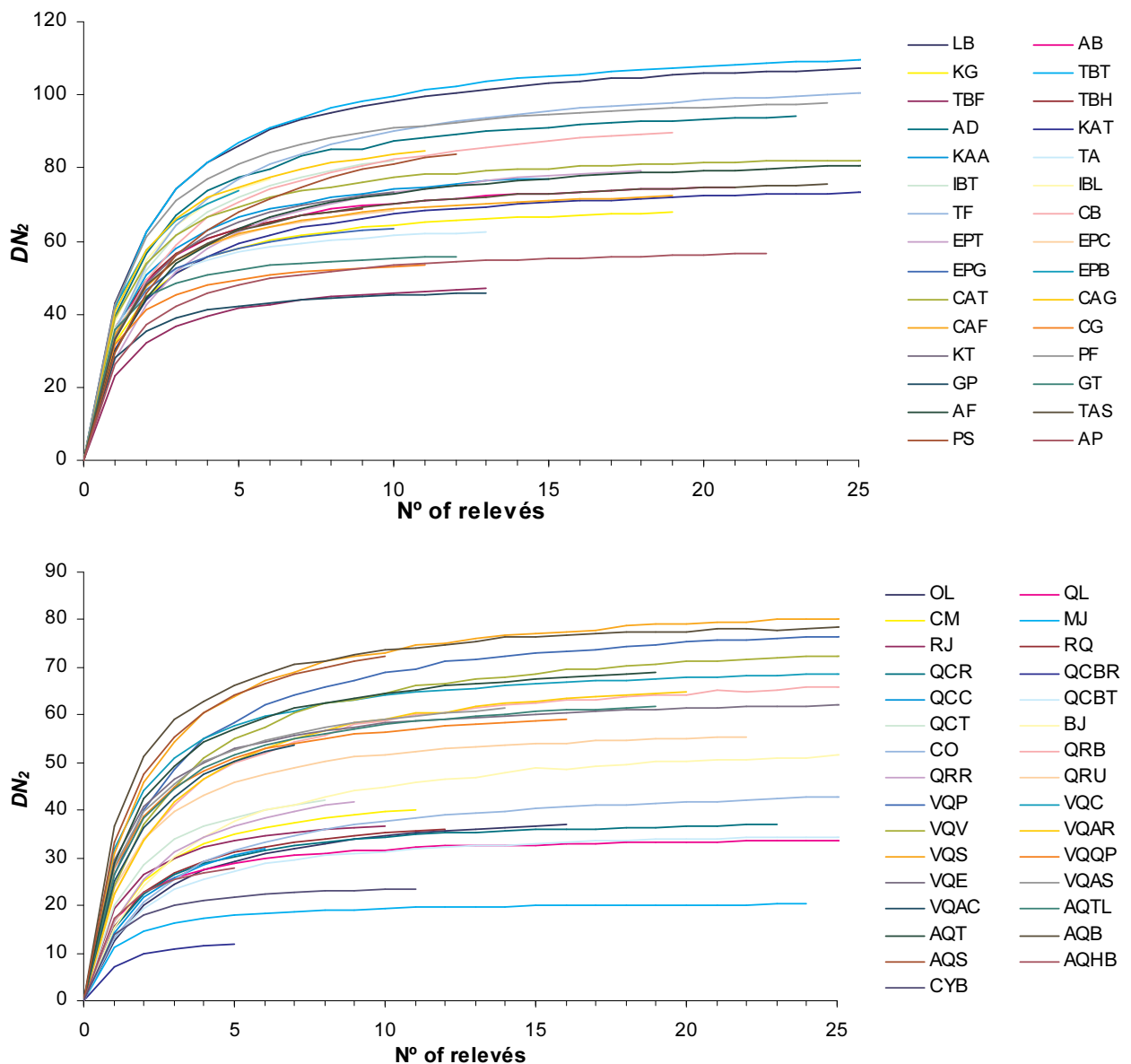
Per tal de comprovar la invariància dels paràmetres de l'equació de Michaelis-Menten respecte el nombre d'inventaris emprats per a calcular la corba de diversitat, hem seleccionat aleatòriament 5 dels 32 inventaris de l'associació *Lino-Brometum*, amb els quals hem generat una corba  $DN_2(\Omega_N)$  i ajustat l'equació de Michaelis-Menten (vegeu la primera fila de la taula 2.1.7). Si prenem com a punt Calleja la pendent  $y' = 0.5 DN_2/N$ , l'equació de la corba ens indica que necessitaríem un total de 16 inventaris, aproximadament, per a que el mostratge fos suficient. A continuació hem afegit progressivament inventaris seleccionats a l'atzar d'entre els restants. Amb cada addició, hem generat de nou la corba de diversitat per remostratge i calculat de nou els paràmetres del model de regressió. Per a  $N_k \leq 8$  les corbes varien considerablement però per a  $8 < N_k \leq 32$  el nombre mínim d'inventaris indicat varia entre 17.5 i 19.0 inventaris. Considerem que aquesta variació és prou petita com per acceptar la utilitat del model proposat.

**Taula 2.1.7:** Regressió no lineal de la equació de Michaelis-Menten a les corbes de diversitat  $DN_2(\Omega_N)$  de *Lino-Brometum* (LB).  $N_k$ : El nombre total d'inventaris amb els que s'ha generat cada corba. **A** i **B**: Paràmetres de l'equació. **MSE**: error quadràtic mitjà (*mean squared error*, MSE). **N(y'=0.5)**: Nombre mínim d'inventaris necessaris segons el punt Calleja  $y' = 0.5$ . **Dif**: Diferència entre el nombre d'inventaris amb que s'ha generat la corba i el nombre mínim d'inventaris necessaris segons el punt Calleja  $y' = 0.5 DN_2/N$ .

$N_k$	<b>A</b>	<b>B</b>	<b>MSE</b>	<b>N(y'=0.5)</b>	<b>Dif.</b>
5	102.81	1.43385	0.01600	15.7	-10.7
6	102.81	1.50883	0.00809	16.1	-10.1
7	110.62	1.64715	0.01713	17.4	-10.4
8	108.36	1.61076	0.02878	17.1	-9.1
9	110.04	1.68932	0.04084	17.6	-8.6
10	112.14	1.69415	0.06311	17.8	-7.8
11	116.66	1.76705	0.06399	18.5	-7.5
12	118.36	1.86478	0.04614	19.1	-7.2
13	121.05	1.83399	0.06217	19.2	-6.2
14	117.92	1.78327	0.04096	18.7	-4.7
15	120.08	1.85893	0.06888	19.3	-4.3
16	118.22	1.83658	0.08693	19.0	-3.0
17	117.06	1.79399	0.03174	18.7	-1.7
18	114.50	1.72786	0.03596	18.2	-0.2
19	112.96	1.68710	0.03052	17.8	1.2
20	118.78	1.82072	0.04839	19.0	1.0
21	116.50	1.76430	0.09757	18.5	2.5
22	115.32	1.70681	0.05955	18.1	3.9
23	116.61	1.74648	0.09800	18.4	4.6
24	115.91	1.68978	0.07332	18.1	5.9
25	115.96	1.69835	0.06354	18.1	6.9
26	115.87	1.70000	0.04458	18.1	7.9
27	117.76	1.71953	0.04088	18.4	8.6
28	116.86	1.69586	0.07888	18.2	9.8
29	115.93	1.66372	0.02906	18.0	11.0
30	114.59	1.64526	0.04593	17.8	12.2
31	114.42	1.61213	0.04721	17.6	13.4
32	114.13	1.60015	0.02897	17.5	14.5



Un cop provada la utilitat del mètode per a un sintàxon en particular cal estudiar-ne la generalització. A la figura 2.1.10 mostrem les corbes d' $DN_2(\Omega_N)$  obtingudes del remostratge en tots el sintàxons de *Brometalia erecti* i *Quercetea ilicis*. Les corbes tenen una longitud equivalent al nombre d'inventaris inicialment disponibles. Com més proper a zero és el valor de la pendent final de la corba, més a prop ens trobem del valor màxim i més completa és la llista de tàxons que conformen l'estructura de la comunitat i estables els seus graus de presència. La diversitat màxima i rapidesa d'aproximar-se a l'asíptota són diferents per als diferents sintàxons estudiats, indicant que són propietats particulars de cada comunitat.



**Figura 2.1.10:** Corbes de la mitjana (en 1000 remostratges) del nombre de diversitat d'ordre 2,  $DN_2(\Omega_N)$ , respecte el nombre d'inventaris (*relevés*) remostrejats. La longitud dels perfils resultants depèn del nombre total d'inventaris de que es disposa. La figura superior correspon als perfils dels sintàxons de *Brometalia erecti* i la inferior als de *Quercetea ilicis*. L'eix de les abscisses es limita a  $N = 25$  per a permetre una millor observació de la part inicial de les corbes.

A la taula 2.1.8 mostrem els paràmetres  $A$  i  $B$  derivats de l'ajust de la funció de Michaelis-Menten a la corba d' $DN_2(\Omega_N)$  de cada sintàxon de base. L'error de l'ajust ( $MSE$ ) és baix en tots els casos, confirmant-nos la idoneïtat de l'equació de Michaelis-Menten per a ajustar aquest tipus de corbes. A les darreres columnes de la taula 2.1.8 es mostren el valor de nombre d'inventaris corresponent a la pendent  $0.5 DN_2/N$  i la diferència respecte el nombre d'inventaris disponibles per a cada grup. Hem ordenat els sintàxons segons aquesta darrera columna, presentant en primer lloc els 15 sintàxons en que, segons el criteri exposat, caldria mostrejar més inventaris. Si la pendent escollida com a criteri de mostratge mínim (punt Calleja) fos inferior, augmentaria el nombre de sintàxons deficients en mostratge. L'elecció del punt Calleja és un punt inevitable de subjectivitat del mètode.

Grup	$N_k$	UTMs	A	B	MSE	$N_{min}$	$N_k - N_{min}$	Grup	$N_k$	UTMs	A	B	MSE	$N_{min}$	$N_k - N_{min}$
IBL	6	4	97.1	1.53	0.020	15.7	-9.7	AQT	19	4	74.5	1.53	0.049	13.5	5.5
EPB	5	2	90.3	1.13	0.001	13.2	-8.2	CYB	11	2	25.2	0.79	0.005	5.5	5.5
PS	12	6	100.6	2.39	0.023	19.5	-7.5	CAF	19	8	77.0	1.23	0.011	12.6	6.4
IBT	10	6	96.1	1.68	0.014	16.3	-6.3	AQTL	19	7	66.6	1.48	0.016	12.6	6.4
VQAC	7	3	66.9	1.68	0.041	13.3	-6.3	KG	19	3	72.2	1.22	0.023	12.0	7.0
QCC	6	4	42.4	1.94	0.040	10.9	-4.9	AD	23	3	100.5	1.51	0.140	15.9	7.1
KT	10	1	84.9	1.52	0.033	14.5	-4.5	TF	27	8	108.6	2.06	0.009	19.1	7.9
AQS	10	5	83.2	1.49	0.024	14.3	-4.3	AB	21	3	79.2	1.25	0.008	12.8	8.2
QRR	9	5	51.5	2.03	0.051	12.4	-3.4	PF	24	3	103.4	1.39	0.038	15.5	8.5
CAG	11	6	94.6	1.30	0.050	14.4	-3.4	VQV	26	12	79.1	2.24	0.081	16.6	9.4
TBH	9	5	77.9	1.14	0.018	12.2	-3.2	QRU	22	11	59.4	1.49	0.019	11.8	10.2
QCT	8	3	50.1	1.49	0.051	10.7	-2.7	TBT	29	14	117.4	1.75	0.039	18.5	10.5
EPC	10	1	76.4	1.19	0.009	12.3	-2.3	TAS	24	4	79.8	1.37	0.020	13.4	10.6
AQHB	5	3	33.0	0.90	0.006	6.8	-1.8	AP	22	5	59.8	1.24	0.020	11.0	11.0
EPG	10	4	69.9	1.02	0.023	10.9	-0.9	QCR	23	8	39.5	1.51	0.022	9.4	13.6
CM	11	4	46.7	1.72	0.060	11.0	0.0	LB	32	14	114.3	1.62	0.055	17.6	14.4
EPT	18	6	89.1	2.17	0.077	17.5	0.5	CAT	28	11	86.3	1.20	0.032	13.2	14.8
QCBR	5	2	14.5	1.00	0.010	4.4	0.6	QCBT	26	9	36.9	1.78	0.018	9.7	16.3
CB	19	14	99.0	2.01	0.050	17.9	1.1	KAT	31	12	77.9	1.57	0.013	14.1	16.9
KAA	15	8	84.1	1.34	0.020	13.7	1.3	VQE	30	11	65.0	1.19	0.010	11.3	18.7
VQAS	14	6	67.6	1.41	0.014	12.4	1.6	MJ	24	1	21.0	0.86	0.001	5.1	18.9
RJ	10	5	40.9	1.08	0.014	8.3	1.7	AF	35	13	86.7	1.86	0.041	16.1	18.9
RQ	12	5	40.9	1.58	0.021	9.8	2.2	AQB	37	7	82.4	1.22	0.046	12.9	24.1
CG	11	3	57.2	0.79	0.011	8.7	2.3	VQP	41	16	83.0	2.09	0.053	16.5	24.5
TBF	13	2	51.2	1.19	0.004	9.8	3.2	CO	38	22	46.8	2.45	0.020	12.7	25.3
TAV	13	1	66.6	0.84	0.006	9.7	3.3	BJ	41	13	56.8	2.62	0.058	14.6	26.4
GT	12	1	58.9	0.65	0.009	8.1	3.9	VQC	45	14	72.0	1.26	0.011	12.2	32.8
VQAR	20	12	72.3	2.23	0.049	15.7	4.3	QL	55	27	35.1	1.08	0.007	7.6	47.4
VQQP	16	6	64.0	1.29	0.020	11.6	4.4	QRB	70	16	71.5	2.18	0.036	15.5	54.5
OL	16	4	42.2	2.22	0.038	11.5	4.5	VQS	77	21	85.9	1.72	0.027	15.5	61.5
GP	13	1	48.3	0.73	0.003	7.6	5.4								

**Taula 2.1.8:** Ajust de les corbes de  $N_i$  amb l'equació de Michaelis-Menten.  $N_k$ : Nombre d'inventaris **UTMs**: Nombre d'UTMs de la distribució del sintàxon; **A i B**: Paràmetres de l'equació de M.-M. relacionats amb la diversitat alfa i diversitat de motiu, respectivament. **MSE**: Mean squared error, error quadràtic promitg.  $N_{min}$ : Nombre mínim d'inventaris necessari per a un mostratge suficient. Aquest valor és el que correspon a la pendent (derivada) de la corba igual a  $y' = 0.5$  (punt Calleja).  $N_k - N_{min}$ : Diferència entre el nombre d'inventaris amb que s'ha generat la corba i el nombre mínim d'inventaris necessaris segons el punt Calleja  $y' = 0.5 DN_2/N$ .

### 2.1.3.5 Discussió

Quina interpretació ecològica tenen els paràmetres  $A$  i  $B$  de l'equació de Michaelis-Menten ajustada per la corba de la diversitat  $DN_2(\Omega_N)$ ? En ésser aplicats als estudis d'àrea mínima, Ballesteros (1986, 1992) interpreta  $A$  com a estimador de la diversitat puntual de la comunitat, mentre que considera  $B$  un estimador de la diversitat de motiu. Per a aquesta darrera diversitat, no obstant, Ballesteros considera que l'àrea a la qual s'assoleix una determinada pendent de la corba en resulta un millor estimador.

En el nostre cas la interpretació és diferent. La correlació de Spearman entre la diversitat de motiu del sintàxon (vegeu l'apartat 2.1.2.3) i  $A$  és 0.707 mentre que la correlació entre la diversitat de motiu i  $B$  és 0.090. Sembla doncs que, contràriament als estudis d'àrea mínima, el paràmetre  $B$  no tindria relació amb la diversitat de motiu del sintàxon. Sí en canvi, la tindria el paràmetre  $A$ , que probablement combinaria la informació de la diversitat de motiu del sintàxon amb la diversitat puntual dels inventaris.

En el pla estadístic cal remarcar que, quan hom utilitza l'estratègia de remostratge de Monte-Carlo, la variància de les mostres generades es redueix en aproximar-se el nombre d'observacions remostrejades al total d'observacions disponibles. Aquest inconvenient no existeix quan el remostratge es fa amb reemplaçament, és a dir, quan s'utilitza un remostratge *bootstrap* (Efron 1979, Efron & Tibshirani 1993). No obstant, en el cas de  $DN_2(\Omega_N)$  hem observat que, si utilitzem un remostratge *bootstrap* el paràmetre  $A$  de la equació ajustada a la corba era molt dependent del nombre de mostres emprat en la construcció de la corba, indicant una dependència de l'estadístic de diversitat respecte a la correlació entre mostres, raó per la qual finalment hem utilitzat l'estratègia de remostratge sense reemplaçament.

Finalment, hem de destacar que, si bé creiem que el mètode exposat pot ésser emprat per a determinar la manca de mostratge en un determinat sintàxon de base, es basa en el supòsit de que tots els inventaris inclosos en la confecció de la corba de diversitat efectivament pertanyen a la unitat de vegetació. Per tant, es nega la possibilitat d'una classificació *a priori* desconeguda o insegura. En fitosociologia hom pot intuir al camp quina és la filiació sintaxonòmica de l'inventari realitzat. No és, però, fins a l'etapa d'elaboració i anàlisi de les dades que aquesta filiació es confirma. Per aquest motiu, creiem que el mètode descrit es presenta d'utilitat per a assegurar el mostratge de sintàxons ja confirmats.

### 2.1.3.6 Conclusions

Resumim a continuació els principals resultats derivats de l'estudi sobre la suficiència de mostratge que hem dut a terme en els anteriors apartats:

- Hem proposat un mètode per determinar si el nombre d'inventaris de que es disposa d'una comunitat és suficient per descriure els principals tàxons de la mateixa i les seves proporcions a la comunitat. L'elecció del punt Calleja és encara un punt de subjectivitat del mètode.
- Hem comprovat la utilitat del mètode proposat per a un sintàxon en concret (*Lino-Brometum erecti*), comparant el nombre mínim d'inventaris que aquest suggeria en construir el model de regressió a partir d'un nombre d'inventaris variable.
- El nombre d'inventaris mínim varia d'una comunitat a l'altra. En general, però oscil·la entre 10 i 20 inventaris.
- En relació amb el criteri proposat, hem posat de manifest la deficiència de mostratge de 9 dels sintàxons de *Brometalia erecti* (TBH, IBT, IBL, EPB, EPC, EPG, CAG, KT i PS) i 6 de *Quercetea ilicis* (VQAC, AQS, AQHB, QCT, QCC i QRR).
- La metodologia proposada es troba disponible al programa d'anàlisi multivariant *Ginkgo* (secció 4.2.2).

## Capítol 2.2: Sobre la determinació numèrica de la fidelitat en bases de dades

### 2.2.1 Introducció

#### 2.2.1.1 La fidelitat

La fidelitat és un dels conceptes més fonamentals de l'aproximació de l'escola sigmatista a l'estudi de les comunitats vegetals (Becking 1957). Braun-Blanquet (1913) la definí inicialment com *el grau de preferència d'una espècie per a una determinada associació*. A la pràctica, però, també es pot determinar la fidelitat dels tàxons infraespecífics (subespècies, variants, etc.). Fins i tot res no ens impedeix estudiar la fidelitat a nivells taxonòmics supraespecífics (gèneres, famílies, etc.). Anàlogament, es pot determinar la fidelitat dels tàxons per a unitats sintaxonomiques diferents de l'associació. Ben aviat, doncs, es feu necessari estendre la definició inicial de fidelitat a qualsevol tàxon i sintàxon. Actualment, podem considerar la fidelitat com *el grau de preferència d'un tàxon per a un determinat sintàxon* (Barkman *et al.* 1958, Barkman 1989). Els tàxons que apareixen en una comunitat es poden classificar en tres tipus segons el seu grau de fidelitat, que descrivim al quadre 2.2.1.

**Quadre 2.2.1:** Tipus de tàxons segons el seu grau de fidelitat a un sintàxon.

- 1. Fidel o característic:** Tàxon amb preferència exclusiva per a un determinat sintàxon. El tàxon té un sol òptim lligat a la unitat de vegetació, la qual ajuda a definir. Un tàxon característic pot ésser interpretat com un cas extrem de tàxon diferencial (Barkman 1989). A la pràctica, però, molt pocs tàxons són exclusius d'un sintàxon (només plantes endèmiques o lligades a ambients molt extrems).
- 2. Diferencial:** Tàxon amb més d'un òptim. En general, un tàxon diferencial, s'utilitza per discriminar entre dos sintàxons pròxims. Essent més precisos, podem definir un tàxon diferencial com el *tàxon amb un sol òptim dins del grup de sintàxons que pertanyen a un mateix sintàxon de rang superior*. En parlar d'un tàxon diferencial, cal distingir sempre: a) Rang (nivell sintaxonòmic) del sintàxon que diferencia, i b) Rang del sintàxon dins del qual és un tàxon diferencial (Barkman 1958).
- 3. Acompanyants:** Tàxons amb un grau de presència tant o més alt en altres sintàxons. En podem distingir, segons la freqüència, dos subgrups: a) Els tàxons constants, molt freqüents al sintàxon d'interès però també freqüents en altres unitats de vegetació. b) Els tàxons accidentals, que tenen un òptim de presència i abundància clarament extern al sintàxon. Sovint són intrusions de plantes de comunitats veïnes o plantes relictas d'una comunitat precedent en la sèrie de successió (Westhoff & van der Maarel 1973: 655).

És important remarcar que el grau de fidelitat d'un tàxon és independent de la dominància d'aquest a la comunitat. El conjunt format per tàxons diferencials i tàxons característics s'anomena conjunt de tàxons diagnòstics. Són tàxons decisius per a establir la filiació sintaxonòmica d'un inventari de vegetació i poder delimitar fronteres entre sintàxons (Whesthoff & van der Maarel, 1973: 619). Si agrupem els tàxons diagnòstics amb les espècies companyes constants, obtenim la combinació característica d'espècies, que defineix una comunitat. És evident la tautologia en la necessitat de conèixer *a priori* tàxons diagnòstics per tal d'establir les associacions i la necessitat de disposar del sintàxon per saber quins tàxons hi són diagnòstics. Aquesta tautologia ha estat motiu de força crítiques (potser una mica injustament) a l'escola sigmatista (veure p.e. Poore 1955: 239).

### 2.2.1.2 Determinació quantitativa de la fidelitat

Encara que la definició de fidelitat ens pugui semblar precisa és força difícil traduir-la a termes numèrics. Conceptualment, la fidelitat es divideix en dos factors: per una banda la selectivitat d'un tàxon per un sintàxon (entesa com la diferència en el grau de presència respecte a altres sintàxons) i per l'altra el grau de presència (*constancy degree*) mateix. En principi, és més important la selectivitat, però a la vegada és desitjable que el tàxon tingui un grau de presència elevat al sintàxon. Una espècie molt rara no hauria d'ésser considerada fidel, ja que la seva distribució depèn de molts altres factors que conformen una aleatorietat en la seva distribució. A més hom acostuma a disposar de molt poques rèpliques de tàxons rars, i, per tant, en desconeix realment el seu comportament com a variable estadística. El nombre de rèpliques (nombre de mostres d'inventaris i de tàxons observats) és un component important en la traducció de la fidelitat a termes estadístics. Així doncs, caldria afegir una tercera component a la fidelitat: la significació o fiabilitat (*reliability*) del seu valor (Barkman 1989:111).

Szafer & Pawlowski (1927) foren els primers a publicar una aproximació quantitativa a la determinació de la fidelitat (taula 2.2.1). Suggestiren emprar 5 nivells o classes de fidelitat, basant-se principalment en la comparació entre la classe de presència en la unitat d'interès i la classe de presència en tots els altres sintàxons. Aquests autors varen considerar també aspectes de cobertura-abundància i vitalitat. Malgrat ésser intuïtiva i no estadística, l'aproximació de Szafer & Pawlowski fou adoptada per Braun-Blanquet (1928) i és present a nombrosos manuals i articles de revisió de metodologia fitosociològica (Poore 1955, Westhoff & van der Maarel 1973, Braun-Blanquet 1979). No obstant, a la pràctica ha estat molt poc utilitzada. Segons Barkman (1989), aquesta aproximació falla en diferents punts, resumits a continuació:

- (1) No hi ha cap raó per a no emprar classes de fidelitat per a tàxons diferencials.
- (2) Sembla il·lògic distingir tres nivells de fidelitat positiva (5, 4 i 3) i només un nivell de fidelitat negativa (infidelitat, 1).

- (3) L'escala de Szafer & Pawlowski és complexa i es basa en combinacions de graus de presència i graus de cobertura, però no contempla totes les combinacions possibles.
- (4) El balanç entre el grau de presència i la diferència de presències dins i fora de la unitat de vegetació obeeix a criteris arbitraris.

**Taula 2.2.1:** Determinació de la fidelitat segons Szafer & Pawlowski (1927). Reproduïda de Westhoff & van der Maarel 1973: 655. Pr.: Classe de presència. C/A: Estimació combinada de cobertura-abundància. Vit.: Vitalitat

Fidelitat	A la unitat d'interès		En les unitats de comparació	
	Pr.	C/A	Pr.	C/A
5	IV - V	3 - 5	I - II	+ - 2(1)
	IV - V	+ - 2	I	+ - 2
	I - III	+ - 5	absent	
4	IV - V	3 - 5	II - III (IV)	+ - 2 (1)
	IV - V	+ - 2	II - III	+ - 1 (2)
	III - IV	+ - 2	I - II (III)	+ - 1 (2)
	I - III	+ - 2	I (rara)	+
3	I - V	3 - 5	Pr., C/A	+ - 2
	Pr., C/A var	Vit. normal	Pr, C/A, inf.	Vit. reduïda
2	Pr., C/A, Vit. variable		Pr., C/A similar	
1	I Vit. reduïda	+ - 1	Pr., C/A més alta	

### 2.2.1.3 Restricció de la validesa de la fidelitat

Ja durant els anys 20 i 30, amb l'aplicació de les tècniques de fitosociologia sigmatistes a diferents regions d'Europa, fou evident que la validesa dels tàxons fidels estava limitada en el sentit geogràfic. Les raons són diverses, però en destaca que un sintàxon i els seus tàxons fidels rarament tenen la mateixa distribució geogràfica. Això implica que, segons Barkman (1989): (a) un sintàxon pot necessitar la caracterització per tàxons parcialment diferents en zones allunyades, (b) el tàxon pot ser fidel a altres unitats de vegetació fora de l'àrea de distribució del sintàxon d'estudi. Westhoff & van der Maarel (1973: 658) proposen classificar la validesa geogràfica dels tàxons fidels en tres categories:

- Tàxon fidel general: Tàxon fidel amb una àrea de distribució que coincideix amb la del sintàxon que caracteritza.
- Tàxon fidel regional: Tàxon fidel a l'àrea del sintàxon, però amb l'àrea de distribució més gran que la del sintàxon que caracteritza.
- Tàxon fidel local: Tàxon amb la fidelitat restringida a una part de l'àrea total de distribució del sintàxon.

La dependència geogràfica de la fidelitat provoca que en algunes classes de vegetació el mateix tàxon sigui diagnòstic per a unitats de vegetació diferents. En incrementar l'escala d'estudi des del nivell regional fins al nivell nacional o continental el nombre de tàxons que s'han considerat fidels de diferents unitats de vegetació incrementarà (Bruehlheide 1997). És degut a aquesta problemàtica que Braun-Blanquet (1964) proposà que la validesa de tàxons característics estigués restringida dins del marc d'una unitat climàticament uniforme. L'àmbit de validesa de la fidelitat d'un tàxon és una qüestió complexa perquè, juntament amb la restricció geogràfica, existeix una restricció sintaxonòmica (Botta-Dukát & Borhidi 1999). La validesa sintaxonòmica de la fidelitat d'un tàxon s'estableix a partir del sintàxon d'ordre superior dins del qual el tàxon diferencia un sintàxon (quadre 2.2.1, p. 51). Per exemple, una espècie pot estar restringida a una associació dins d'una aliança, però una altra espècie pot diferenciar una subassociació dins de l'ordre sencer al que la subassociació pertany (Barkman 1989).

El problema de la validesa de la fidelitat es tradueix, a la pràctica, en la selecció de les unitats de vegetació amb les quals es compara el sintàxon d'interès. Szafer & Pawlowski (1927) no explicitaren si calia comparar els graus de presència en el sintàxon d'interès amb els de tots els altres sintàxons o només amb el sintàxon més proper. A la pràctica, a l'escola sigmatista és freqüent la comparació amb el(s) sintàxon(s) més proper(s) o amb aquell(s) on el tàxon té el grau de presència més elevat (Barkman 1989). Recentment, amb la disponibilitat de bases de dades d'inventaris (Hennekens & Schaminée 2001, Font 2003), és possible calcular la fidelitat amb un nombre molt elevat d'inventaris. No obstant, la qüestió de la restricció de la fidelitat roman sense resoldre. Si hom desitja calcular numèricament la fidelitat per a un sintàxon cal saber quins inventaris "externs" incloure, car això n'afectarà fortament el resultat. Bruehlheide (2000) i Chytrý *et al.* (2002) es decanten per una solució força pragmàtica i oposada a la pràctica tradicional fitosociològica: calcular la fidelitat a partir de tota la base de dades. Aquesta aproximació evita, d'una banda, tenir definits *a priori* els altres sintàxons amb els que comparar el grau de presència del tàxon. D'altra banda, si la base de dades inclou una àrea geogràfica molt àmplia o un "espai" sintaxonòmic molt gran, aquesta aproximació comporta alguns problemes: 1) No assegura la "uniformitat climàtica" suggerida per Braun-Blanquet. 2) Els tàxons fidels detectats seran només els tàxons fidels generals respecte a l'àrea geogràfica de la base de dades (Chytrý *et al.* 2002). Segons el nostre parer, aquesta cerca de tàxons fidels generals no permet la detecció de tàxons diferencials o tàxons de validesa regional o local, per motius que posarem de manifest més endavant.

En aquest capítol no tractem explícitament la restricció geogràfica de la fidelitat, i ens centrarem en l'estudi de la restricció sintaxonòmica, intentant quantificar la validesa sintaxonòmica en cada tàxon diagnòstic. La validesa geogràfica dels tàxons diagnòstics serà com a màxim regional, degut al l'origen de les dades tractades.



## 2.2.2 Determinació estadística de la fidelitat

### 2.2.2.1 Estadístics de determinació de la fidelitat

Malgrat el grau de presència sigui el factor més important per a avaluar estadísticament la fidelitat, hom pot fer ús també dels valors de cobertura-abundància (Barkman 1989). No obstant, Bruelheide (2000) defensa definir la fidelitat en base només a la presència/absència dels tàxons. Bruelheide argumenta que emprar els valors d'abundància implica una ponderació de les espècies, i que la cobertura dels tàxons té una variació estacional important. En el nostre treball sobre la fidelitat ens centrarem també en la presència/absència dels tàxons sense prendre en consideració les abundàncies.

L'estadístic binari que primer s'emprà per a avaluar la fidelitat fou  $\chi^2$  (Goodall 1953, Williams & Lambert 1959, 1960, Feoli & Orłóci 1979).  $\chi^2$  mesura la dependència entre dues variables binàries. En el cas de la fidelitat les dues variables són, d'una banda, la presència del tàxon  $i$ , de l'altra, la variable que representa la divisió dels inventaris entre els "interns" i "externs". Com més alta sigui la dependència entre aquestes variables més fidelitat presentarà el tàxon pel sintàxon.

En els últims anys, la detecció de tàxons diagnòstics mitjançant eines estadístiques ha tornat a prendre rellevància, fomentada sobretot per la possibilitat de tractar volums grans de dades amb l'ajuda de bancs d'inventaris informatitzats (Brisse *et al.* 1995, Hennekens & Schaminée 2001, Font 2003). Una mesura estadística aplicada a bases de dades i relacionada amb la fidelitat és la proposada per Brisse *et al.* (1995). Aquests autors proposen emprar les concurrències entre tàxons per a definir el 'poder discriminant d'una espècie' per una unitat de vegetació. Tal i com indiquen Chitrý *et al.* (2002), aquesta aproximació pot portar a que tàxons absents en una unitat de vegetació tinguin, gràcies a les seves concurrències amb tàxons presents a la unitat, un poder de discriminació positiu alt per a la mateixa. Actualment, un estadístic en boga és la  $u$  (Bruelheide 2000), tant en la seva forma binomial ( $u_{bin}$ ), com hipergeomètrica ( $u_{hyp}$ ). La forma binomial assumeix un mostratge amb reposició, mentre que la forma hipergeomètrica no. És clar doncs, que aquesta distribució s'adiu més a l'aplicació en bases de dades. No obstant, amb l'increment d' $N$ , ambdues distribucions convergeixen. L'estadístic  $u$  ha estat incorporat dins del mètode de classificació d'inventaris COCKTAIL (Bruelheide 2000, Bruelheide & Chytrý 2000) i està disponible al programa JUICE (Tichý 2002), factors que en fomenten l'ús.

Seguint la revisió de Chytrý *et al.* (2002), al quadre 2.2.2 es relacionen els principals estadístics binaris utilitzats per a determinar la fidelitat d'un tàxon a una unitat de vegetació. Al quadre és palesa l'estreta relació entre  $u_{hyp}$ ,  $\chi^2$  i el coeficient de correlació  $\Phi$ . Els tres estadístics estan relacionats *monotònicament*. En altres paraules, i deixant de banda la pèrdua de signe de  $\chi^2$ , si avaluem la fidelitat d'un conjunt de tàxons emprant un d'aquests estadístics i, seguidament,

ordenem els tàxons segons els valors obtinguts, l'ordre resultant és el mateix independentment de l'estadístic utilitzat en el càlcul. D'altra banda, i segons la tipologia de mesures de fidelitat de Botta-Dukát & Borhidi (1999), aquests tres estadístics són mesures 'conjunes' de fidelitat. És a dir, tracten la fidelitat de manera simètrica, estudiant a la vegada la preferència del tàxon per a la unitat de vegetació i la preferència de la unitat de vegetació pel tàxon.

**Quadre 2.2.2** : Estadístics per a avaluar la fidelitat d'un tàxon a una unitat de vegetació o sintàxon a partir de presències i absències, i les seves relacions. Modificat a partir de Chytrý et al. (2002).

Siguin:

- $\Omega_A$  un subconjunt d'inventaris relatius a un sintàxon o unitat de vegetació.
- $N$  el nombre d'objectes o inventaris totals
- $N_A$  el nombre d'objectes o inventaris d'  $\Omega_A$ .
- $n$  el nombre d'aparicions del tàxon en el conjunt de dades.
- $n_A$  el nombre d'aparicions del tàxon en  $\Omega_A$ .

Es poden definir els següents estadístics per avaluar la fidelitat d'un tàxon al conjunt  $\Omega_A$ :

**1.  $u$  hipergeomètrica** (Bruehlheide 2000, Bruehlheide & Chytrý 2000):

$$u_{hyp} = \frac{n_A - N_A \cdot (n/N)}{\sqrt{n \cdot N_A \cdot (N-n) \cdot (N-N_A) / (N^2 \cdot (N-1))}} = \frac{N \cdot n_A - n \cdot N_A}{\sqrt{n \cdot N_A \cdot (N-n) \cdot (N-N_A) / (N-1)}}$$

**2.  $u$  binomial** (Bruehlheide 1995,2000; Bruehlheide & Chytrý 2000):

$$u_{bin} = \frac{n_A - N_A \cdot (n/N)}{\sqrt{n \cdot (N_A/N) \cdot (1-N_A/N)}} = \frac{N \cdot n_A - n \cdot N_A}{\sqrt{n \cdot N_A \cdot (N-N_A)}} = u_{hyp} \cdot \sqrt{(N-n)/(N-1)}$$

**3. Chi quadrat** ( $\chi^2$ , Sokal & Rohlf 1995: 736):

A partir de les caselles d'una taula de contingència 2x2 és habitual construir l'estadístic:

$$\chi^2 = \frac{N(ad-bc)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}$$

Podem traduir les caselles de la taula:  $a = n_A$ ,  $b = n - n_A$ ,  $c = N_A - n_A$ , i  $d = (N - n) - (N_A - n_A)$ . Substituint, arribem a una expressió de  $\chi^2$  en la mateixa notació que els anteriors:

$$\chi^2 = \frac{N \cdot (N \cdot n_A - n \cdot N_A)^2}{n \cdot N_A \cdot (N-n) \cdot (N-N_A)} = u_{hyp}^2 \cdot N / (N-1) = \Phi^2 \cdot N$$

**4. Coeficient phi** ( $\Phi$ , Sokal & Rohlf 1995:741-743):

$$\Phi = \frac{n_A - N_A \cdot (n/N)}{\sqrt{n \cdot N_A \cdot (N-n) \cdot (N-N_A) / (N^2)}} = \frac{N \cdot n_A - n \cdot N_A}{\sqrt{n \cdot N_A \cdot (N-n) \cdot (N-N_A)}} = u_{hyp} / \sqrt{(N-1)}, \quad |\Phi| = \sqrt{\frac{\chi^2}{N}}$$

Entre les mesures de fidelitat que no tractarem aquí, cal remarcar el "valor indicador" (*indicator value*, Dufrêne & Legendre 1997), incorporat al programa PC-ORD (McCune 1999) i emprat, per exemple, per detectar bioindicadors (McGeoch & Chown 1998). El valor indicador fou una mesura inicialment pensada per tractar dades d'abundàncies, però pot ser adaptada per a tractar dades binàries, tal i com mostren Chytrý et al. (2002).

### 2.2.2.3 La significació dels estadístics $\Phi$ i $u_{hyp}$ .

El coeficient  $\Phi$  és l'únic dels estadístics del quadre 2.2.2 que pren valors acotats:  $\Phi \in [-1, +1]$ , on +1 denota una preferència total, 0 denota indiferència, i -1 denota que el tàxon apareix arreu excepte a la unitat d'interès. En realitat, es tracta d'una mesura de correlació entre variables binàries, essent equivalent a la correlació  $r$  de Pearson quan els valors de les variables

són binaris. A la taula 2.2.2 hem calculat els valors de  $\Phi$  per a cada una de les combinacions de la classe de presència al grup d'interès (0, I, ... V) i la classe de presència a la resta d'inventaris (G0, GI, ... GV). Si ens fixem en la primera columna de la taula, entendrem millor la interacció de la selectivitat i grau de presència com a factors de la fidelitat: Per a un tàxon totalment absent als inventaris externs al sintàxon (columna G0), el valor de fidelitat serà més alt depenent de la classe de presència del tàxon dins del sintàxon, mentre que la selectivitat, exceptuant la primera casella, és sempre màxima.

	G0	GI	GII	GIII	GIV	GV
0	N/A	-0.16	-0.25	-0.36	-0.53	-1.00
I	0.43	0	-0.12	-0.24	-0.41	-0.88
II	0.61	0.14	0	-0.12	-0.28	-0.76
III	0.76	0.28	0.12	0	-0.14	-0.61
IV	0.88	0.41	0.24	0.12	0	-0.43
V	1.00	0.53	0.36	0.25	0.16	0

**Taula 2.2.2:** Valors del coeficient  $\Phi$  de diferents combinacions de presència al sintàxon d'interès (0-V) i a la resta d'inventaris externs al sintàxon (G0-GV). La proporció d'inventaris del sintàxon d'estudi respecte el total d'inventaris és  $P_A = N_A/N = 0.5$ .

El valor del coeficient  $\Phi$  és independent del nombre d'objectes total ( $N$ ), mentre que la resta d'estadístics relacionats al quadre 2.2.2 augmenten de valor en augmentar  $N$ . Aquesta és la raó per la qual  $\Phi$  és l'estadístic més adequat per comparar fidelitats calculades en conjunts de dades de mida diferent (Chytrý *et al.* 2002). Per contra, aquesta avantatge és a la vegada un inconvenient, ja que el coeficient  $\Phi$ , a diferència dels altres, no conté informació de significació estadística. És a dir, que valors més alts de l'estadístic no impliquen més significació de la fidelitat. Tanmateix, per a testar la significació de  $\Phi$  hom pot fàcilment multiplicar el valor pel factor  $\sqrt{(N-1)}$  (també fóra possible transformar  $\Phi$  a  $\chi^2$ ). Amb aquesta transformació s'obté l'estadístic  $u_{hyp}$ , el qual sí que ens informa de la significació estadística de la fidelitat. Com que la distribució hipergeomètrica d' $u_{hyp}$  es pot aproximar a una distribució normal estandarditzada, el seu valor es pot descriure com el nombre de desviacions estàndard en que  $n_A$  es distancia del valor que esperaríem si el tàxon i la unitat de vegetació fossin independents. Així, hom pot afirmar que valors  $|u_{hyp}| = |\Phi \cdot \sqrt{(N-1)}| > 1.96$  són estadísticament significatius amb una probabilitat d'error  $\alpha < 0.05$  (Chytrý *et al.* 2002). Si hom desitja establir un llindar de fidelitat per al coeficient  $\Phi$ , que anomenarem  $\Phi_t$ , es pot saber quina  $N$  és la mínima necessària per tal de tenir significació estadística. Senzillament:

$$N_t(\alpha, \Phi_t) = \left( \frac{u_{hyp}(\alpha)}{\Phi_t} \right)^2 + 1 = \left( \frac{u_{hyp}(\alpha)}{\Phi_t} \right)^2 + 1$$

Per exemple, si establím que  $\Phi_t = 0.3$ , llavors  $N_t(\alpha = 0.05, \Phi_t = 0.3) \approx 46$  i  $N_t(\alpha = 0.01, \Phi_t = 0.3) \approx 61$ . Per tant, si emprem més de 61 inventaris per determinar tàxons diagnòstics en base a aquest llindar de fidelitat, els tàxons trobats seran significativament diagnòstics amb una probabilitat d'error  $\alpha < 0.01$ .

A banda de l'aproximació a la normal estandarditzada, hom pot emprar el test exacte de Fisher per a conèixer la significació d'aquests estadístics de la fidelitat. Concretament, hom calcula la probabilitat de trobar valors més extrems de  $n_A$  que l'observat mitjançant:

$$P(n_A \geq \hat{n}_A) = \sum_{i=\hat{n}_A}^{n_A} \frac{n! \cdot N_A! \cdot (N-n)! \cdot (N-N_A)!}{i! \cdot N! \cdot (n-i)! \cdot (N_A-i)! \cdot (N-N_A-n+i)!}$$

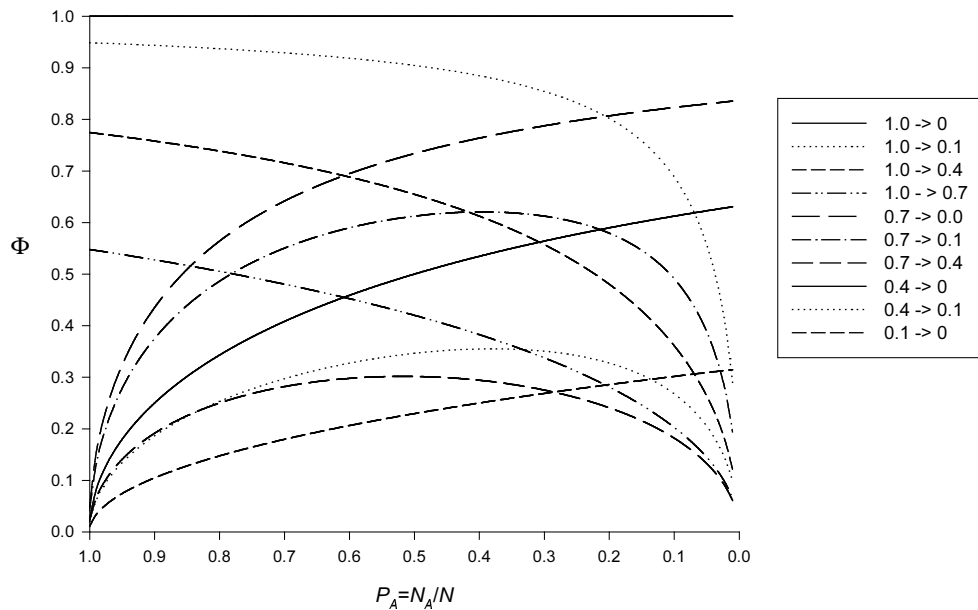
En darrer lloc, hem de dir que hom no pot confiar excessivament en la significació estadística de valors de fidelitat de tàxons a sintàxons, car és fàcil augmentar la significació incrementant  $N$ . És a dir, podem augmentar la significació introduint nous inventaris on hom pot esperar que el tàxon sigui rar o absent. Desenvoluparem més aquest raonament en els propers apartats.

#### 2.2.2.4 Dependència dels estadístics de mesura de la fidelitat respecte $P_A=N_A/N$

En el darrer apartat hem esmentat que el valor del coeficient  $\Phi$  és independent del nombre total d'inventaris ( $N$ ). Tanmateix, la independència d' $N$  és certa sempre i quan la relació  $P_A=N_A/N$  no variï en variar  $N$ . En altres paraules, la comparació de valors de fidelitat entre conjunts de dades de mida diferent es pot fer si els conjunts de dades més grans tenen, a la vegada, un nombre més elevat d'inventaris del sintàxon d'interès ( $N_A$ ). En realitat, la dependència respecte a aquesta proporció no és única del coeficient  $\Phi$ , sinó que la comparteixen tots els estadístics del quadre 2.2.2. En efecte, Bruelheide (2000, fig. 6), descriu l'efecte de la mida relativa de la unitat de vegetació sobre l'estadístic  $u$ . Bruelheide calcula valors d' $u$  per  $N = 1000$  i  $P_A$  variable, i descriu que els valors de fidelitat decreixen quan  $P_A$  s'acosta a zero - és a dir, quan la unitat de vegetació en estudi té pocs inventaris respecte al total -. Com a conseqüència, un tàxon d'una unitat de vegetació relativament petita necessita una major diferència en el grau de presència (major selectivitat) que un tàxon en una unitat més gran per a assolir el mateix valor de fidelitat. Chytrý *et al.* (2002) posen de manifest que aquesta dependència és encara més accentuada per a les probabilitats calculades amb el test exacte de Fisher.

Hem repetit l'estudi paramètric de Bruelheide (2000), emprant el coeficient  $\Phi$  enlloc d' $u$ . Hem generat valors del coeficient  $\Phi$  variant alguns paràmetres de la seva equació. Concretament, hem variat la proporció d'inventaris de la unitat d'interès,  $P_A = N_A/N$ , i les classe de presència dins i fora de la unitat d'estudi. Per altra banda hem mantingut en tots els càlculs  $N = 1000$ . La resposta del coeficient  $\Phi$ , a la figura 2.2.1, l'hem anomenada "perfil de fidelitat". Presenta patrons diferenciats, depenent de si el tàxon apareix o no fora de la unitat: Si el tàxon hi és completament absent la fidelitat creix a l'inici del perfil, però la pendent es va reduint, sense arribar a ser negativa. Si el tàxon apareix fora de la unitat d'estudi en una certa proporció, la tendència de crescuda inicial s'inverteix a partir d'un determinat punt del perfil i la fidelitat decreix, tendint a 0 quan  $P_A < 0.1$ . Aquesta davallada de la fidelitat és deguda a que el nombre d'aparicions

“externes” del tàxon ( $n - n_A$ ) augmenta mentre el nombre es aparicions “internes”,  $n_A$ , disminueixen. Observant la figura 2.2.1, hom pot constatar que, per detectar tàxons diagnòstics, és desitjable mantenir  $P_A$  en valors intermedis ( $0.1 < P_A < 0.9$ ). Tant per a proporcions massa altes ( $P_A > 0.9$ ), o massa baixes ( $P_A < 0.1$ ) els valors de  $\Phi$  s’acosten a 0. D’altra banda, com que els perfils es creuen en diversos punts, els valors obtinguts amb proporcions  $P_A$  diferents no són comparables en rang.



**Figura 2.2.1:** Perfils de fidelitat calculats per diferents graus de presència externs i interns a la unitat de vegetació. L’eix de les ordenades indica el valor del coeficient  $\Phi$ . L’eix de les abscisses indica la proporció d’inventaris corresponents al sintàxon ( $P_A = N_A/N$ ).

Com a resum dels perfils de fidelitat ( $\Phi$ ) de la figura 2.2.1, tenim que: 1) Per a comparar valors de fidelitat calculats en diferents unitats de vegetació: Si hom utilitza un estadístic amb significació estadística (p.e.  $u_{hyp}$ ,  $\chi^2$ ) o el test exacte de Fisher, cal que  $N$  i  $N_A$  siguin constants per a totes les unitats de vegetació. Si hom utilitza  $\Phi$  només cal que  $P_A = N_A/N$  sigui la mateixa per a totes les unitats de vegetació. 2) En l’establiment de llindars a partir dels quals considerar els tàxons com a diagnòstics és important que  $0.1 < P_A < 0.9$  perquè la caiguda dels valors de fidelitat és més pronunciada en superar aquests extrems. El darrer punt pot semblar vedar l’ús d’estadístics per a calcular fidelitats sobre bases de dades grans, ja que en aquests casos la proporció d’inventaris de la unitat de vegetació d’interès sovint és baixa ( $P_A < 0.1$ ). Tanmateix, hi ha un aspecte dels anteriors perfils que els fa poc representatius de situacions reals: En dades reals cap tàxon manté una proporció d’aparició externa de 0.6 sobre una base de dades de milers d’inventaris. En general, els tàxons apareixeran tan sols en una proporció petita del conjunt d’inventaris total. En altres paraules, quan  $N$  sigui molt gran, i degut sovint a incloure una gran varietat de comunitats en el càlcul, arribarà un moment en els perfils on les aparicions

externes ( $n - n_A$ ) no augmentaran i la proporció  $(n - n_A)/N$  disminuirà. Aquesta disminució de  $(n - n_A)/N$  afectarà a tots els tàxons aproximadament en la mateixa intensitat. Hom pot esperar que, en aquestes condicions en que les proporcions d'aparicions externes s'anul·len, el grau de presència dels tàxons dins de la unitat de vegetació i la diferència de graus de presència (selectivitat) esdevinguin equivalents i, per tant, el grau de presència passi a dominar la determinació numèrica de la fidelitat. Properament estudiarem com s'esdevé, a la pràctica, aquest efecte lligat a l'augment d'  $N$ .

## 2.2.3 Perfils de fidelitat en dades reals, calculats amb l'ajuda de bases de dades

### 2.2.3.1 Objectius

En els propers apartats ens proposem: (1) Estudiar la dependència, en casos reals, entre els estadístics de mesura de la fidelitat i l'estructura de les dades; (2) Demostrar experimentalment la major importància de la constància sobre la selectivitat en l'avaluació de la fidelitat a gran escala; (3) Quantificar l'àmbit sintaxonòmic dins del qual un tàxon es pot considerar diagnòstic d'una unitat de vegetació o sintàxon; (4) Proporcionar una estratègia general de detecció de tàxons diagnòstics en bases de dades.

### 2.2.3.2 Metodologia

A partir de dades d'inventaris reals hem generat perfils de fidelitat de tàxons a sintàxons, de manera semblant als perfils "teòrics" de l'apartat anterior. Les unitats de vegetació estudiades han estat els sintàxons de base de *Brometalia erecti* i *Quercetia ilicis*, introduïts al capítol 1.2. Els inventaris emprats com a "grup extern" provenen del Banc de Dades de Biodiversitat de Catalunya (Font 2003) i s'han sotmès a un pretractament automatitzat com el descrit a l'apartat 1.2.3. És important remarcar que els inventaris d'aquest banc de dades provenen d'una mateixa regió. L'establiment de tàxons diagnòstics a aquesta escala té una validesa regional respecte a la tipologia de Whesthoff & van der Maarel (1973: 658). D'altra banda, el Banc de Dades de Biodiversitat de Catalunya inclou més de 18000 inventaris i comprèn tots els tipus de comunitats de fanerògames, cosa que permet estudiar la restricció sintaxonòmica (*sensu* Botta-Dukát & Borhidi 1999) de l'establiment de tàxons diagnòstics.

Els perfils de fidelitat a partir de dades reals han estat generats afegint seqüencialment nous inventaris al grup de dades emprat per calcular la fidelitat. La sintaxonomia dels inventaris del "grup extern" no sempre és coneguda o correcte en una base de dades. Per tant, els perfils han estat realitzats afegint seqüencialment inventaris i no sintàxons. D'altra banda, és necessari un criteri d'ordenació dels inventaris que ens permeti establir la seqüència d'addició de dades. Emulant la pràctica tradicional de seleccionar unitats de vegetació sintaxonòmicament properes (Barkman 1989), hem cregut adequat ordenar els inventaris 'externs' segons una 'mesura de proximitat' al sintàxon d'interès basada en la composició florística dels inventaris. Tenint en compte aquestes consideracions, hem dissenyat un senzill algorisme, descrit al quadre 2.2.3, que permet obtenir perfils de fidelitat a partir de dades reals. La mesura de dissimilaritat escollida per a calcular la distància dels inventaris als sintàxons de base ha estat la distància de Bray-Curtis (1957)<sup>2</sup>. Per a cada sintàxon de base s'ha iniciat el perfil a la distància mínima observada entre els inventaris externs unitat. Pas a pas, s'ha incrementat la distància en 0.05, fins a arribar

---

<sup>2</sup> Vegeu el capítol 3.2 per tal de conèixer com calcular la distància d'un inventari a un grup d'una mètrica qualsevol.

a  $d = 0.85$ . Com a estadístic per a avaluar la fidelitat hem escollit el coeficient  $\Phi$  per la seva independència d' $N$ . No obstant, s'han calculat, *a posteriori*, perfils de l'estadístic  $u_{hyp}$  a partir de la transformació  $u_{hyp} = \Phi \cdot \sqrt{(N-1)}$  per tal de comprovar la significació estadística de  $\Phi$ .

**Quadre 2.2.3:** Procediment per obtenir perfils de fidelitat de tàxons a un sintàxon (o unitat de vegetació).

Suposem que tenim una unitat  $\Omega_A$  de vegetació (sintàxon), plenament caracteritzada. Aquest sintàxon té un grup d'inventaris ( $N_A$ ) que considerarem fixe. Escollides una mesura de distància i un estadístic de mesura de la fidelitat, si volem obtenir un perfil de fidelitat en funció de  $N$  la seqüència de passos a realitzar és la següent:

1. Calculem per a tots els inventaris de la base de dades la distància a la unitat de vegetació  $\Omega_A$ .
2. Ordenem els inventaris per distàncies ascendents.
3. Incloem a un conjunt de dades inicial els inventaris d'  $\Omega_A$  i el primer inventari extern (el més proper a  $\Omega_A$ ).
4. Evaluem la fidelitat per a tots els tàxons d'  $\Omega_A$ .
5. Ens aturem si tots els inventaris externs han estat inclosos o bé si la distància de l'inventari extern inclòs més allunyat supera un determinat llindar. En cas contrari, afegim el següent inventari més proper i tornem a (4).

### 2.2.3.3 Constància *versus* selectivitat en la determinació de la fidelitat

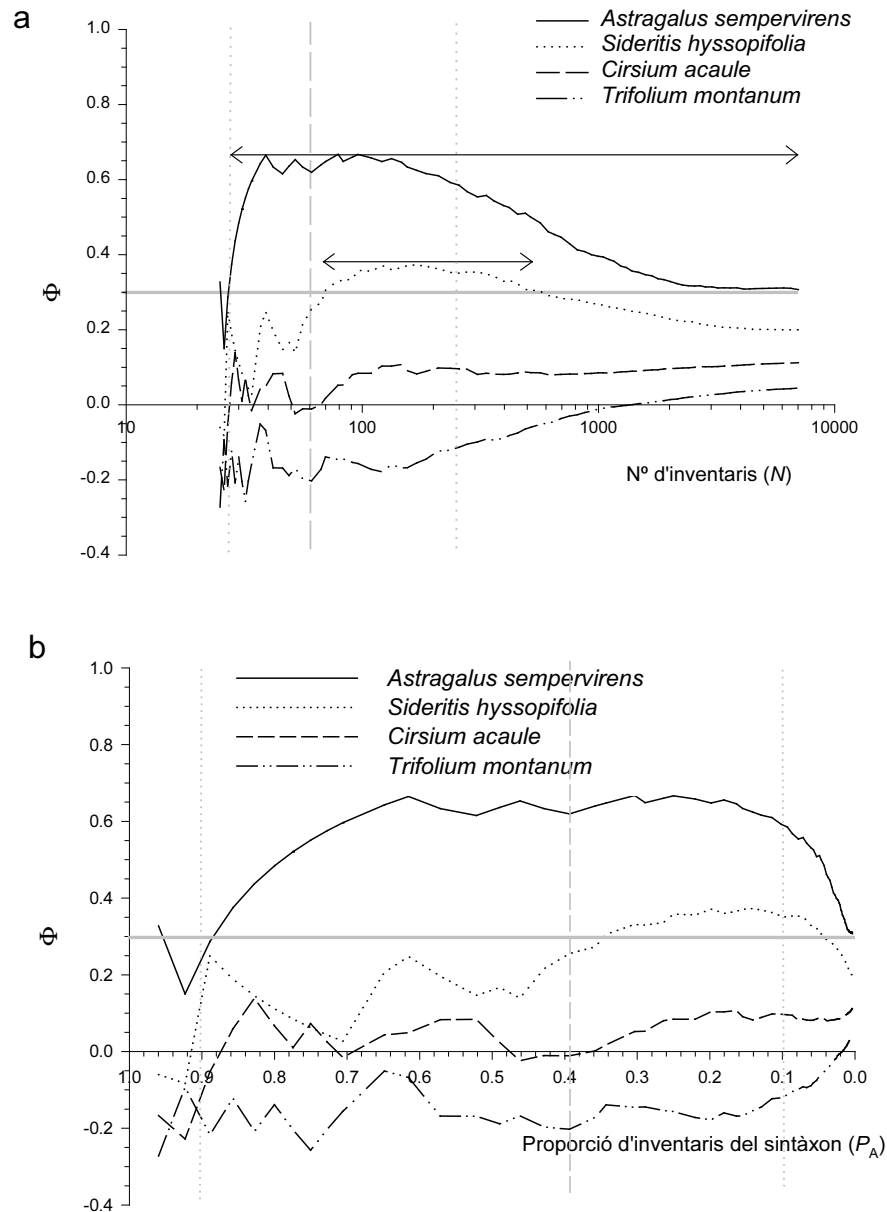
Seguint el protocol esmentat al quadre anterior, hem generat perfils de fidelitat per a tots els tàxons dels sintàxons de base de *Brometalia erecti* i *Quercetea ilicis*. Com a exemple dels diferents patrons de fidelitat que poden presentar els tàxons, hem representat a la figura 2.2.2 els perfils de quatre tàxons de l'associació *Teucrio pyrenaici-Astragaletum catalaunici* (TAS,  $N_A = 24$ ), dels quals: (1) *Astragalus sempervirens* i *Sideritis hyssopifolia* són considerats diagnòstics pels autors de l'associació. (2) *Cirsium acaule* és característic de l'aliança *Mesobromion* i força constant (grau de presència: 58%) a l'associació TAS. (3) *Trifolium montanum* també és un tàxon diagnòstic de *Mesobromion* i presenta un grau de presència del 33% a l'associació.

A la gràfica superior (2.2.2.a), l'eix de les abscisses marca, en escala logarítmica, el nombre d'inventaris,  $N$ . Els perfils comencen a  $N = N_A + 1 = 24 + 1 = 25$  i acaben a  $N = 7000$ , ja que era innecessari continuar els càlculs fins a incloure els 18000 inventaris de la base de dades. La gràfica inferior (2.2.2.b) mostra les mateixes dades però amb l'eix de les abscisses indicant la proporció d'inventaris que pertanyen al sintàxon ( $P_A = N_A/N$ ). Ara el perfils comencen a  $P_A = 24/25$  i acaben amb  $P_A$  proper a 0. Per tant, la interpretació dels eixos de les gràfiques és similar a la que hem fet per a la figura 2.2.1. Les línies puntejades verticals indiquen els límits de l'interval de  $P_A$  (0.1-0.9). És palesa la variació de la fidelitat dels tàxons en augmentar  $N$ . Com en el cas teòric, els tàxons fidels presenten valors més alts per a proporcions del sintàxon mitjanes (figura 2.2.2.b).

A l'esquerra dels perfils, el nombre d'inventaris és massa baix per a que la mesura de fidelitat sigui fiable. Cada addició d'inventaris provoca grans variacions en els valors de  $\Phi$ . És per



aquest motiu que s'ha traçat la línia vertical discontinua corresponent al nivell de significació  $N(\alpha = 0.01, \Phi_t = 0.3) \approx 61$ . Si pretenem emprar el llindar de fidelitat  $\Phi_t = 0.3$ , hem de descartar la regió del perfil corresponent a conjunts de dades on  $N < 61$ . Aquest llindar de fidelitat és semblant al valor de  $\Phi_t = 0.4$  que empraren Pyšek & Šrůtek (1989).



**Figura 2.2.2:** Perfils del coeficient  $\Phi$  per a quatre tàxons de *Teucrio pyrenaici-Astragaletum catalaunici* (TAS). L'eix de les abscisses indica a la gràfica superior (a) el nombre d'inventaris totals en escala logarítmica i a la gràfica inferior (b) la proporció d'inventaris corresponents al sintàxon ( $P_A = N_A/N$ ). La línia horitzontal gris contínua marca el llindar de diagnosi  $\Phi = 0.3$ . La línia vertical discontinua indica  $N > 61$ , mida mostral a partir del que el llindar de diagnosi és significatiu. Les línies verticals en gris puntejat marquen els límits de l'interval  $0.1 < P_A < 0.9$ .

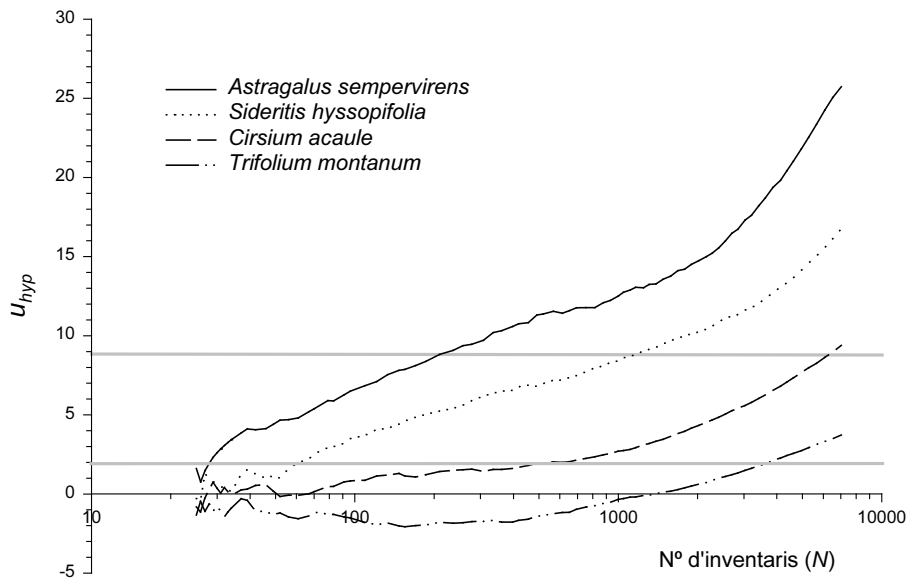
Per contra, a l'extrem dret dels perfils ( $P_A < 0.1$  o  $N > 240$ ) els valors de fidelitat obtinguts pels diferents tàxons s'acosten. A diferència, dels perfils de la figura 2.2.1, en aquest cas la fidelitat, malgrat pugui disminuir amb la disminució de  $P_A$ , no necessàriament s'anul·la els valors de  $\Phi$ . Això es deu a que l'increment d' $N$  comporta en casos reals, una disminució del grau de presència extern,  $(n - n_A)/N$ , degut a l'augment de la diversitat de comunitats incloses.

Si prenem  $\Phi_t = 0.3$  com a llindar per a considerar un tàxon com a diagnòstic (línia gris horitzontal contínua), arribarem a la conclusió que, dels quatre tàxons, tan sols *A. sempervirens* i *S. hyssopifolia* poden ésser considerats diagnòstics. No obstant, *A. sempervirens* manté el seu caràcter de tàxon diagnòstic per un rang de distàncies molt major que *S. hyssopifolia* (vegeu les fletxes horitzontals de la figura 2.2.2.a). Tenint en compte la interpretació de l'eix de les abscisses com a distància florística, l'anterior és equivalent a dir que *A. sempervirens* és un tàxon diferencial de *TAS*, dins del marc d'un sintàxon de rang més gran que *S. hyssopifolia* (vegeu quadre 2.2.1). En altres paraules, el primer tàxon s'acosta més que el segon a la definició tradicional de tàxon fidel o característic. Per tant, la regió del perfil de fidelitat en que un tàxon supera el llindar de fidelitat és una mesura quantitativa del nivell sintàxonomic dins del qual el tàxon és un tàxon diagnòstic vàlid. A l'hora de quantificar aquesta magnitud de manera comparable entre conjunts de dades no és adequat emprar  $N$  o  $P_A$ , per raons òbvies. En canvi, la distància de composició florística corresponent a l'inventari més allunyat inclòs al conjunt de dades sí pot ser una dimensió comparable.

Pel que fa als dos tàxons restants, *C. acaule* i *T. montanum*, és important remarcar l'ascens de  $\Phi$ , malgrat cap dels dos sigui considerat diagnòstic a nivell d'associació. Aquest ascens comença a  $P_A < 0.4$  i s'accentua a  $P_A < 0.1$ . Com que *C. acaule* i *T. montanum* tenen valors de presència relativament alts a *Teucrio-Astragaletum*, en incrementar  $N$  aquesta constància esdevé cada cop més significativa comparada amb el grau de presència dels tàxons progressivament més baix en el marc extern al sintàxon, és a dir,  $(n - n_A)/N$ . Això és el que provoca l'augment de  $\Phi$  en el perfil d'aquests tàxons. Constatem doncs, com la constància dels tàxons fa que augmenti el seu valor de fidelitat en incrementar  $N$  independentment de la seva selectivitat pel sintàxon. L'augment de fidelitat és menys problemàtic a *T. montanum* perquè llur grau de presència a la unitat és inferior. Tanmateix, tot i presentar inicialment una fidelitat negativa, en avaluar la fidelitat a gran escala (és a dir, amb  $P_A < 0.1$ ) hom arribaria a la conclusió que *T. montanum* és un tàxon amb fidelitat positiva per l'associació.

Per a fer palesa visualment la dependència entre  $N$  i els estadístics de significació estadística, a la figura 2.2.3 es mostren els perfils de l'estadístic  $u_{hyp}$  pels mateixos tàxons que a la figura 2.2.2. El llindars marcats en gris corresponen ara a  $u_{hyp} = 1.92$  ( $\alpha < 0.05$ ) i  $u_{hyp} = 9.0$ , el segon proposat com a llindar de diagnosi a Bruelheide (2000). Observem aquí, per una banda, l'òbvia tendència a créixer de l'estadístic  $u_{hyp}$ , a causa de augment de la significació lligat a

l'augment d' $N$ , i de l'altra, com *C. acaule* supera ambdós llindars quan la fidelitat és avaluada a gran escala.

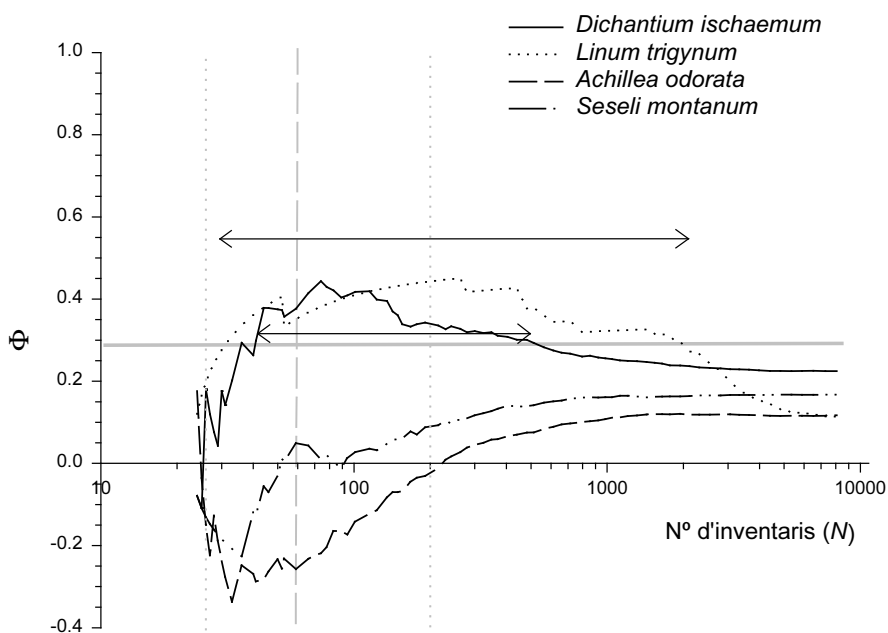


**Figura 2.2.3:** Perfils de l'estadístic  $u_{hyp}$  per a quatre tàxons de l'associació *Teucrio pyrenaici-Astragaletum catalaunici* (TAS). L'eix de les abscisses indica el nombre d'inventaris totals en escala logarítmica. Les horitzontals en gris marquen els llindars  $u_{hyp} = 1.92$  i  $u_{hyp} = 9.0$ .

Si acceptem la hipòtesi del major pes del grau de presència respecte la selectivitat en l'avaluació de la fidelitat en conjunts de dades grans, hauríem d'esperar que aquest fet no només beneficiï als tàxons constants no selectius sinó que, a més, actuï en detriment de tàxons diagnòstics amb graus de presència baixos. Aquests tàxons, efectivament, disminueixen el seu valor de  $\Phi$  per a proporcions  $P_A = N_A/N$  petites. És per aquest motiu que Chytrý *et al.* (2002) proposen rebaixar el llindar de fidelitat de  $\Phi$  quan hom desitja detectar tàxons diagnòstics en conjunts de dades grans. Aquesta estratègia, però, pot portar a considerar com a diagnòstics tàxons que no són selectius en absolut per la unitat de vegetació. En un cas extrem, pot succeir que la fidelitat de tàxons constants però no selectius esdevingui més alta que la fidelitat de tàxons poc presents però selectius. Un exemple clar d'aquest encreuament de perfils de fidelitat el trobem, a la figura 2.2.4, amb tàxons de l'associació *Achilleo-Dichanthietum ischaemi* Vigo 1967 (AD,  $N_A = 23$ ). *Linum trigynum*, tàxon considerat diagnòstic pels autors de l'associació, només és present al 26% dels inventaris d'AD. Com a conseqüència, a la darrera part del seu perfil de fidelitat ateny valors de fidelitat inferiors als de *Seseli montanum* o *Achillea odorata*, tàxons considerats diagnòstics de l'aliança *Xerobromion*. Aquests darrers apareixen en el 90% i 43% dels inventaris assignats a AD, respectivament, i tenen valors de  $\Phi$  inicialment negatius,

degut a que són encara més freqüents en altres associacions properes! És palès, doncs, el perill de confondre tàxons diagnòstics amb tàxons constants quan avaluem numèricament fidelitats a gran escala en una base de dades amb molts inventaris.

Els resultats obtinguts fins ara apunten a que tenim dues regions de  $P_A = N_A/N$  desfavorables: Si incloem massa inventaris ( $P_A < 0.1$ ), el grau de presència predomina sobre la selectivitat com a criteri de determinació numèrica de la fidelitat. Si, per contra, incloem massa pocs inventaris podem arribar a considerar tàxons diagnòstics sense significació estadística o amb un caràcter diagnòstic massa local. Per tant, la regió dels perfils més vàlida per a avaluar la fidelitat es situa aproximadament entre  $0.1 < P_A < P_{Sig} = N_A / N(\alpha, \Phi_t)$ . En les unitats estudiades, aquest interval de  $P_A$  es tradueix als intervals d' $N$  compresos entre  $N = 61$  i  $N = 240$  per a *TAS* i entre  $N = 61$  i  $N = 230$  per a *AD*.



**Figura 2.2.4:** Perfils de fidelitat de quatre tàxons d'*Achilleo-Dichanthietum ischaemi* (*AD*). L'eix de les abscisses indica el nombre d'inventaris totals en escala logarítmica. A les ordenades es mostren els valors de  $\Phi$ . La línia horitzontal gris contínua marca el llindar de diagnosi  $\Phi_t = 0.3$ . La línia vertical discontinua indica la significació  $N(\alpha = 0.01, \Phi_t = 0.3) \approx 61$ . Finalment, els líndars verticals en gris puntejats marquen els límits de l'interval  $0.1 < P_A < 0.9$ .

#### 2.2.3.4 Procediment de detecció de tàxons diagnòstics en bases de dades

Donat el gran potencial d'informació que proporciona l'accés a una base de dades d'inventaris de vegetació, creiem convenient explotar aquest potencial en l'estudi de la fidelitat generant perfils de fidelitat. Per a resumir la informació que s'obté en un perfil, proposem descriure la fidelitat d'un tàxon a un sintàxon mitjançant dues components:

1. El valor de fidelitat del coeficient  $\Phi$  a una proporció d'inventaris,  $P_A = N_A/N$ , preestablerta per conveni. La proporció  $P_A$  ha d'ésser la mateixa per a tots els sintàxons que es vulgui comparar i ha d'estar inclosa l'interval  $0.1 < P_A < P_{Sig} = N_A / N(\alpha, \Phi_t)$ , on el límit superior s'estableix a partir de decidir un llindar diagnòstic de fidelitat  $\Phi_t$ .
2. Per aquells tàxons en que el valor anterior pugui ésser considerat de valor diagnòstic ( $\Phi \geq \Phi_t$ ), és important conèixer el que hem anomenat distància límit de diagnosi: distància florística a la unitat de vegetació a partir de la qual l'addició de nous inventaris provoca que el valor de  $\Phi$  decreixi per sota del llindar de fidelitat  $\Phi_t$ . Aquesta distància quantifica el rang sintaxonòmic dins del qual el tàxon tindria validesa fitosociològica com a tàxon diagnòstic fidel.

A la taula 2.2.3 es mostren, a títol d'exemple, les llistes de tàxons diagnòstics de 8 associacions (incloses *TAS* i *AD*). Hem seleccionat aquells tàxons amb  $\Phi \geq \Phi_t = 0.3$  a una proporció d'inventaris  $P_A = 0.15$ . A la capçalera de cada sintàxon hi apareix el nombre d'inventaris que correspon amb la proporció escollida, que en tots els casos assegura la significació dels valors de fidelitat  $\Phi \geq \Phi_t = 0.3$ . Per a cada tàxon es mostren els valors de  $\Phi$  i  $u_{hyp}$  a  $P_A = 0.15$ , així com la distància límit de diagnosi. L'ordre en els tàxons segueix una distància límit descendent.

Els criteris de selecció que hem proposat aconseguen que tàxons constants però no selectius no apareguin com a tàxons diagnòstics (p.e. *Seseli montanum* a *AD*). D'altra banda, es detecten tàxons diferencials, com per exemple *L. trigynum* per *AD* o els tàxons diferencials de les associacions *Plantigini-Seslerietum*, *Calicotomo-Myrtetum* i *Cytiso-Bupleuretum*, els quals no serien identificats com a diagnòstics si s'utilitzés el total de la base de dades. Per tant, considerem que els criteris escollits permeten estudiar numèricament la fidelitat dels tàxons de manera precisa i força completa.

<b>Teucrio -Astragaletum catalaunici</b> $N = 155, d = 0.575$			
Tàxon	$\Phi_{P=0.15}$	$u_{P=0.15}$	$d_I$
<i>Astragalus sempervirens</i>	0.633	7.86	> 0.850
<i>Dianthus benearenensis</i> *	0.464	5.76	> 0.850
<i>Teucrium pyrenaicum catalaunicum</i> *	0.427	5.29	> 0.850
<i>Festuca bastardii</i> *	0.328	4.07	> 0.850
<i>Sideritis hyssopifolia</i>	0.371	4.60	0.650
<i>Achillea odorata</i>	0.449	5.58	0.630
<i>Teucrium chamaedrys</i>	0.306	3.80	0.600
<b>Achilleo-Dichanthietum ischaemi</b> $N = 155, d = 0.610$			
Tàxon	$\Phi_{P=0.15}$	$u_{P=0.15}$	$d_I$
<i>Linum trigynum</i>	0.434	5.38	0.770
<i>Verbascum chaixii</i>	0.481	5.97	0.765
<i>Thymus serpyllum carniolicus</i> *	0.481	5.97	0.725
<i>Andryala integrifolia</i>	0.387	4.79	0.695
<i>Vincetoxicum hirsutifolium</i> *	0.418	5.19	0.690
<i>Dichanthium ischaemum</i>	0.339	4.21	0.685
<i>Seseli annuum</i>	0.335	4.15	0.655
<i>Spiranthes spiralis</i>	0.335	4.15	0.655
<i>Pteridium aquilinum</i>	0.390	4.84	0.630
<i>Brachypodium phoenicoides</i>	0.404	5.01	0.625
<i>Bupleurum praealtum</i>	0.335	4.15	0.625
<i>Odontides lutea</i>	0.346	4.30	0.625
<i>Rubus ulmifolius</i>	0.337	4.18	0.620
<i>Leontodon taraxacoides</i>	0.313	3.88	0.615
<i>Koeleria splendens</i>	0.337	4.18	0.610
<i>Galium maritimum</i>	0.323	4.01	0.610
<i>Agrimonia eupatoria</i>	0.309	3.83	0.610
<b>Adonido-Brometum erecti</b> $N = 133, d = 0.605$			
Tàxon	$\Phi_{P=0.15}$	$u_{P=0.15}$	$d_I$
<i>Adonis vernalis</i>	0.792	9.10	> 0.850
<i>Campanula persicifolia</i>	0.376	4.32	0.705
<i>Rosa pimpinellifolia</i>	0.351	4.03	0.650
<i>Lavandula angustifolia</i>	0.321	3.69	0.650
<i>Ononis striata</i>	0.358	4.12	0.640
<i>Erysimum grandiflorum</i>	0.319	3.67	0.610
<i>Onobrychis supina</i>	0.304	3.50	0.605
<i>Linum narbonense</i>	0.309	3.55	0.605

<b>Lino viscosi-Brometum erecti</b> $N = 216, d = 0.575$			
Tàxon	$\Phi_{P=0.15}$	$u_{P=0.15}$	$d_I$
<i>Linum viscosum</i>	0.630	9.24	> 0.850
<i>Chamaecytisus supinus</i>	0.392	5.74	0.760
<i>Odontides lanceolata</i>	0.332	4.87	0.720
<i>Cephalaria leucantha</i>	0.338	4.96	0.655
<i>Stachys heraclea</i>	0.333	4.87	0.600
<i>Origanum vulgare</i>	0.322	4.72	0.585
<b>Gentiano-Potentilletum</b> $N = 86, d = 0.610$			
Tàxon	$\Phi_{P=0.15}$	$u_{P=0.15}$	$d_I$
<i>Potentilla montana</i>	0.957	8.82	> 0.850
<i>Arenaria tetraqueta</i>	0.908	8.37	> 0.850
<i>Cerastium holosteam</i>	0.649	5.98	> 0.850
<i>Serratula nudicaulis</i>	0.366	3.37	0.705
<i>Sedum amplexicaule</i>	0.451	4.15	0.680
<i>Gentiana acaulis</i>	0.414	3.82	0.660
<i>Rhinanthus mediterraneus</i>	0.367	3.38	0.645
<i>Danthonia decumbens</i>	0.344	3.17	0.630
<i>Dianthus deltooides</i>	0.451	4.15	0.630
<i>Carlina vulgaris</i>	0.349	3.22	0.615
<b>Plantagini-Seslerietum</b> $N = 81, d = 0.575$			
Tàxon	$\Phi_{P=0.15}$	$u_{P=0.15}$	$d_I$
<i>Plantago maritima serpentina</i>	0.315	2.82	0.625
<i>Sesleria coerulea</i>	0.328	2.94	0.605
<i>Thesium alpinum</i>	0.366	3.28	0.580
<i>Juniperus nana</i>	0.326	2.92	0.580
<i>Carduncellus monspeliensis</i>	0.382	3.41	0.575
<i>Euphorbia dulcis angulata</i>	0.382	3.41	0.575
<i>Oxytropis campestris</i>	0.326	2.92	0.575
<b>Calicotomo-Myrtetum</b> $N = 70, d = 0.630$			
Tàxon	$\Phi_{P=0.15}$	$u_{P=0.15}$	$d_I$
<i>Lavatera olbia</i>	0.397	3.30	0.680
<i>Asplenium adiantum-nigrum</i>	0.461	3.74	0.645
<b>Cytiso-Bupleuretum</b> $N = 72, d = 0.685$			
Tàxon	$\Phi_{P=0.15}$	$u_{P=0.15}$	$d_I$
<i>Bupleurum fruticosum</i>	0.330	2.78	0.760
<i>Cytisophyllum sessilifolium</i>	0.391	3.29	0.745
<i>Rosmarinus officinalis</i>	0.440	3.37	0.715
<i>Avenula pratensis</i>	0.403	3.39	0.705

**Taula 2.2.3:** Valors de descripció de la fidelitat per a tàxons diagnòstics de sis sintàxons de *Brometalia erecti* i dos de *Quercetea ilicis*. S'han seleccionat aquells tàxons amb  $\Phi_{P=0.15} \geq 0.3$ . Es mostra també per a cada tàxon el valor d'  $u_{P=0.15}$  i la distància límit de diagnosi,  $d_I$ . [\*] indica diagnòstics dubtosos per errors de pretractament].

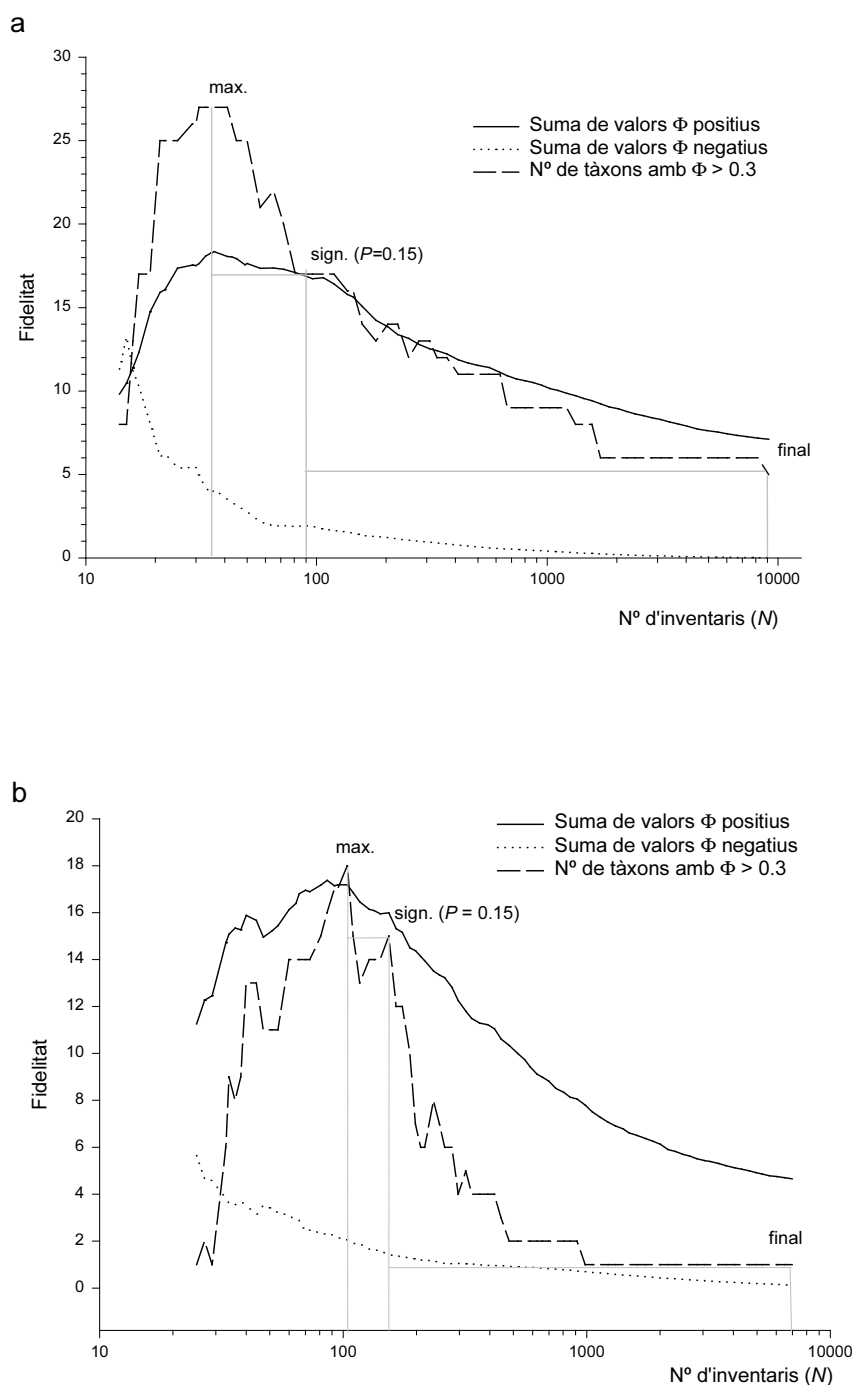
És important remarcar que en el nostre estudi hem proporcionat una estratègia de detecció de tàxons diagnòstics que intentava reproduir estadísticament la noció de fidelitat tradicional. Tanmateix, els tàxons diagnòstics detectats estadísticament és gairebé impossible que coincideixin del tot amb tàxons descrits com a diagnòstics pels fitocenòlegs autors dels sintàxons. En la descripció de nous sintàxons, a més d'incorporar les nocions de fidelitat i de tàxons diagnòstics, els fitocenòlegs utilitzen altres fonts de coneixement botànic, com ara la distribució, l'estructura, l'aspecte, etc.

### 2.2.3.5 Perfils de fidelitat per a unitats de vegetació

Una manera en que els fitosociòlegs acostumen a valorar el nivell de caracterització d'una unitat de vegetació és en funció del nombre de tàxons diagnòstics que presenta. Aquest valor depèn, entre d'altres factors, del nombre d'inventaris emprats en el càlcul de la fidelitat. Per tant, és interessant veure, per a cada unitat de vegetació, a quin nivell d'inclusió d'inventaris "externs" es detecten més tàxons diagnòstics. Per a respondre aquesta pregunta cal comptar amb un perfil de fidelitat del sintàxon, que integri la informació de tots els tàxons que hi apareixen. Concretament, hem generat tres perfils per a cada sintàxon de base:

- a) El nombre de tàxons amb un valor del coeficient  $\Phi \geq \Phi_t = 0.3$ .
- b) La suma dels valors positius del coeficient  $\Phi$ .
- c) La suma dels valors negatius del coeficient  $\Phi$ .

Com a exemple dels resultats obtinguts, a la figura 2.2.6 es mostren els perfils de fidelitat de *Teucrio-Avenuletum* (TAV, 2.2.6.a) i *Quercetum rotundifoliae* subass. *ulicetosum* (QRU, 2.2.6.b), sintàxons membres de *Brometalia erecti* i *Quercetea ilicis*, respectivament. De manera similar al que succeïa per a tàxons individuals, tant la suma de valors positius com el nombre de tàxons amb  $\Phi \geq \Phi_t = 0.3$  presenten uns perfils amb una creixuda inicial, un màxim i un posterior descens. Els màxims es situen a  $N = 36$  ( $P_A \approx 0.35$ ) per TAV i a  $N = 95$  ( $P_A \approx 0.22$ ) per QRU. Donat que hem establert  $N(\alpha = 0.01, \Phi_t = 0.3) \approx 61$ , el màxim de fidelitat de TAV pot ésser resultat de considerar com a fidels tàxons on llur fidelitat no sigui prou fiable. És per aquest motiu que hem marcat a les gràfiques de la figura 2.2.6 el nivell de  $P_A = 0.15$ . Aquesta proporció ens assegura la significació estadística de tots els tàxons diagnòstics. La diferència de fidelitat positiva entre el màxim i el valor a  $P_A = 0.15$  l'hem atribuïda a tàxons no significativament diagnòstics. D'altra banda, la diferència entre el valor de fidelitat positiva a  $P_A = 0.15$  i el valor final, considerablement inferior, es deu a tàxons diagnòstics diferencials. El valor de fidelitat final indica la presència de tàxons característics barrejats amb tàxons constants que han augmentat el seu valor de fidelitat en augmentar  $N$ . Com a diferència entre els dos sintàxons cal remarcar que, malgrat que tant el perfil suma de fidelitats positives com el nombre de tàxons totals són semblants, el màxim en el nombre de tàxons fidels és força més alt al *Teucrio-Avenuletum* que al *Quercetum rotundifoliae* subass. *ulicetosum*. En altres paraules, el primer sintàxon estaria suportat per un nombre més gran de tàxons característics. Si ens fixem en el perfils de fidelitat negativa, veurem que decreixen en ambdós sintàxons ja des de l'inici, tendint a 0. Aquest resultat es deu a que no existeixen tàxons presents a tots els inventaris de la base de dades. És, evidentment, virtualment impossible detectar tàxons amb fidelitat negativa en conjunts de dades molt grans.



**Figura 2.2.6:** Perfil de fidelitat dels sintàxons: (a) *Teucro-Avenuletum* ( $N_A = 13$ ,  $S_A = 93$ ) i (b) *Quercetum rotundifoliae* subass. *ulicetosum* ( $N_A = 22$ ,  $S_A = 116$ ). L'eix de les ordenades indica el nombre de tàxons amb  $\Phi \geq 0.3$  o bé la suma de valors positius o negatius de l'estadístic  $\Phi$ . L'eix de les abscisses indica el nombre d'inventaris totals en escala logarítmica.

El patró de perfils de fidelitat positiva amb un màxim intermedi es repeteix, amb variacions, per a tots els sintàxons de base de *Brometalia erecti* i *Quercetea ilicis*. La posició d'aquest màxim té relació està relacionada amb la distància límit de diagnosi dels tàxons fidels. La figura 2.2.7 mostra els perfils de fidelitat de les vuit associacions esmentades a l'anterior apartat.



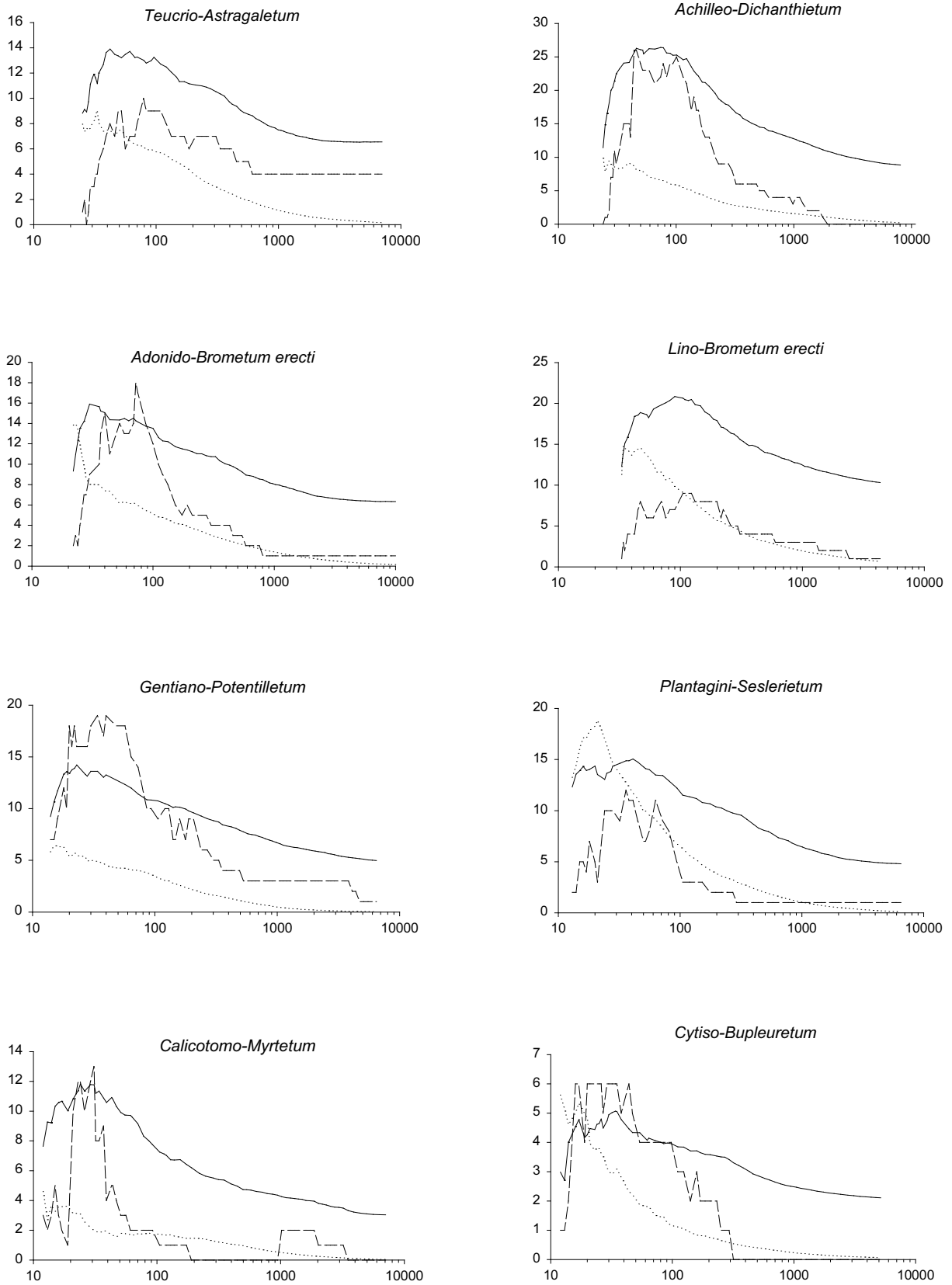
D'altra banda, les taules 2.2.4.A i 2.2.4.B resumeixen els perfils de fidelitat positiva corresponents al nombre de tàxons amb  $\Phi \geq 0.3$  de tots els sintàxons de base estudiats. Hem escollit aquest estadístic i no la suma de valors positius de  $\Phi$  perquè l'augment de la fidelitat dels tàxons constants afectava en major intensitat el darrer. A les taules apareix, per a cada sintàxon de base, la posició i el valor a les tres posicions dels perfils: el màxim, el valor a  $P_A = 0.15$ , i el valor final. També es mostren els percentatges dels tàxons trobats al màxim que corresponen a tàxons no significatius (n.s.).

**Taula 2.2.4.A:** Nombre de tàxons diagnòstics (*ND*) en diferents punts dels perfils dels sintàxons de base de *Brometalia erecti*. *ND<sub>max</sub>*: Màxim nombre de tàxons amb  $\Phi \geq 0.3$  del perfil del sintàxon. *d<sub>max</sub>*: Distància límit al centroide del sintàxon en que el nombre de tàxons fidels és màxim. *P<sub>max</sub>*: Proporció d'inventaris del sintàxon en que el nombre de tàxons fidels és màxim. **p-value** *N<sub>max</sub>*: p-valor corresponent al valor d' $u_{hyp}$  que s'obté de multiplicar  $\Phi_t = 0.3$  per  $\sqrt{(N_{max} - 1)}$  (<sup>NS</sup> p-valor > 0.05, '\*' p-valor < 0.05, '\*\*' p-valor < 0.01). *ND<sub>P=0.15</sub>*: Nombre de tàxons amb  $\Phi \geq 0.3$  quan  $P = 0.15$ . *d<sub>P=0.15</sub>*: Distància límit al centroide del sintàxon quan  $P = 0.15$ . *ND<sub>d=0.85</sub>*: Nombre de tàxons amb  $\Phi \geq 0.3$  al final del perfil ( $d = 0.85$ ). %**N.s.**: Percentatge de tàxons trobats al màxim que no són significatius, per no ésser diagnòstics a  $P = 0.15$ .

<i>Brometalia erecti</i>	<i>ND<sub>max</sub></i>	<i>d<sub>max</sub></i>	<i>P<sub>max</sub></i>	<b>p-value</b> <i>N<sub>max</sub></i>	%n.s.	<i>ND<sub>P=0.15</sub></i>	<i>d<sub>P=0.15</sub></i>	<i>ND<sub>d=0.85</sub></i>
<i>Koelerio-Trifolietum (KT)</i>	43	0.66	0.50	0.095 <sup>NS</sup>	35%	28	0.69	3
<i>Gentiano-Trifolietum (GT)</i>	27	0.52	0.48	0.071 <sup>NS</sup>	30%	19	0.58	4
<i>Achilleo-Dichanthietum (AD)</i>	26	0.53	0.50	0.022*	35%	17	0.61	0
<i>Teucrio-Avenuletum (TAV)</i>	27	0.61	0.32	0.029*	37%	17	0.66	8
<i>Carlino-Brachypodietum (CB)</i>	19	0.51	0.46	0.029*	11%	17	0.56	5
<i>Phyteumo-Festucetum (PF)</i>	21	0.53	0.24	0.001*	19%	17	0.55	2
<i>Centaureo-Genistetum (CG)</i>	19	0.50	0.52	0.090 <sup>NS</sup>	26%	14	0.56	3
<i>Koelerio-Globularietum (KG)</i>	13	0.60	0.34	0.013*	8%	12	0.63	1
<i>Gentiano-Potentilletum (GP)</i>	19	0.59	0.33	0.030*	47%	10	0.61	3
<i>Adonido-Brometum (AB)</i>	18	0.58	0.29	0.006**	56%	8	0.61	1
<i>Plantagini-Seslerietum (PS)</i>	12	0.53	0.33	0.038*	33%	8	0.58	1
<i>Teucrio-Astragaletum (TAS)</i>	10	0.54	0.30	0.004**	30%	7	0.58	4
<i>Lino-Brometum (LB)</i>	9	0.54	0.26	0.000**	33%	6	0.58	1
<i>Teucrio-Festucetum (TF)</i>	6	0.63	0.15	0.000**	0%	6	0.63	1
<i>Astragalo-Poetum (AP)</i>	5	0.54	0.19	0.001**	40%	3	0.55	2
<i>Alchemillo-Festucetum (AF)</i>	2	0.43	0.50	0.006**	100%	0	0.50	0
<b>Mitjana d'associacions</b>	<b>17.25</b>	<b>0.55</b>	<b>0.36</b>	<b>0.027*</b>	<b>34%</b>	<b>11.8</b>	<b>0.59</b>	<b>2.4</b>
<i>Irido-Brometum typicum (IBT)</i>	27	0.63	0.11	0.002**	0%	27	0.61	4
<i>Teucrio-Brometum festucetosum fallacis (TBF)</i>	32	0.69	0.28	0.022*	25%	24	0.72	11
<i>Eup.-Plant. brachypodietosum rupestris (EPB)</i>	45	0.49	0.56	0.198 <sup>NS</sup>	49%	23	0.56	2
<i>Irido-Brom. linetosum salsolidis (IBL)</i>	46	0.49	0.5	0.160 <sup>NS</sup>	67%	15	0.55	1
<i>Teucr.-Brom. helianthemetosum pyrenaici (TBH)</i>	19	0.47	0.64	0.140 <sup>NS</sup>	26%	14	0.54	2
<i>Eup.-Plant. gentianelletosum campestris (EPG)</i>	14	0.48	0.11	0.002**	0%	14	0.46	1
<i>Koelerio-Aven. artemisietosum albae (KAA)</i>	23	0.51	0.34	0.025*	57%	10	0.58	3
<i>Euphrasio-Plantaginetum typicum (EPT)</i>	9	0.51	0.19	0.002**	33%	6	0.52	0
<i>Chamaespartio-Agrostidetum typicum (CAT)</i>	7	0.48	0.35	0.004**	29%	5	0.53	0
<i>Cham.-Agrost. gentianetosum acaulis (CAG)</i>	14	0.47	0.27	0.029*	64%	5	0.50	1
<i>Cham.-Agrost. festucetosum ovinae (CAF)</i>	14	0.49	0.43	0.025*	71%	4	0.55	0
<i>Koelerio-Avenuletum typicum (KAT)</i>	4	0.47	0.46	0.007**	N/A	3	0.62	4
<i>Eup.-Plant. centauretosum scabiosae (EPC)</i>	12	0.45	0.59	0.115 <sup>NS</sup>	N/A	2	0.52	3
<i>Teucrio-Brometum typicum (TBT)</i>	10	0.5	0.39	0.005**	90%	1	0.56	1
<b>Mitjana de subassociacions</b>	<b>19.7</b>	<b>0.51</b>	<b>0.37</b>	<b>0.052<sup>NS</sup></b>	<b>43%</b>	<b>10.93</b>	<b>0.56</b>	<b>2.4</b>
<b>Mitjana de sintàxons de base</b>	<b>18.4</b>	<b>0.53</b>	<b>0.36</b>	<b>0.039*</b>	<b>37%</b>	<b>11.4</b>	<b>0.57</b>	<b>2.4</b>

**Taula 2.2.4.B:** Nombre de tàxons diagnòstics (*ND*) en diferents punts dels perfils dels sintàxons de base de *Quercetea ilicis*. *ND<sub>max</sub>*: Màxim nombre de tàxons amb  $\Phi \geq 0.3$  del perfil del sintàxon. *d<sub>max</sub>*: Distància límit al centroid del sintàxon en que el nombre de tàxons fidels és màxim. *P<sub>max</sub>*: Proporció d'inventaris del sintàxon en que el nombre de tàxons fidels és màxim. **p-value** *N<sub>max</sub>*: p-valor corresponent al valor d'*u<sub>hyp</sub>* que s'obté de multiplicar  $\Phi_i = 0.3$  per  $\sqrt{(N_{max} - 1)}$  (<sup>NS</sup> p-valor > 0.05, '\*' p-valor < 0.05, '\*\*' p-valor < 0.01). *ND<sub>P=0.15</sub>*: Nombre de tàxons amb  $\Phi \geq 0.3$  quan *P* = 0.15. *d<sub>P=0.15</sub>*: Distància límit al centroid del sintàxon quan *P* = 0.15. *ND<sub>d=0.85</sub>*: Nombre de tàxons amb  $\Phi \geq 0.3$  al final del perfil (*d* = 0.85). %N.s.: Percentatge de tàxons trobats al màxim que no són significatius, per no ésser diagnòstics a *P* = 0.15.

<i>Quercetea ilicis</i> .	<i>ND<sub>max</sub></i>	<i>d<sub>max</sub></i>	<i>P<sub>max</sub></i>	p-value <i>N<sub>max</sub></i>	%N.s.	<i>ND<sub>P=0.15</sub></i>	<i>d<sub>P=0.15</sub></i>	<i>ND<sub>d=0.85</sub></i>
	<i>Rhamno-Juniperetum</i> (RJ)	17	0.49	0.60	0.095 <sup>NS</sup>	35%	11	0.58
<i>Oleo-Lentiscetum</i> (OL)	14	0.53	0.55	0.056 <sup>NS</sup>	50%	7	0.60	2
<i>Myrto-Juniperetum</i> (MJ)	6	0.55	0.80	0.053 <sup>NS</sup>	17%	5	0.67	2
<i>Rhamno-Quercetum</i> (RQ)	8	0.41	0.29	0.029*	38%	5	0.44	1
<i>Buxo-Juniperetum</i> (BJ)	6	0.57	0.58	0.006**	17%	5	0.67	0
<i>Cytiso-Bupleuretum</i> (CYB)	6	0.66	0.25	0.025*	33%	4	0.69	0
<i>Querco-Lentiscetum</i> (QL)	4	0.55	0.22	0.000**	25%	3	0.59	2
<i>Clematido-Osyrietum</i> (CO)	4	0.67	0.33	0.001**	25%	3	0.71	2
<i>Calicotomo-Myrtetum</i> (CM)	13	0.57	0.35	0.050*	85%	2	0.63	2
<b>Mitjana d'associacions</b>	<b>8.9</b>	<b>0.55</b>	<b>0.44</b>	<b>0.035*</b>	<b>35%</b>	<b>5.22</b>	<b>0.62</b>	<b>1.4</b>
<i>Viburno-Querc. aceretosum</i> (VQAC)	40	0.56	0.26	0.063 <sup>NS</sup>	0%	40	0.56	1
<i>Viburno-Querc. asplenetosum</i> (VQAS)	28	0.51	0.30	0.022*	25%	21	0.54	2
<i>Quercetum cocc. thalictretosum</i> (QCT)	34	0.46	0.29	0.060 <sup>NS</sup>	41%	20	0.51	1
<i>Quercetum rotundifoliae rhamnetosum</i> (QRR)	21	0.47	0.18	0.019*	19%	17	0.49	1
<i>Asplenio-Querc. typica</i> (AQT)	15	0.60	0.14	0.000**	0%	15	0.59	2
<i>Asplenio-Querc. buxetosum</i> (AQB)	16	0.61	0.18	0.000**	6%	15	0.62	2
<i>Asplenio-Querc. sarothamnetosum</i> (AQS)	37	0.49	0.56	0.108 <sup>NS</sup>	59%	15	0.58	2
<i>Quercetum rotundifoliae ulicetosum</i> (QRU)	18	0.55	0.21	0.001**	22%	14	0.58	1
<i>Quercetum cocc. callunetosum</i> (QCC)	28	0.45	0.40	0.131 <sup>NS</sup>	54%	13	0.51	0
<i>Viburno-Querc. cerroidetosum</i> (VQC)	20	0.56	0.30	0.000**	50%	10	0.61	3
<i>Asplenio-Quercetum torminalo-ligustr.</i> (AQTL)	14	0.52	0.46	0.029*	29%	10	0.58	1
<i>Viburno-Querc. viburnetosum</i> (VQV)	13	0.55	0.20	0.000**	31%	9	0.57	1
<i>Viburno-Querc. arbutetosum</i> (VQAR)	8	0.49	0.39	0.017*	0%	8	0.55	1
<i>Viburno-Querc. suberetosum</i> (VQS)	7	0.67	0.13	0.000**	0%	7	0.66	6
<i>Viburno-Querc. ericetosum</i> (VQE)	15	0.53	0.33	0.002**	60%	6	0.60	2
<i>Viburno-Quercetum pistacietosum</i> (VQP)	10	0.54	0.23	0.000**	60%	4	0.59	1
<i>Viburno-Querc. quercetosum pubesc.</i> (VQQP)	5	0.54	0.30	0.014*	20%	4	0.61	2
<i>Asplenio-Querc. hylacomio-buxetosum</i> (AQHB)	16	0.46	0.56	0.198 <sup>NS</sup>	75%	4	0.54	0
<i>Quercetum cocciferae rosmarinetosum</i> (QCR)	5	0.45	0.25	0.002**	40%	3	0.48	1
<i>Quercetum cocc. brachypodietosum</i> (QCBR)	3	0.50	0.06	0.004**	0%	3	0.43	0
<i>Quercetum cocc. buxo-terebinthetosum</i> (QCBT)	6	0.46	0.52	0.018*	50%	3	0.56	0
<i>Quercetum rotundifoliae buxetosum</i> (QRB)	11	0.57	0.40	0.000**	73%	3	0.67	0
<b>Mitjana de subassociacions</b>	<b>16.8</b>	<b>0.52</b>	<b>0.30</b>	<b>0.031*</b>	<b>32%</b>	<b>11.1</b>	<b>0.56</b>	<b>1.4</b>
<b>Mitjana de sintàxons de base</b>	<b>14.5</b>	<b>0.53</b>	<b>0.34</b>	<b>0.032*</b>	<b>33%</b>	<b>9.39</b>	<b>0.58</b>	<b>1.4</b>



**Figura 2.2.7:** Perfils de fidelitat de vuit sintàxons de base. L'eix de les ordenades indica el nombre de tàxons amb  $\Phi \geq 0.3$  (línia discontinua) o bé la suma de valors positius (línia contínua) o negatius (línia de punts) de l'estadístic  $\Phi$ . L'eix de les abscisses indica el nombre d'inventaris totals en escala logarítmica.

Generalment, els màxims de fidelitat positiva corresponen a proporcions d'inventaris ( $P_{max}$ ) del sintàxon compreses entre  $P=0.11$  i  $P=0.65$ . Per a màxims en punts del perfil corresponents a proporcions elevades d'inventaris del sintàxon, el nombre de inventaris inclosos no assegura la significació dels sintàxons diagnòstics. D'altra banda, pels sintàxons on  $P_{max} < 0.15$  hem guardat el valor del màxim com a significatiu, equiparant  $ND_{P=0.15} = ND_{max}$ . Els resultats fan palès el fet que en força casos, els sintàxons definits per l'escola tradicional estan mancats d'espècies diagnòstiques vàlides estadísticament. Aquesta manca de tàxons diagnòstics hauria estat encara més notòria si haguéssim emprat un llindar de fidelitat més restrictiu (p.e.  $\Phi_t = 0.4$  o  $\Phi_t = 0.5$ ).

Chytrý *et al.* (2002) proposen emprar la mitjana de valors positius del coeficient  $\Phi$  de tots els tàxons que apareixen a la unitat de vegetació com a mesura de 'bondat' de la mateixa. Aquest estadístic presenta l'inconvenient de dependre excessivament del nombre d'inventaris de la unitat. És conegut que generalment les unitats de vegetació amb més inventaris tenen un nombre de tàxons superior (vegeu capítol 2.1). Aquests tàxons, són sobretot rars, i per tant presenten valors de  $\Phi$  gairebé nuls. En conseqüència, com més inventaris hi ha en una sintàxon menor és la mitjana de valors de  $\Phi$ . Efectivament, la correlació de Spearman entre les mitjanes de valors positius del coeficient  $\Phi$  i el nombre d'inventaris de cada unitat, d'entre les estudiades per Chytrý *et al.* (2002: taula 7) és  $-0.93$  per al conjunt de dades petit  $N = 502$  i  $-0.31$  per al conjunt de dades gran  $N = 15487$ . Per als sintàxons de base de les nostres dades, la taula següent mostra la correlació per rangs de Spearman per a la mitjana de valors positius i el nombre de tàxons amb  $\Phi \geq \Phi_t = 0.3$  quan són comparats amb el nombre de tàxons del sintàxon.

	Mitjana de valors positius	Nº de tàxons amb $\Phi \geq 0.3$
al màxim	-0.727	-0.237
a $P = 0.15$	-0.694	-0.161
a $d = 0.85$	-0.287	-0.058

Si ens fixem en la primera fila de la taula anterior, constatarem la correlació considerablement negativa entre el nombre de tàxons i la mitjana de valors positius de  $\Phi$ . En canvi, la correlació del nombre de tàxons amb el nombre de tàxons diagnòstics és molt inferior. D'altra banda, els valors de correlació són menys extrems quan avaluem la fidelitat en punts més distants del perfil. Per tant, creiem que una mesura adequada d'avaluar la 'bondat' dels sintàxons de base seria, tornant a l'ús tradicional, comptar el nombre de tàxons amb valor  $\Phi$  superior a un determinat llindar (aquí  $\Phi_t = 0.3$ ). Els sintàxons poden presentar un nombre de tàxons totals molt variable però des del punt de vista fitosociològic aquest fet no hauria de tenir cap relació amb el nombre de tàxons diagnòstics del sintàxon.

### 2.2.3.6 Conclusions

En els següents punts resumim els resultats d'aquesta capítol, dedicat a la fidelitat:

1. La majoria de mesures de fidelitat estudiades augmenten la seva significació estadística en augmentar el nombre d'inventaris total ( $N$ ). Això fa que el seu valor no sigui comparable entre conjunts de dades de mida diferent. Per a comparar la fidelitat dels tàxons calculada en diferents unitats de vegetació, cal seguir, doncs, les següents regles: Si hom utilitza un estadístic amb significació estadística (p.e.  $u_{hyp}$  o  $\chi^2$ ), o el test exacte de Fisher, cal que  $N$  i el nombre d'inventaris de la unitat de vegetació ( $N_A$ ) siguin constants per a totes les unitats. Si hom utilitza  $\Phi$ , només cal que la proporció  $P_A = N_A/N$  sigui la mateixa per a totes les unitats de vegetació.
2. La detecció de tàxons diagnòstics depèn, en gran mesura, de la raó entre la mida de la unitat d'interès ( $N_A$ ) i la mida del conjunt total de les dades ( $N$ ):  $P_A = N_A/N$ . Si aquesta proporció és molt gran, és difícil que la fidelitat obtinguda sigui significativa. Per contra, en una base de dades gran la constància preval sobre la selectivitat com a factor determinant a l'hora de quantificar la fidelitat dels tàxons. En conseqüència, donat un llindar  $\Phi_t$  a partir del qual hom considera els tàxons com a diagnòstics, la proporció d'inventaris de la unitat hauria d'estar compresa en l'interval  $0.1 < P_A < P_{Sig} = N_A / N(\alpha, \Phi_t)$ .
3. Per tal de poder detectar tàxons diagnòstics en bases de dades, i a la vegada conèixer-ne la seva validesa, proposem:
  - a. Realitzar un perfil del coeficient  $\Phi$  en funció d'una distància a la unitat de vegetació d'interès que és emprada com a límit d'inclusió d'inventaris "externs".
  - b. Determinar com a diagnòstics aquells tàxons en que llur valor de  $\Phi$  a una proporció  $P_A$  determinada supera un llindar de  $\Phi_t$  també preestablert. Tal i com hem esmentat, la proporció  $P_A$  ha de complir  $0.1 < P_A < P_{Sig} = N_A / N(\alpha, \Phi_t)$ .
  - c. Utilitzar el valor màxim de la distància a la unitat de vegetació en que es detecta el tàxon com a diagnòstic, segons el llindar de fidelitat  $\Phi_t$ , com a estima del rang sintaxonòmic dins del qual la fidelitat del tàxon és vàlida.
4. Per a avaluar les unitats de vegetació en termes de tàxons diagnòstics, proposem comptar el nombre de tàxons que, a una distància determinada o a una proporció  $P_A$  determinada, superen el llindar de fidelitat preestablert.
5. En els conjunts de dades i sintàxons estudiats, hem emprat amb resultats satisfactoris els valors  $\Phi_t = 0.3$  i  $P_A = 0.15$  (Pyšek & Šrůtek (1989) empraren com a llindar  $\Phi_t = 0.4$ ).
6. La metodologia referent a la generació de perfils de fidelitat de sintàxons es troba disponible al programa d'anàlisi multivariant *Ginkgo* (secció 4.2.2).



## Capítol 2.3: Les comunitats de vegetals en espais multivariants

### 2.3.1 Introducció

En aquest capítol i els del proper bloc centrem l'anàlisi de les relacions entre comunitats de vegetals en el vessant de l'estadística multivariant. Considerem aquí els inventaris com a objectes que poden ésser representats com a punts en un espai de moltes dimensions determinat directament o indirecta per la seva composició específica. A la vegada, un sintàxon de base o unitat de vegetació equival a relacionar un grup de punts, que anomenem aquí amb la paraula d'origen anglosaxó clúster (*cluster*). Les relacions de distància o proximitat entre inventaris (punts) i entre sintàxons (grups o clústers), i les propietats dels darrers en aquest espai, determinen la facilitat amb que hom pot reconèixer els grups mitjançant mètodes numèrics de classificació.

En el camp de la classificació, es consideren clústers o grups 'naturals' aquells que les dades mostren "per sí soles". Els criteris de "naturalitat" dels clústers són diferents segons els autors (Gordon 1999). Jain & Dubes (1988) estableixen la naturalitat dels clústers a través de l'aïllament (*isolation*) i la cohesió (*compactness*) dels mateixos. Un grup "natural" és aquell que presenta un aïllament relativament alt i una cohesió també alta. Addicionalment, hom pot considerar també la forma dels clústers en l'espai multivariant. Molts algorismes de classificació tendeixen a cercar certs patrons o formes específiques. Dels criteris de "naturalitat" esmentats, és important destacar-ne l'aïllament, ja que n'és el factor més important. Malauradament, però, no existeix una mesura d'aïllament de clústers universalment acceptada car això implicaria un coneixement de la distribució estadística de les dades. Per aquest motiu, la majoria d'aproximacions a la classificació de la vegetació, com en molts altres camps d'aplicació de mètodes de classificació, contenen un element heurístic important.

L'objectiu d'aquest capítol és determinar, des de diferents aproximacions, fins a quin punt els inventaris disponibles expressen "naturalment" la classificació sintaxonòmica de partida. De les propietats que conformen la "naturalitat", la cohesió té una clara relació amb la variabilitat de les dades, que ja vam tractar al capítol 2.1. Ens centrarem aquí principalment en l'aïllament. Hem inclòs aquest capítol al final d'aquest bloc i no en el proper per dues raons. En primer lloc, perquè està dedicat a l'estudi de les propietats dels sintàxons, encara sigui que des d'una òptica nova. En segon lloc, perquè no s'hi qüestiona la classificació sintaxonòmica dels inventaris, sinó que s'accepta com un coneixement *a priori* de les comunitats.

### 2.3.2 L'espai de dades multivariant

Formalment parlant, ens proposem estudiar l'estructura que ens proporciona una col·lecció d'  $N$  objectes (inventaris):  $\Omega = \{\omega_1, \dots, \omega_N\}$ . Per a cada objecte, disposem d'una informació multivariant en  $P$  dimensions. És convenient, doncs, representar aquesta informació en una matriu  $\mathbf{X}_{N \times P} = \{x_{ij}\}$ , on el subíndex  $i$  denota l'objecte  $\omega_i$ , ( $i=1 \dots N$ ),  $j$  denota la variable mesurada i  $P$  és el nombre total de variables ( $j=1 \dots P$ ). Per tant, cada element  $x_{ij}$  de la matriu es correspon a l'abundància del tàxon  $j$  mesurada a l'inventari  $\omega_i$ . El vector  $\mathbf{x}_i$  fa referència al vector  $P$ -dimensional de valors (en principi abundàncies de tàxons) observats en l'objecte  $\omega_i$ . El vector  $\mathbf{x}_i$ , com és freqüent en aquest tipus de dades, conté normalment una gran quantitat de zeros. Aquests zeros són les espècies inexistents a la localitat inventariada però presents a la taula d'inventaris i a la matriu per haver aparegut en altres localitats.

La representació i anàlisi dels inventaris de vegetació en un espai de dades multivariant implica escollir, entre d'altres aspectes, una transformació de l'escala de cobertura-abundància de Braun-Blanquet i una mètrica adequades per a representar les relacions de proximitat entre comunitats de vegetals. Emprarem aquí la transformació de van der Maarel (1979), tenint en compte la semblança d'aquesta transformació amb l'arrel quadrada dels percentatges de cobertura (veure capítol 2.1). En segon lloc, hem escollit aquí representar les relacions de proximitat entre els inventaris mitjançant la distància de la corda (Orlóci 1967) perquè és una de les distàncies més utilitzades actualment en classificació de la vegetació (per exemple Escudero & Pajarón 1994, Olano *et al.* 1998b). Vegeu el capítol 3.2 per a una discussió més detallada sobre mesures de proximitat aplicades a comunitats de vegetals. L'equació de la distància de la corda entre dos inventaris  $\omega_1$  i  $\omega_2$  és:

$$d_{Chord}(\omega_1, \omega_2) = \sqrt{\sum_{j=1}^P \left( \frac{x_{1j}}{\sqrt{\sum_{j=1}^P x_{1j}^2}} - \frac{x_{2j}}{\sqrt{\sum_{j=1}^P x_{2j}^2}} \right)^2} = \sqrt{2 \left( 1 - \frac{\sum_{j=1}^P x_{1j} x_{2j}}{\sqrt{\sum_{j=1}^P x_{1j}^2} \sqrt{\sum_{j=1}^P x_{2j}^2}} \right)}$$

Del càlcul de les distàncies de la corda entre tots els inventaris n'obtenim la matriu simètrica  $\mathbf{D}_{N \times N}$ . Una de les propietats de la distància de la corda és que equival a calcular la Distància Euclidiana quan els valors  $x_{ij}$  han estat transformats dividint cada valor per la longitud del vector  $\mathbf{x}_i$ . En efecte, si apliquem la transformació  $y_{ij} = x_{ij} / \sqrt{\sum_{l=1}^P x_{il}^2}$ , la matriu resultant de la transformació,  $\mathbf{Y}_{N \times P}$ , és tal que si calculem la Distància Euclidiana entre els seus elements,  $d_{Chord}(\omega_1, \omega_2) = \sqrt{\sum_{j=1}^P (y_{1j} - y_{2j})^2}$ , obtindrem igualment la matriu  $\mathbf{D}_{N \times N}$  (Legendre & Gallagher 2001).



## 2.3.3 Representació d'inventaris i sintàxons en diagrames d'ordenació

### 2.3.3.1 Mètodes d'ordenació

És evident la dificultat de representar gràficament la informació continguda a les matrius **X**, **Y** o **D**, excepte per a valors petits del nombre d'objectes o de variables. Una manera habitual de representar dades d'origen multivariant és mitjançant tècniques d'ordenació o de reducció de la dimensionalitat (vegeu per exemple Legendre & Legendre 1998: cap.9). Els mètodes d'ordenació construeixen espais vectorials, relacionats linealment o no amb les variables originals (és a dir, les abundàncies dels tàxons). Un objectiu força comú a tots els mètodes d'ordenació és la acumulació de la variabilitat de les dades en els primers eixos de l'espai construït, per tal que un diagrama de dispersió representant un subespai de dues o tres dimensions contingui el màxim d'informació possible de l'espai creat en l'anàlisi. En general, com més gran sigui el nombre d'inventaris a representar, més espècies en configuraran les relacions, augmentant lògicament el nombre de dimensions de l'espai de la ordenació. Per aquest motiu, sovint en dades de vegetació el percentatge de variabilitat acumulat pels dos o tres primers eixos és baix. Davant d'aquest fet, hom pot adoptar dues posicions: 1) Considerar que s'ha captat la part de la variabilitat que interessava i considerar la resta menys important o, simplement, soroll; 2) Admetre que el percentatge de variància és massa baix com per a que la representació en només dos o tres eixos sigui informativa o no condueixi a conclusions equivocades. En tot cas, és important en un mètode d'ordenació, donar una interpretació satisfactòria dels eixos de la ordenació, per tal que les relacions representades prenguin un sentit.

Tradicionalment, els mètodes d'ordenació es divideixen en canònics i no canònics. Si l'anàlisi es realitza emprant dues o més matrius de dades tenim els mètodes canònics o d'anàlisi de gradient directa (*direct gradient analysis*). Si només n'utilitzem una, tenim els mètodes no canònics o d'anàlisi de gradient indirecta (*indirect gradient analysis*). En un mètode d'ordenació no canònic, la interpretació dels eixos de la ordenació ve donada per la contribució de cada variable original en la seva construcció, o bé per la correlació *a posteriori* amb els mateixos. En mètodes d'ordenació canònics, sovint basats en tècniques de regressió múltiple, la interpretació es fa en funció de la contribució de les variables considerades explicatives als eixos canònics.

Quan l'objectiu és posar de relleu l'estructura de grups de les dades, hom pot estar temptat d'emprar el diagrama d'una ordenació per delimitar els grups. Si el percentatge de variabilitat mostrat és baix, els grups delimitats poden ser erronis. És més recomanable en aquesta situació emprar mètodes d'anàlisi de clústers, ja que aquests tenen en compte la totalitat de les dimensions. La classificació pot fer-se sobre l'espai original de dades o a partir de l'espai resultant de l'aplicació d'un mètode d'ordenació. Finalment, hom pot voler visualitzar en la ordenació aquella part de la variabilitat de les dades que posa de manifest les relacions entre

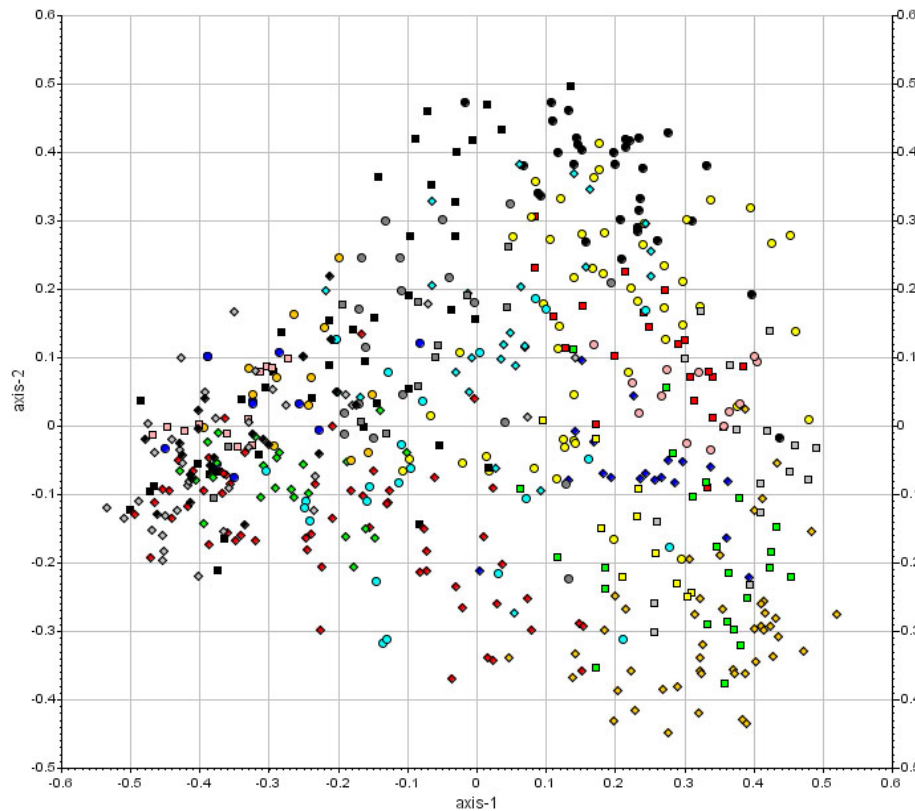
grups de dades coneguts *a priori*. Amb aquesta finalitat, hom pot emprar una representació canònica de les poblacions a partir d'una anàlisi discriminant lineal. Mitjançant aquesta darrera tècnica, imposen la constricció de centrar-nos en mostrar la variabilitat entre grups, deixant de banda la variabilitat intra-grups.

### 2.3.3.2 Representació en diagrames d'ordenació dels sintàxons de *Brometalia* i *Quercetea*

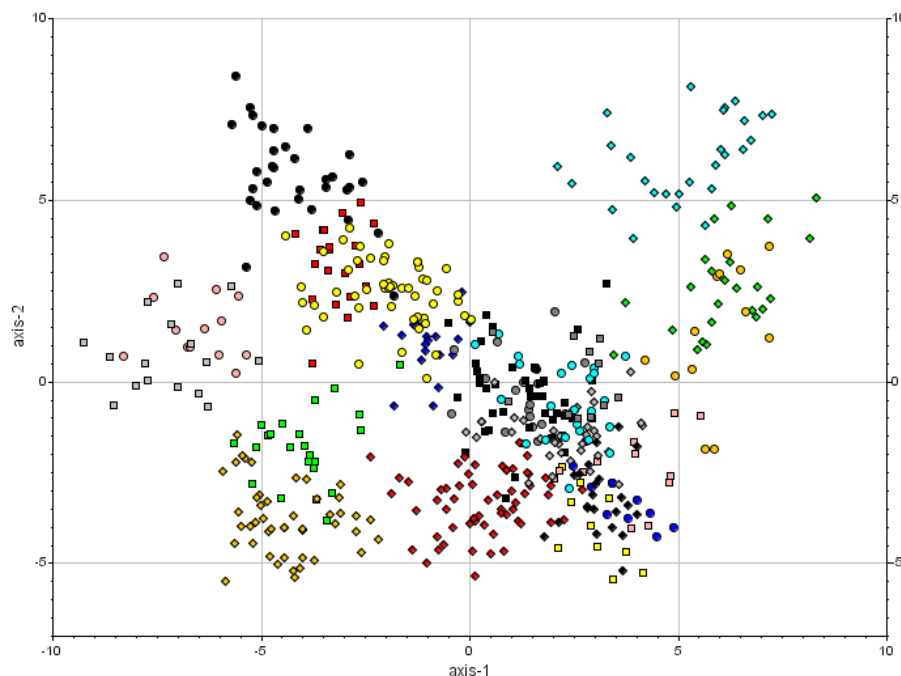
Per tal de representar els nostres inventaris i sintàxons, hem realitzat dues anàlisi d'ordenació amb les dades de *Brometalia erecti* i *Quercetea ilicis*, per separat. A partir de les matrius de distància proporcionades per la distància de la corda ( $\mathbf{D}_{N \times N}$ ), hem realitzat en primer lloc una anàlisi de coordenades principals (*PCoA*) o anàlisi de proximitats (*metric multidimensional scaling*, Gower 1966). A continuació, hem agafat el conjunt d'eixos resultants d'aquesta tècnica d'ordenació i els hem emprat com a matriu d'entrada per a una anàlisi discriminant lineal. Aquesta anàlisi necessita una classificació de les dades que li permeti distingir les components de la variabilitat 'intra' i 'entre' grups. Hem escollit utilitzar com a classificació dels inventaris la partició sintaxonòmica a nivell d'associació, enlloc de la de sintàxons de base, per tal de reduir el nombre de grups a representar i facilitar la interpretació visual en el diagrama. En el càlcul de la matriu de covariàncies *intra*-grups comuna, les poblacions han estat ponderades segons el seu nombre d'individus. L'aplicació consecutiva de les tècniques de *PCoA* i l'anàlisi discriminant és similar al que recentment Anderson & Willis (2003) anomenen anàlisi canònica de coordenades principals (*CAP*, *canonical analysis of principal coordinates*).

Els diagrames de dispersió obtinguts en les dues anàlisis es mostren, respectivament a les figures 2.3.1 i 2.3.2, indicant a peu de figura els percentatges de variabilitat representat en cada eix de les ordenacions. Aquests percentatges estan calculats respecte al total de variabilitat en el cas de *PCoA* i respecte a la variabilitat entre grups en el cas de *CAP*. És normal que el percentatge de variabilitat representat sigui més alt en el segon cas, perquè en l'anàlisi canònica de poblacions el nombre d'eixos resultants és igual a  $\min(K - 1, P)$ , mentre que en un *PCoA* el nombre d'eixos és sovint  $N - 1$ . Hem utilitzat la classificació en associacions per a etiquetar els objectes (inventaris) en els diagrames de dispersió. Observant els diagrames de les figures 2.3.1 i 2.3.2, veiem com a *PCoA* els grups no queden gaire separats i les zones de superposició són molt grans, mentre que a la segona anàlisi els grups queden més aïllats. Deixant de banda el fet que la segona anàlisi partia amb l'evident avantatge de tenir la informació *a priori* dels grups a mostrar, és palès com amb una anàlisi de coordenades principals on no es mostri un percentatge de la variabilitat alt no és recomanable intentar delimitar grups visualment. Si el percentatge de variabilitat mostrat és baix, el fet que un conjunt de punts aparegui aïllat en un diagrama no és evidència suficient de la seva validesa com a grup diferenciat. La situació contrària també es

complex. La representació dels eixos de l'anàlisi canònica proporciona més informació en relació a la distància entre grups. Tot i això, el % de variabilitat representat evidencia que encara hi ha una part de les relacions entre grups que no és representada en els diagrames.

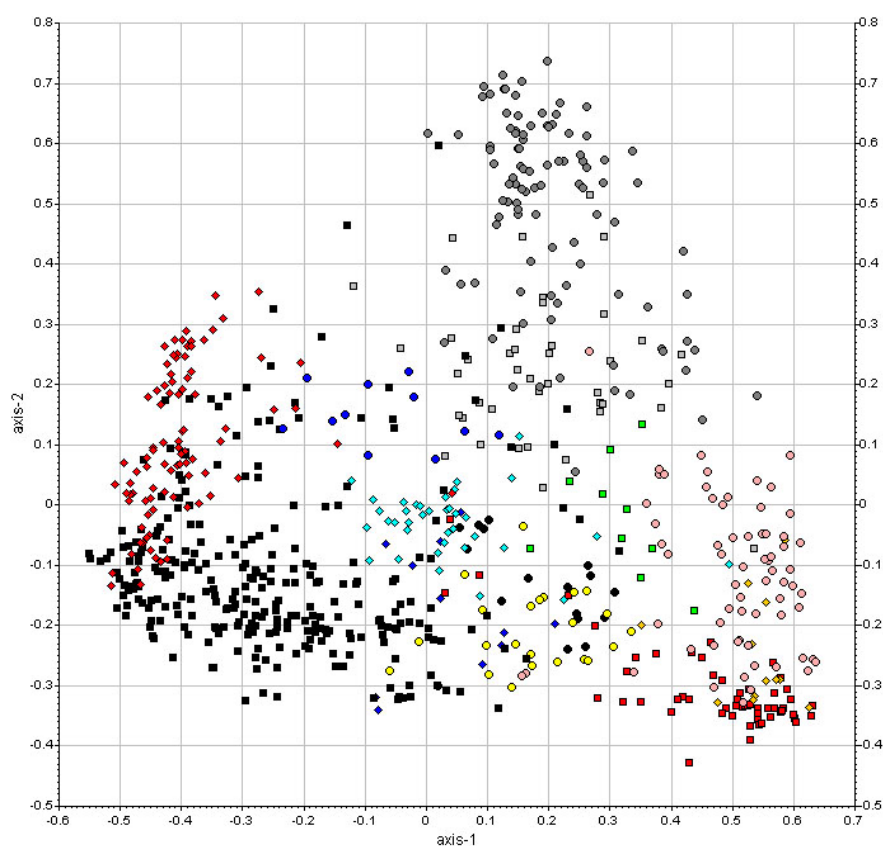


**Figura 2.3.1:** Ordenacions de les dades de *Brometalia erecti*: PCoA (a dalt, 9.99% + 5.15% = 18.7% de la variabilitat total) i CAP (a baix, 15.5% + 11.1% = 26.6% de la variabilitat entre grups). En aquest cas la classificació de partida emprada per a l'anàlisi canònica i ha estat a nivell d'associació.  $N=531$ ,  $K=21$ .

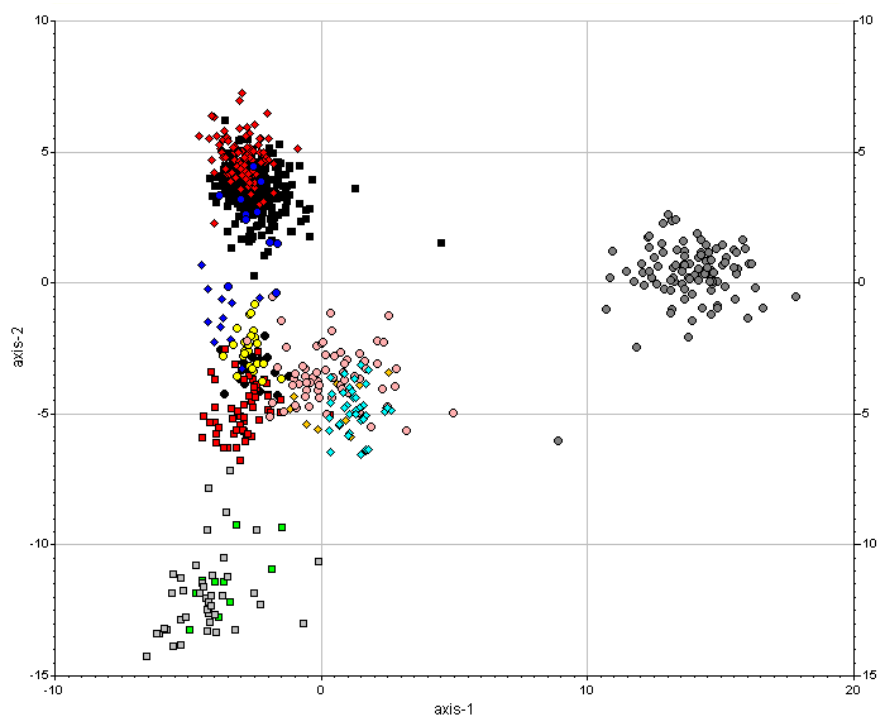


- Lino-Brometum (LB)
- Teucrio-Brometum (s.l.)
- Teucrio-Avenuletum (TAV)
- Carlino-Brachypodietum (CB)
- Centaureo-Genistetum (CG)
- Gentiano-Potentilletum (GP)
- Teucrio-Astragaletum (TAS)
- Adonido-Brometum (AB)
- Achilleo-Dichanthietum (AD)
- Irido-Brometum (s.l.)
- Euphrasio-Plantaginetum (s.l.)
- Koelerio-Trifolietum (KT)
- Plantagini-Seslerietum (PS)
- ◆ Koelerio-Globularietum (KG)
- ◆ Koelerio-Avenuletum (s.l.)
- ◆ Teucrio-Festucetum (TF)
- ◆ Chamaespartio-Agrostidetum (s.l.)
- ◆ Phyteumo-Festucetum (PF)
- ◆ Alchemillo-Festucetum (AF)
- ◆ Astragalo-Poetum (AP)

Finalment, cal destacar, a la gràfica inferior de la figura 2.3.2, l'aïllament dels carrascars (*Quercetum rotundifoliae* s.l.) i, per contra, la proximitat dels dos tipus d'alzinar, el litoral (*Viburno-Quercetum ilicis*) i el muntanyenc (*Asplenio-Quercetum ilicis*).



**Figura 2.3.2:** Ordenacions dels inventaris de *Quercetum ilicis*: PCoA (a dalt, 14.25% + 8.43% = 22.7% de la variabilitat total) i CAP (a baix 25.3% + 17.4% = 42.7% de la variabilitat entre grups). En aquest cas la classificació de partida emprada per a l'anàlisi canònica ha estat a nivell d'associació.  $N=753$ ,  $K=13$



- Oleo-Lentiscetum (OL)
- Quercu-Lentiscetum (QL)
- ◆ Calicotomo-Myrtetum (CM)
- Myrto-Juniperetum (MJ)
- Rhamno-Juniperetum (RJ)
- ◆ Rhamno-Quercetum (RQ)
- Quercetum cocciferae s.l.
- Buxo-Juniperetum (BJ)
- ◆ Clematido-Osyrietum (CO)
- Quercetum rotundifoliae s.l.
- Viburno-Quercetum s.l.
- ◆ Asplenio-Quercetum s.l.
- Cytiso-Bupleuretum fruticosi (CYB)

## 2.3.4 Relacions entre sintàxons en l'espai multivariant

### 2.3.4.1 Objectius

En aquest apartat ens proposem estudiar les relacions de proximitat entre sintàxons de base, com a aproximació a l'estudi de llur aïllament. En primer lloc, ens ocuparem de posar de manifest l'existència d'adjacència o contigüitat entre grups. Entenem que dos elements (siguin objectes o grups) són adjacents quan existeix una proximitat espacial estreta entre ells. A la vegada, un element fa de trànsit quan és adjacent a dos elements, els quals poden ésser adjacents o no entre ells. Ambdós factors, adjacència i trànsit, aporten continuïtat a l'estructura de les dades. L'existència de continuïtat entre unitats de vegetació no implica que totes les transicions possibles s'esdevinguin en realitat. Només en aquells grups on els inventaris siguin semblants o adjacents en l'espai determinat per la composició florística hom pot parlar de continuus.

En segon lloc, volem detectar aquelles situacions de contigüitat entre sintàxons prou estretes com per generar confusió en la classificació dels inventaris. Més concretament, avaluarem la discriminabilitat dels sintàxons de base. La detecció de sintàxons no discriminables, ens pot portar a eliminar grups de cara a propers capítols, dedicats a testar i proposar mètodes de classificació.

### 2.3.4.2 Distàncies entre grups. Adjacència i transicionalitat.

Una manera d'abordar les relacions multivariants entre grups d'objectes és a través de la anàlisi de la posició de vectors 'representatius' de les propietats dels grups. En la seva aplicació fitosociològica, l'anàlisi de les relacions entre aquests 'representants' o 'prototipus' dels sintàxons de base porta a l'estudi de les relacions sintaxonòmiques d'ordre superior, és a dir, aquelles que afecten la classificació dels sintàxons de base en subaliançes, aliançes, ordres, etc.

Com a 'representants' o 'prototipus' de les comunitats hom pot emprar les columnes d'una taula sintètica, on els valors siguin percentatges o classes de presència (Lausi & Feoli 1979, Mucina 1982, 1989, Escudero & Pajarón 1994) o les mitjanes de cobertura/abundància. El centroide d'un grup equival al vector de mitjanes  $\bar{x}_{(k)}$ , on cada element és:

$$\bar{x}_{(k)j} = \frac{\sum_{i=0}^N x_{ij} \cdot I[\omega_i \in \Omega_k]}{\sum_{i=0}^N I[\omega_i \in \Omega_k]}$$

essent  $\Omega_k$  el sintàxon d'interès,  $I[\omega_i \in \Omega_k]$  una variable indicadora de la pertinença de  $\omega_i$  al grup  $\Omega_k$  i  $N_k = \sum_{i=0}^N I[\omega_i \in \Omega_k]$  el nombre d'inventaris membres del sintàxon  $k$ .

L'ús dels percentatges de presència per a comparar sintàxons equival a comparar els centroides d'una matriu binària (presència/absència de tàxons), mentre que les mitjanes de cobertura/abundància equivalen a utilitzar els centroides calculats sobre les abundàncies d' $\mathbf{X}$ . Si bé aquestes equivalències són trivials, no ho és tant el fet que si hom utilitza la distància de la corda per estudiar les relacions entre inventaris, el més lògic per a comparar sintàxon és calcular els centroides *a posteriori* de la transformació de les dades. És a dir, calcular els centroides sobre la matriu  $\mathbf{Y}$ , obtenint la matriu de centroides  $\bar{\mathbf{Y}}_{K \times P}$ , de manera que els centroides siguin realment centres de dades en l'espai de la corda. La distància de la corda entre dos grups (sintàxons) és, llavors:

$$d(\Omega_k, \Omega_l) = \sqrt{\sum_{j=1}^P (\bar{y}_{(k)j} - \bar{y}_{(l)j})^2}$$

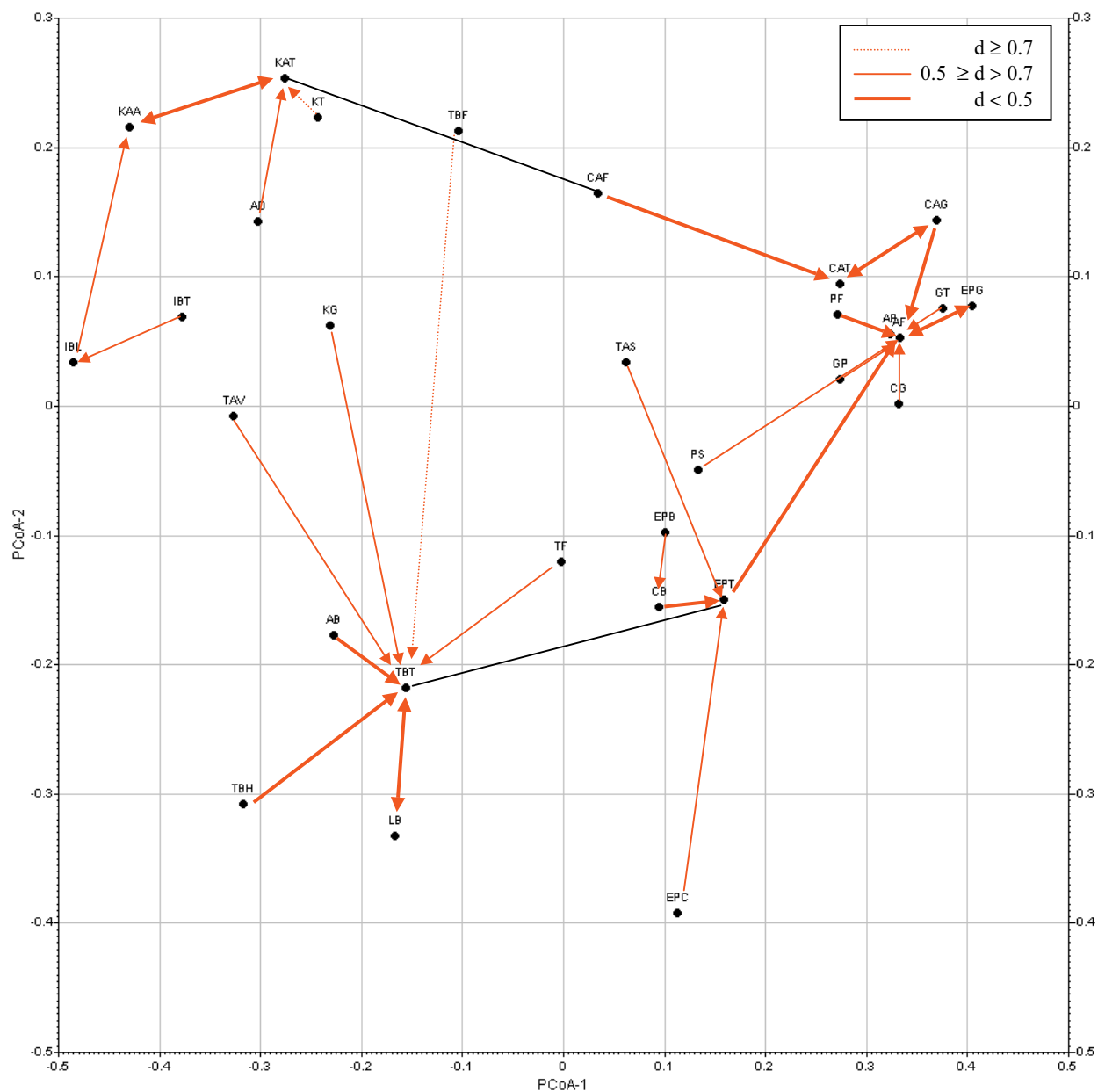
i la matriu de distàncies entre centroides,  $\mathbf{D}_{K \times K}$ , representa les relacions de proximitat entre els sintàxons de base.

A partir de les matrius  $\bar{\mathbf{Y}}_{K \times P}$  o  $\mathbf{D}_{K \times K}$  hom pot representar les relacions de proximitat entre centroides en un diagrama d'ordenació: Per exemple, hom pot realitzar una anàlisi de components principals sobre  $\bar{\mathbf{Y}}_{K \times P}$  o tècniques d'anàlisi de proximitats sobre  $\mathbf{D}_{K \times K}$ . Com que el nombre d'objectes a representar és  $K$  i no  $N$ , hom esperarà que la proporció de variabilitat mostrada sigui més gran que en la representació d'objectes (inventaris).

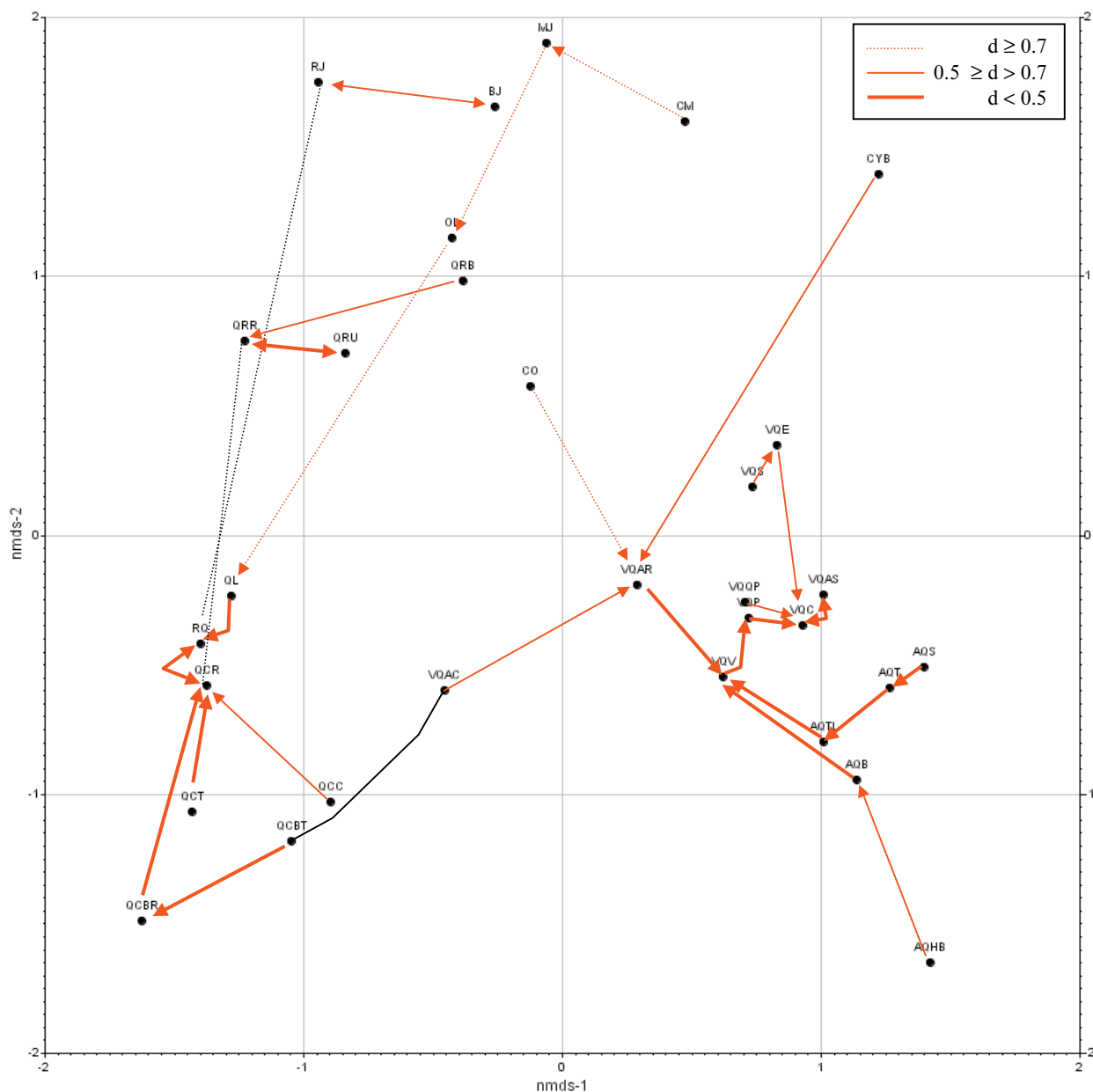
En el nostre cas, hem utilitzat l'anàlisi de proximitats a partir de la matriu  $\mathbf{D}_{K \times K}$  de distàncies entre centroides. Mostrem a la figura 2.3.3.A el diagrama d'ordenació per coordenades principals (PCoA) de *Brometalia erecti* (42.5% var.). Els prats de *Xerobromion* romanen a l'esquerra del gràfic, i els de *Mesobromion* a la dreta. El segon eix col·loca a la part superior els grups amb un nombre espècies acidòfiles més gran mentre que els sintàxons amb espècies basòfiles es situen a la part inferior. El diagrama de *Quercetia ilicis* (figura 2.3.3.B) prové de l'anàlisi de proximitats no-mètric (NMDS, Kruskal 1964a, 1964b) en dos eixos (*stress* = 0.24), a partir de les dues primeres components d'una anàlisi mètrica. Hem escollit la ordenació no-mètrica perquè permetia la distinció més clara entre les comunitats d'alzinars. Aquestes es situen a la part dreta del diagrama, mentre que la resta de comunitats (garrigues, carrascars i matollars) romanen a la part esquerra.

Ja hem esmentat que, degut a la limitació en la quantitat d'informació multivariant que els mètodes d'ordenació són capaços de mostrar, es recomana combinar aquest tipus d'anàlisis amb el resultat de mètodes d'anàlisi de clústers (Legendre & Legendre 1998:482-486 i referències citades allà). Com que els mètodes de classificació podem tenir en compte totes les dimensions de les dades alhora, complementen la informació proporcionada pels mètodes d'ordenació. Als diagrames d'ordenació de les figures 2.3.3.A i 2.3.3.B hi hem superposat fletxes

per a indicar, quin era el grup més proper (grup adjacent) de cada sintàxon de base. Per a acabar de connectar el graf, hem associat aquells nodes més propers de cada clúster. El resultat és el que s'anomena *minimum spanning tree* (Gower & Ross 1969) o *minimum length tree* (Sneath & Sokal 1973) entre d'altres denominacions. Gower & Ross (1969) mostren que la construcció d'aquest arbre de longitud mínima és equivalent al mètode de classificació jeràrquic *single linkage clustering* (veure capítol 3.1).



**Figura 2.3.3.A:** Anàlisi de coordenades principals (*PCoA*) de la matriu d'interdistàncies entre centroides dels 30 sintàxons de base de *Brometalia erecti*. Els 2 primers eixos mostren el 42.5% (31.3+11.2) de la variabilitat de la matriu. A partir de les coordenades dels sintàxons s'han dibuixat fletxes indicant la adjacència (asimètrica) entre sintàxons. Per a cada grup s'assenyala amb una fletxa vermella el grup més proper. Les fletxes dobles indiquen que ambdós sintàxons són mútuament els més propers. Per a acabar de connectar l'arbre s'han associat els clústers formats a través dels dos sintàxons més propers (línies negres). L'arbre resultant s'anomena *minimum spanning tree*.



**Figura 2.3.3.B:** *Scaling* no mètric (NMDS,  $stress = 0.24$ ) en dues dimensions realitzada a partir de les dues primeres components d'una anàlisi de coordenades principals (PCoA) de la matriu d'interdistàncies entre centroides dels 31 sintaxons de base de *Quercetia ilicis*. A partir de les coordenades dels sintaxons s'han dibuixat fletxes indicant la adjacència (asimètrica) entre sintaxons. Per a cada grup s'assenyala amb una fletxa vermella el grup més proper. Les fletxes dobles indiquen que ambdós sintaxons són mútuament els més propers. Per a acabar de connectar l'arbre s'han associat els clústers formats a través dels dos sintaxons més propers (línies negres). L'arbre resultant s'anomena *minimum spanning tree*.

Hom pot comprovar a les figures 2.3.3.A i 2.3.3.B que no sempre es compleix que el veí més proper a un objecte (en aquest cas, un centroide) sigui aquell que apareix com a tal en el diagrama d'ordenació. Un bons exemples són *Teucrio-Brometum subass. festucetosum fallacis* (TBF), *Teucrio-Astragaletum* (TAS), *Oleo-Lentiscetum* (OL) o *Quercetum rotundifoliae subass. buxetosum* (QRB). Aquest fet pot sorprendre aquells analistes de la vegetació avesats a l'ús



exclusiu de mètodes d'ordenació. Evidencia el perill que hi ha de establir agrupacions a partir de diagrames d'ordenació sense tenir en compte les tècniques de *clustering*.

Pel que fa als arbres de mínima longitud (*minimum spanning tree*), és important remarcar la presència de certs sintàxons que atrauen altres grups. Aquests elements “atractors” presenten una composició florística prou indiferenciada com per a resultar adjacents a molts altres sintàxons, creant una estructura de relacions en estrella en la que l'element “atractor” n'és el centre. A *Brometalia erecti* són atractors de estructures estrellades *Teucrio-Brometum* subass. *typicum* (TBT) i l'*Alchemillo-Festucetum nigrescentis* (AF), però també *Koelerio-Avenuletum ibericae* subass. *typicum* (KAT) i *Euphrasio-Plantaginetum* subass. *typicum* (TBT). A *Quercetea ilicis*, aquest efecte és menys clar; a destacar potser els sintàxons *Quercetum cocciferae* subass. *rosmarinetosum* (QCR) i *Viburno-Quercetum* subass. *cerroidetosum* (VQC). Provant d'establir generalitzacions, podríem dir que hom esperaria que aquesta estructura en estrella fos freqüent en les subassociacions d'una associació, cas en que l'associació típica romandria al centre. Per altra banda, hi ha sintàxons que fan de trànsit o pont entre ‘grups’ de comunitats. És el cas de *Chamaespartio-Agrostidetum* subass. *festucetosum* (CAF) que representa un trànsit entre comunitats acidòfiles de *Xerobromion* i *Mesobromion*. De manera semblant, *Viburno-Quercetum* subass. *aceretosum* (VQAC) és una forma d'alzinar degradada, en un clar trànsit cap als garrigars (*Quercetum cocciferae*). Finalment, hom constata una transició entre màquies i garrigars, a través de la seqüència de sintàxons *Oleo-Lentiscetum* (OL), *Querco-Lentiscetum* (QL) i *Rhamno-Quercetum* (RQ), la darrera molt propera als garrigars de *Quercetum cocciferae*. L'existència d'aquestes comunitats pont o “transicionals” fa palesa la dificultat que de vegades existeix a l'hora de definir sintàxons d'ordre superior als sintàxons de base.

### 2.3.4.3 Adjacència avaluada a nivell dels inventaris.

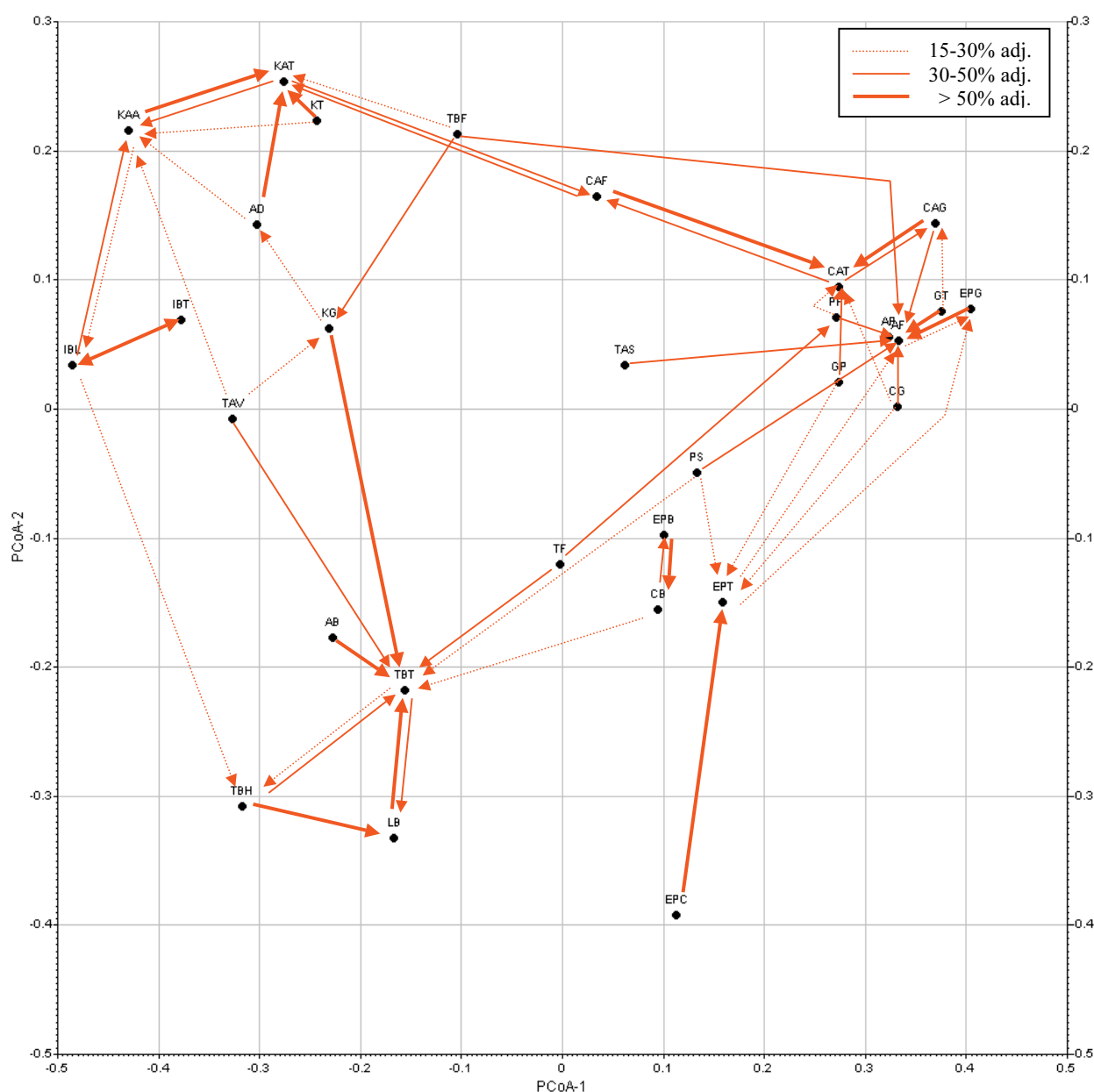
Per a estudiar les relacions entre sintàxons és sovint insuficient considerar només el grup més proper, perquè és probable que existeixi més d'un grup adjacent a cada sintàxon. Per aquest motiu, Dale (1988a) traça també les relacions amb el segon veí més proper. D'altra banda, la representativitat del centroide és insuficient per a grups amb una variabilitat alta. És, doncs, interessant baixar de nou al nivell dels inventaris. Paal (1994) proposa estudiar les relacions d'adjacència entre parelles de sintàxons a partir de l'anàlisi de les distàncies dels inventaris als centroides. Recordem que la distància de la corda d'un individu a un grup, és (a partir d'  $Y_{N \times P}$ ):

$$d(\omega_i, \Omega_k) = \sqrt{\sum_{j=1}^P (y_{ij} - \bar{y}_{(k)j})^2}$$

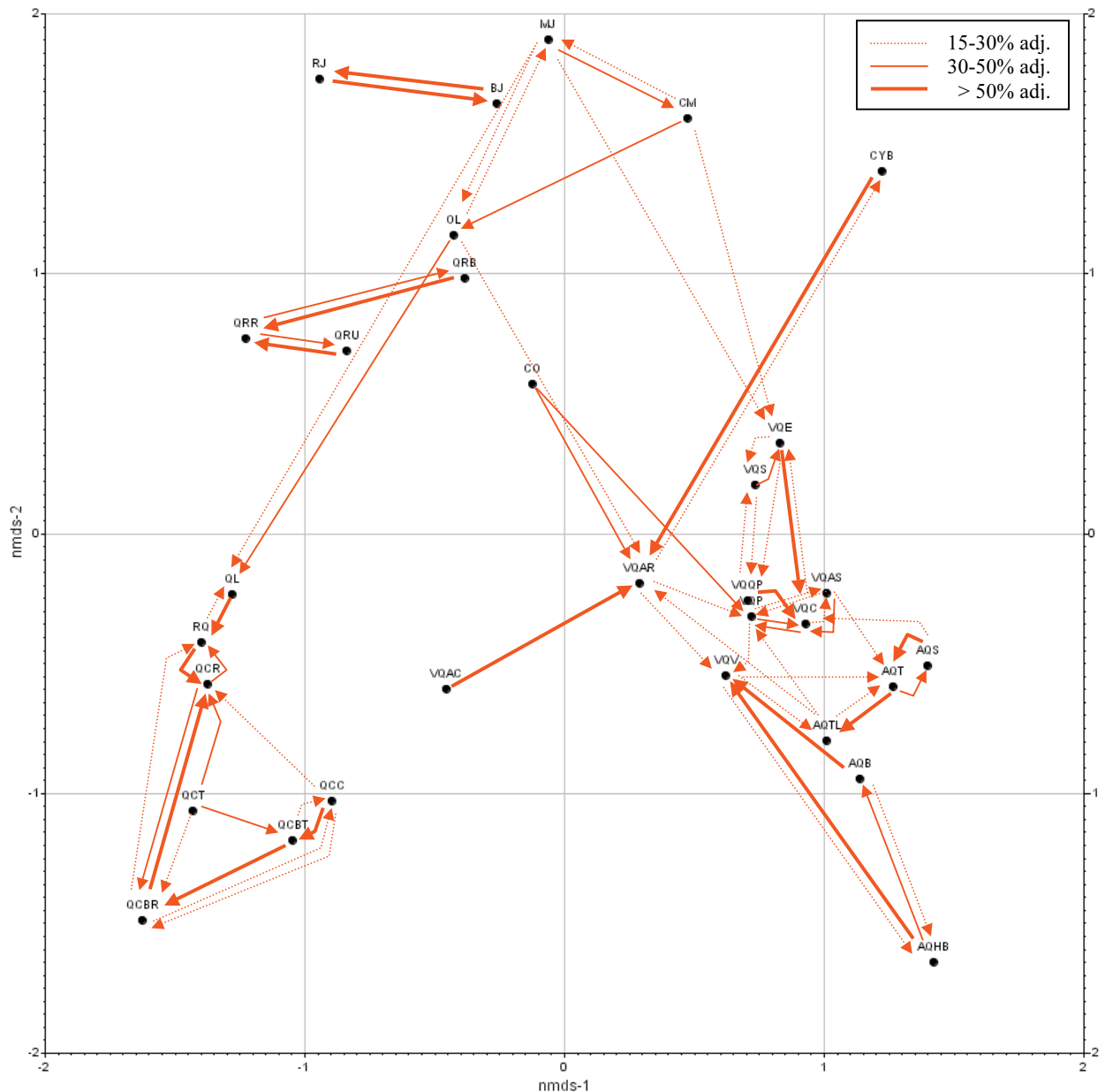
Concretament, Paal estableix que “el clúster *B* es adjacent al clúster *A* si la distància d'almenys un dels inventaris d'*A* i el centroide de *B* és inferior a la distància entre l'inventari i els centroides

de la resta de clústers” (Paal 1987). Aquesta definició d’adjacència no és simètrica; que el clúster *A* sigui adjacent a *B* no implica que *B* sigui adjacent a *A*. Paal (1994) proposa quantificar la adjacència en termes relatius, considerant la proporció d’inventaris d’*A* que són més pròxims a *B* que a altres clústers.

Sobre la mateixa base de diagrames de dispersió que a les figures 2.3.3.A i 2.3.3.B, hem dibuixat a les corresponents figures 2.3.4.A i 2.3.4.B fletxes amb un gruix proporcional al percentatge d’inventaris de cada sintàxon adjacents al sintàxon on la fletxa va a parar.



**Figura 2.3.4.A:** Anàlisi de coordenades principals (*PCoA*, 42.5% var.) dels centroides dels 30 sintàxons de base de *Brometalia erecti*. A partir de les coordenades dels sintàxons s’han dibuixat fletxes indicant la adjacència (asimètrica) entre grups.



**Figura 2.3.4.B:** *Scaling* no mètric (NMDS, *stress* = 0.24) en dues dimensions dels 31 sintàxons de base de *Quercetea ilicis*. A partir de les coordenades dels sintàxons s'han dibuixat fletxes indicant la adjacència (asimètrica) entre grups.

En vista d'aquests nous diagrames, hom constata que les relacions entre sintàxons són més complexes del que l'estudi dels centroides mostra. No tots els inventaris d'un sintàxon de base tenen com a grup adjacent el mateix sintàxon. Destaquen com a especialment complexes l'entramat de relacions dins del grup de comunitats d'alzinars litorals (*Viburno-Quercetum*, VQ) i muntanyencs (*Asplenio-Quercetum*, AQ). D'altra banda, es repeteix la presència d'elements "atractors", sobretot en subassociacions típiques a *Brometalia*, i d'elements transicionals.

#### 2.3.4.4 Discriminabilitat

A l'anterior apartat hem estudiat l'adjacència entre sintàxons de base. A nivell dels inventaris l'adjacència per un clúster no implica, però que l'inventari sigui més proper al clúster adjacent que al propi clúster al que pertany. Convindria saber ara quins sintàxons són prou propers com per a tenir inventaris que podrien ésser classificats en un sintàxon diferent del que pertanyen. Aquesta anàlisi ens proporcionaria una idea de la *discriminabilitat* entre grups. Anomenarem aquí discriminabilitat a la possibilitat de separar dos o mes grups mitjançant una regla discriminant. En el nostre cas hem escollit utilitzar una regla discriminant basada en distàncies (Cuadras *et al.* 1997):

$$\text{Assigna } \omega_i \text{ a } \Omega_l \text{ si } d^2(\omega_i, \Omega_l) = \min \{d^2(\omega_i, \Omega_1), \dots, d^2(\omega_i, \Omega_k), \dots, d^2(\omega_i, \Omega_K)\}$$

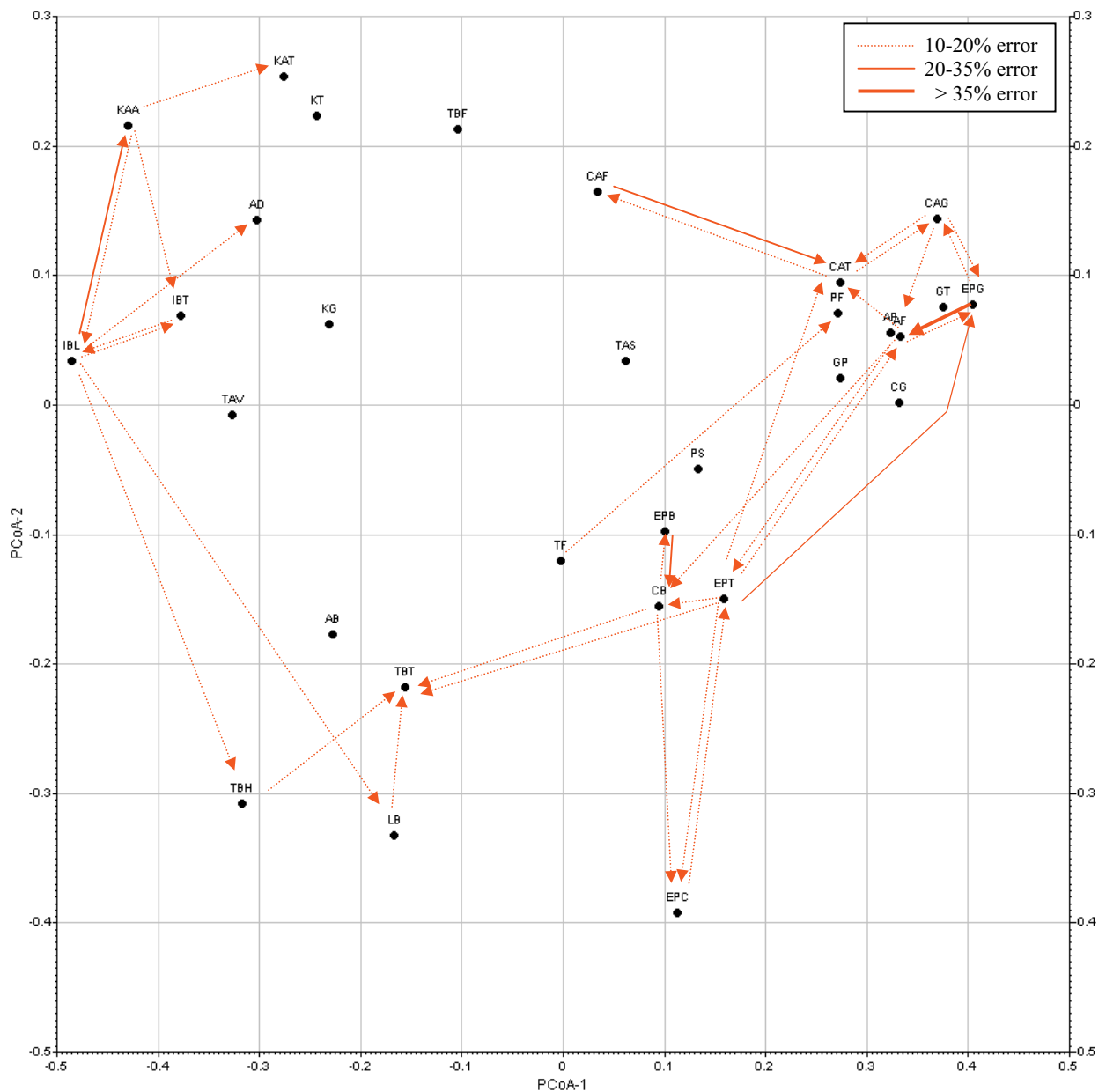
Per a ésser estrictes en l'aplicació de la regla hem d'avaluar la classificació de l'inventari sense que aquest hagi intervingut en la construcció de la regla discriminant; és el que s'anomena validació per *leave one out*. En altres paraules, hem de corregir la distància (al quadrat) de l'inventari al sintàxon al qual ja pertany (vegeu capítol 3.1 per a més informació):

$$d_{loo}^2(\omega_i, \Omega_k) = \left( \frac{N_k}{N_k - I[\omega_i \subset \Omega_k]} \right)^2 \cdot d^2(\omega_i, \Omega_k)$$

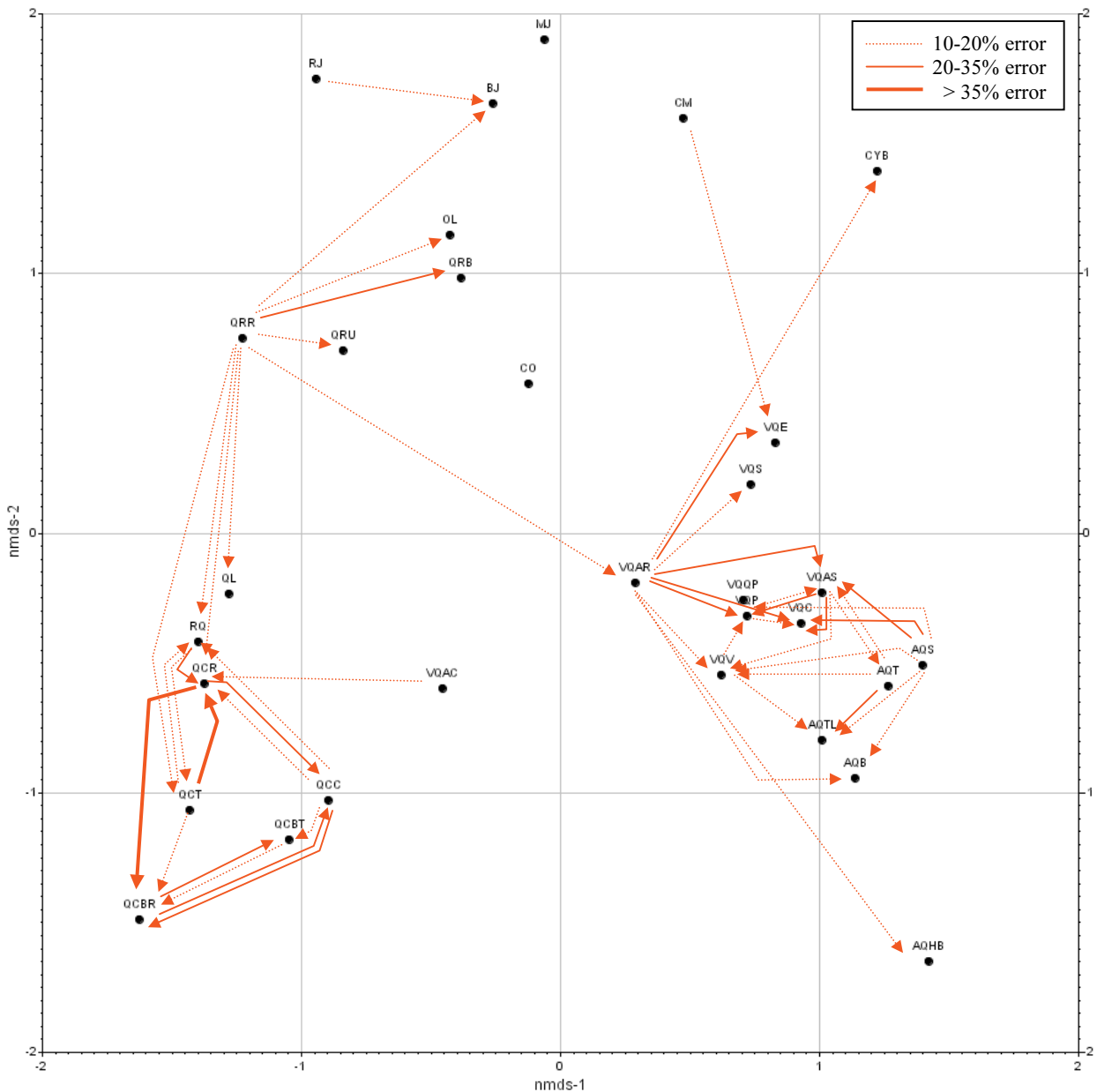
on  $I[\omega_i \subset \Omega_k]$  és una variable indicadora de la pertinença de l'inventari  $\omega_i$  al grup  $\Omega_k$ . Un cop assignats tots els inventaris amb la regla discriminant, podem avaluar l'error comès en la classificació i saber així quina proporció d'inventaris d'un grup està situat realment més proper a altres grups, segons l'espai de dades escollit. Hem realitzat doncs una anàlisi discriminant basada en distàncies per a cada parella de sintàxons de base, incloent-hi la correcció per *leave one out*. La mesura de distància emprada en la regla discriminant ha estat, de nou, la distància de la corda.

A les figures 2.3.5.A i 2.3.5.B mostrem, altra vegada sobre els diagrames d'ordenació dels centroides, aquells casos en que l'error de classificació dels inventaris d'un grup respecte a l'altre és igual o major al 10%. Noteu que les fletxes resultats són unidireccionals: En la comparació de dos sintàxons, pot ocórrer que un d'ells tingui tendència a ésser "absorbit" per l'altre, sense que l'efecte contrari ocorri. En les comunitats de *Brometalia erecti* els problemes de discriminabilitat entre sintàxons són més greus entre els prats de *Mesobromion* que entre prats de *Xerobromion*. En el cas de *Quercetea ilicis*, els grups amb una discriminabilitat més baixa són els alzinars (tant litorals com muntanyencs) i les garrigues. Cal destacar que, quan el nombre d'inventaris és baix (per exemple  $N_k < 10$ ), la correcció per *leave one out* té un efecte més fort sobre les distàncies corregides, essent més susceptible el sintàxon de presentar problemes de discriminabilitat. Aquesta podria ser la raó, en part, de la baixa discriminabilitat d'*Irido-Brometum* subass. *linetosum salsoloidis* (IBL,  $N_k = 6$ ) o *Euphrasio-Plantaginetum* subass. *gentianelletosum* (EPG,

$N_k=5$ ). En el cas de *Quercetum rotundifoliae* subass. *rhamnetosum* (QRR,  $N_k = 9$ ), sorprèn pel nombre de sintàxons amb els que es confon. L'explicació rau en que l'inventari classificat erròniament és sempre el mateix, és a dir, aquell més allunyat del centroide del grup i que possiblement correspon a un inventari poc típic de la subassociació.



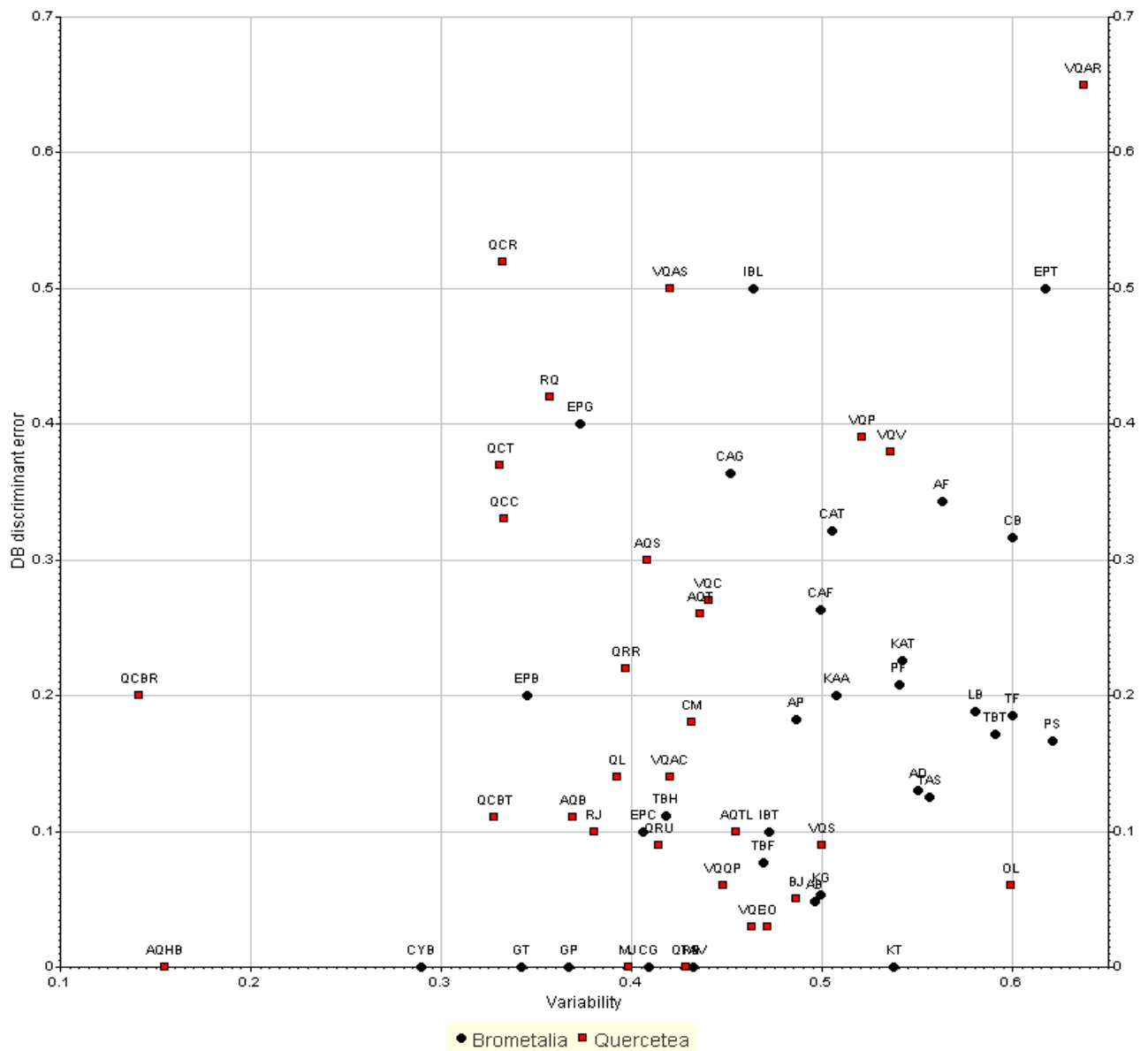
**Figura 2.3.5.A:** Parelles de sintàxons de base de *Brometalia erecti* indiscriminables. Anàlisi de coordenades principals (PCoA, 42.5% var.) dels centroides dels 30 sintàxons de base. Cada fletxes indica la proporció i direcció de classificacions errònies en aplicar un anàlisi discriminant basada en distàncies amb la correcció per *leave one out* a la parella de sintàxons relacionats.



**Figura 2.3.5.B:** Parelles de sintàxons de base de *Quercetea ilicis* indiscriminables. *Scaling* no mètric (NMDS, *stress* = 0.24) dels centrides dels 31 sintàxons de base. Cada fletxes indica la proporció i direcció de classificacions errònies en aplicar un anàlisi discriminant basada en distàncies amb la correcció per *leave one out* a la parella de sintàxons relacionats.

Per tal de veure quina proporció d'inventaris de cada sintàxon es classifica erròniament en altres grups, hem realitzat una anàlisi discriminant basada en distàncies amb tots els sintàxons de base alhora. La figura 2.3.6 mostra la proporció d'error obtinguda en l'eix de les ordenades, utilitzant a l'eix de les abscisses la variabilitat de cada grup de dades en l'espai de la corda ( $\mathbf{Y}_k$ ), que es calcula:

$$Var(\mathbf{Y}_k) = Tr(Cov(\mathbf{Y}_k)) = \dots = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=i+1}^N d_{Chord}^2(\omega_i, \omega_j) \cdot I[\omega_i \in \Omega_k] \cdot I[\omega_j \in \Omega_k]}{(N_k \cdot (N_k - 1)) / 2}$$



**Figura 2.3.6:** Variabilitat (*variability*): traça de la matriu de covariancies d' $Y_k$ ) vs. error de discriminabilitat (*DB discriminant error*): proporció de reclassificacions errònies en l'anàlisi discriminant basada en distàncies.

Si considerem la variabilitat com a expressió de la cohesió dels grups i la discriminabilitat com a expressió de l'aïllament, el diagrama de la figura 2.3.6 es pot considerar una representació de la "naturalitat" amb que les dades s'adapten a la classificació sintaxonòmica.

A continuació enunciem els sintàxons de base amb un error de classificació igual o superior al 30%. Ordenats per variabilitats decreixents, tenim:

. *Brometalia erecti*: EPT, CB, AF, CAT, IBL, CAG, EPG.

. *Quercetea ilicis*: VQAR, VQV, VQP, VQAS, AQS, RQ, QCC, QCR, QCT.

Com és lògic, alguns sintàxons de base amb un nombre elevat de connexions de no discriminabilitat són a la vegada molt variables (com EPT, AF, VQAR, ...), però en d'altres casos aquesta regla no es compleix (per exemple QCR o VQAS).

La “naturalitat” dels grups estudiada a diferents nivells sintaxonòmics comporta normalment diferents resultats. En aquest sentit, hom es pot plantejar si una determinada associació és més fàcil de discriminar que les subassociacions que conté o viceversa. Per a poder contestar aquesta pregunta hem realitzat una darrera anàlisi discriminant basada en distàncies considerant com a classificació de partida la divisió en associacions enlloc dels sintàxons de base. Cal remarcar que els valors de discriminabilitat d’una associació i de les seves subassociacions no són del tot comparables degut a que han estat realitzats, forçosament, en anàlisis diferents. Tanmateix, considerem prou vàlida la comparació com per mostrar-ne aquí els resultats.

A la taula 2.3.1 conté el nombre d’inventaris, la variabilitat i l’error de classificació de les associacions amb subassociacions. Les variabilitats són, sempre majors a nivell d’associació que al de subassociació. Pel que fa a la discriminabilitat, a KA (s.l.) i CA (s.l.) l’associació presenta un error de classificació més baix que la de qualsevol de les seves subassociacions, cosa que indica clarament que el clúster més natural seria el de l’associació. El mateix tractament haurien de rebre AQ (s.l.), QC (s.l.) i QR (s.l.), on només una de les seves subassociació presenta una discriminabilitat més baixa que l’associació. Més complexa és la situació a les associacions restants, on algunes subassociacions presenten una clara “naturalitat” (VQE o VQS), mentre d’altres són gairebé indistingibles numèricament (VQAR o VQAS).

	$N_k$	$\text{Var}(Y_k)$	Error (%)		$N_k$	$\text{Var}(Y_k)$	Error (%)
<b>TB (s.l.)</b>	<b>51</b>	<b>0.693</b>	<b>14.6</b>	<b>QC (s.l.)</b>	<b>68</b>	<b>0.403</b>	<b>14.7</b>
TBT	29	0.591	17.2	QCR	23	0.332	52.2
TBH	9	0.418	11.1	QCBR	5	0.141	20.0
TBF	13	0.469	7.7	QCC	6	0.333	33.3
<b>KA (s.l.)</b>	<b>46</b>	<b>0.582</b>	<b>10.9</b>	QCBT	26	0.328	11.5
KAT	31	0.542	22.6	QCT	8	0.331	37.5
KAA	15	0.507	20.0	<b>QR (s.l.)</b>	<b>101</b>	<b>0.499</b>	<b>3.0</b>
<b>IB (s.l.)</b>	<b>16</b>	<b>0.544</b>	<b>12.5</b>	QRB	70	0.428	0.0
IBT	10	0.472	10.0	QRR	9	0.397	22.2
IBL	6	0.464	50.0	QRU	22	0.414	9.1
<b>EP (s.l.)</b>	<b>43</b>	<b>0.632</b>	<b>28.1</b>	<b>VQ (s.l.)</b>	<b>276</b>	<b>0.658</b>	<b>26.1</b>
EPT	18	0.617	50.0	VQP	41	0.521	39.0
EPC	10	0.406	10.0	VQC	45	0.440	26.7
EPG	10	0.373	40.0	VQV	26	0.536	38.5
EPB	5	0.345	20.0	VQAR	20	0.637	65.0
<b>CA (s.l.)</b>	<b>58</b>	<b>0.557</b>	<b>10.7</b>	VQS	77	0.500	9.1
CAT	28	0.505	32.1	VQQP	16	0.448	6.2
CAG	11	0.452	36.4	VQE	30	0.463	3.3
CAF	19	0.499	26.3	VQAS	14	0.420	50.0
				<b>AQ (s.l.)</b>	<b>90</b>	<b>0.497</b>	<b>4.4</b>
				AQTL	19	0.455	10.5
				AQT	19	0.436	26.3
				AQB	37	0.369	10.8
				AQS	10	0.408	30.0
				AQHB	5	0.155	0.0

**Taula 2.3.1:** Nombre d’inventaris, variabilitat i error de classificació en l’anàlisi discriminant basada en distàncies per a associacions amb subassociacions d’entre les comunitats estudiades. Per a cada grup es mostra en primer lloc, i en negreta, els valors per a l’associació considerada com a conjunt. A continuació es mostren els valors per a totes les subassociacions incloses en l’associació.



### 2.3.4.5 Conclusions fitosociològiques derivades de l'anàlisi estructural

En aquest apartat exposem un seguit de propostes sintaxonòmiques, recolzades a partir dels resultats dels apartats anteriors. Si bé no pretenem aquí presentar cap canvi substancial de la sintaxonomia acceptada actualment, sí que voldríem posar de relleu aquells punts de la mateixa que, com a mínim, creiem necessitarien un estudi més aprofundit. L'esmentat estudi, imprescindible per tal de confirmar els resultats que aquí apuntem, hauria d'incloure aquells sintàxons de base que, per raons de insuficiència d'inventaris, ens hem vist obligats a excloure en el present treball. A més, tots els sintàxons a comparar haurien de comptar amb un nombre de fitocenosis inventariades suficientment (vegeu el capítol 2.1 per a una discussió sobre la quantitat de mostratge en inventaris necessari per a un sintàxon).

#### *Conclusions per a Brometalia erecti:*

- La subassociació *Teucrio-Brometum* subass. *festucetosum fallacis* Vigo 1979 (TBF) es mostra prou allunyada de *Teucrio-Brometum* subass. *typicum* com per ésser considerada una associació independent.
- La subassociació *Euphrasio-Plantaginetum* subass. *gentianelletosum campestris* Carrillo et Ninot 1990 (EPG) presenta una afinitat molt marcada cap a *Alchemillo-Festucetum nigrescentis* Vigo (1979) 1982 (AF) fins al punt de ésser "indiscriminables". Malgrat demostri també una afinitat per *Euphrasio-Plantaginetum* subass. *typicum* (EPT), proposem aquí que EPG passi a ser una subassociació de AF o es sinonimitzi directament a aquest sintàxon.
- Les subaliances *Chamaespartio-Agrostidenion* Vigo (1982) i *Seslerio-Mesobromenion* Oberd. 1957, de l'aliança *Mesobromion*, no tenen un límit clar.
- L'associació *Koelerio-Trifolietum molinerii* Franquesa 1995 (KT), actualment inclosa pels autors catalans dins de l'aliança *Helianthemion guttati* Br.-Bl. 1931, es presenta com relativament propera a l'associació *Koelerio-Avenuletum ibericae* Br.-Bl. 1938. Tanmateix, caldria considerar les altres associacions de l'esmentada aliança per decidir si realment fóra bò que KT passés a formar part de la subaliança *Genistello-Xerobromenion* dins de l'aliança *Xerobromion*.

#### *Conclusions per a Quercetea ilicis:*

- L'associació *Rhamno lycioidis-Quercetum cocciferae* Br.-Bl. et O. Bolòs 1954 (1957) (RQ) presenta una clara afinitat per *Quercetum cocciferae* subass. *rosmarinetosum* (QCR) amb certs problemes de diferenciació. Caldria considerar la possibilitat de disminuir el rang de RQ al de subassociació de *Quercetum cocciferae* Br.-Bl. 1924 o, per contra, reclassificar el grup d'inventaris de QCR com a subassociació de RQ.

- L'associació *Quercu-Lentiscetum* (Br.-Bl. et al.) A. et O. de Bolòs 1950 (QL) es presenta com un trànsit entre l'*Oleo-Lentiscetum provinciale* (Br.-Bl.) R. Mol. 1953 (OL) i el *Rhamno lycioidis-Quercetum cocciferae* Br.-Bl. et O. Bolòs 1954 (1957) (RQ). Aquesta clara afinitat florística amb els garrigars de *Junipero-Quercenion cocciferae* motiva incloure-la dins de la darrera subaliança i no a l'aliança *Oleo-Ceratonion* Br.-Bl. 1936, com s'ha fet fins ara.
- Les associacions *Buxo sempervirentis-Juniperetum phoeniceae* Rivas-Mart. 1969 (BJ) i *Rhamno lycioidis-Juniperetum phoeniceae* Rivas-Mart. et G. López 1976 (RJ) són prou properes com per a ésser incloses en el mateix sintàxon d'ordre superior, sigui l'aliança *Rhamno lycioidis-Quercenion cocciferae* (Rivas Goday) Rivas-Mart. 1974 o la subaliança *Junipero-Quercenion cocciferae* O. Bolòs et Vigo 1981, opció per la qual ens decantem aquí per raons de simplicitat.
- Les suredes, *Viburno-Quercetum ilicis* subass. *suberetosum* Br.-Bl. 1936 (VQS), han estat considerades també com una associació independent: *Carici depresae-Quercetum suberis* (O. Bolòs 1959) Rivas-Mart. 1987. Reforcem aquí, la possibilitat d'aquesta opció sintaxonòmica, palesa la diferenciació que presenta respecte els altres sintàxons d'alzinar litoral, els quals, entre ells, presenten un grau elevat de "transicionalitat".

#### 2.3.4.6 Conclusions metodològiques

Per acabar, exposem aquí les principals conclusions metodològiques d'aquest capítol:

- Els diagrames d'ordenació, tant si mostren directament inventaris com centroides de grups d'inventaris són enganyosos respecte a les distàncies entre els elements mostrats. Per aquest motiu recomanem evitar realitzar classificacions "visuals" a partir de diagrames d'ordenació sense la superposició de resultats de mètodes d'anàlisi de clústers.
- L'estudi de l'adjacència (*senso* Paal 1994) és un mètode eficient per a detectar trànsits entre tipus de comunitats i comunitats poc diferenciades.
- Els sintàxons amb molts sintàxons adjacents tenen tendència a presentar també problemes de discriminabilitat.
- Una alta variabilitat del sintàxon no comporta sempre una baixa discriminabilitat.
- La comparació de la discriminabilitat a nivell d'associació i a nivell d'aliança pot permetre decidir quin dels dos nivells es presenta amb major "naturalitat" (aïllament) a les dades.