

BIOLOGICKÁ FAKULTA JIHOČESKÉ UNIVERSITY
V ČESKÝCH BUDĚJOVICÍCH



Vliv přídavku živin na strukturu lučního
společenstva

Autor: Jaromír Kysilka

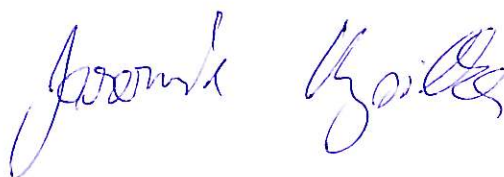
Školitel: Jan Lepš

Obsah

ÚVOD	1
MATERIÁLY A METODY.....	2
SBĚR DAT.....	3
ANALÝZA DAT	3
VÝSLEDKY	5
ANALÝZA POKRYVNOSTÍ ZE ZÁKLADNÍHO SNÍMKOVÁNÍ	5
ANALÝZA POKRYVNOSTÍ Z HIERARCHICKÉHO SNÍMKOVÁNÍ.....	5
ANALÝZA BIOMASY ROZEBRANÉ NA RODY	5
ANALÝZA CELKOVÉ BIOMASY	6
POČET DRUHŮ	6
DISKUSE	7
ZÁVĚR	10
PODĚKOVÁNÍ.....	10
LITERATURA.....	11
OBRÁZKY.....	13
TABULKY.....	17

Prohlašuji, že jsem uvedenou práci vypracoval samostatně
s použitím uvedené literatury.

v Českých Budějovicích dne 15.5.1996



Úvod

Jestliže se ocitneme v nějakém kraji v době květu, nejvíce našemu oku lahodí krásně rozkvetlé louky se svou bohatostí druhů, na nichž může náš zrak s rozkoší spočinout. Ta nádhera vlnící se zeleně protkané něžnými kvítky se nedá nahradit směskou kulturních trav. Je tedy v našem zájmu, aby se druhová bohatost luk udržovala alespoň na stávající úrovni, nebude-li se zvyšovat.

Tilman (1993) a Grime (1979) se shodují v tom, že počet druhů se snižuje se zvyšující se úživností lokality. Změna ve společenstvu se nejprve projeví zvýšením jeho produktivity jako odezvou na odstranění vlivu nedostatku živin, ale později dojde ke snížení počtu druhů jako reakci na změněné konkurenční podmínky na lokalitě (Grime 1979). V mnoha případech tedy dochází vlivem dodávání hnojiv do lučních porostů vedle zvyšování výnosů k nežádoucímu snižování druhové bohatosti (Tallovin et al. 1993). Podle mnoha prací k tomuto efektu nejvíce přispívá dodávání dusíku, např. v plevelových společenstvech je to močovina v kapalné formě, jejímž dodáním dochází k největšímu poklesu počtu druhů (Pyšek et Lepš 1991).

Nejenže louky s malým počtem druhů postrádají výše zmíněnou krajínotvornou funkci, ale i další přirozené funkce luk jsou tím dotčené a postupem času dochází k jejich degradaci. K tomu, abychom dokázali zabránit poklesu druhové bohatosti musíme nejprve dokonale poznat příčiny a mechanismy tohoto procesu.

V této práci je popsána pilotní studie k experimentu, který si klade za cíl objasnit vliv některých chemických iontů obsažených v umělých hnojivech na luční porost, obzvláště na jeho druhové složení a produkci.

Materiály a metody

Pokus byl založen na lokalitě "Ohrazení", nacházející se asi 9 km na VJV od Českých Budějovic. Lokalita je silně podmáčená, vyznačuje se sklonem přibližně 2°, celkově je orientována na V a je ze západu krytá lesem. Půdní rozbor na lokalitě ukázal (Lepš, nepublikováno), že celkového dusíku je na lokalitě 6-8 gkg⁻¹ sušiny půdy, fosforu 400-500 mgkg⁻¹ a poměr C/N je mezi 16-20ti.

Na jaře 1995 zde bylo vytyčeno 16 trvalých ploch 1.5x1.5 m (dále pokusné plochy nebo PP), uspořádaných do čtverce 4x4 plochy. Z těchto ploch byla odstraněna stařina pohrabáním běžnými hráběmi s ocelovými hroty. Také nálety dřevin byly odstraněny, aby byla zvýšena homogenita porostu. Na těchto plochách byly prováděny čtyři typy zásahu. Byl dodáván dusík ve formě amonné soli (NH₄Cl), nitrátu (NaNO₃), fosfor byl dodán ve formě fosfátu (NaH₂PO₄). Čtvrtým typem zásahu byla kontrola. Sloučeniny obsahující ionty Cl resp. Na byly vybrány záměrně pro jejich nevýznamný účinek na sledované charakteristiky porostu ve srovnání s účinky iontů, jejichž vliv byl zkoumán (Kincl a Faustus 1977). Hnojiva byla aplikována 24. dubna 1995 v kapalně formě – rozpuštěna ve třech litrech vody – pomocí zahradní konve. Kontrola byla zalita stejným množstvím vody jako zkoumané plochy. Zásahy byly uspořádány do latinského čtverce (Mead 1988), viz obrázek 1. Dodatek dusíku tvořil 100 kg ha⁻¹ jak ve formě amonné tak v nitrátové, dodatek fosforu činil 50 kg ha⁻¹, jako v podobných studiích zmiňovaných v literatuře (Tallovin et al. 1993).

Sběr dat

Jména taxonů jsou užita dle Rothmaler (1994).

V měsíci červenci 1995 bylo provedeno osnímkování trvalých ploch a to dvojí metodou. První metoda (dále základní snímky) spočívala v osnímkování ploch 1x1 m uprostřed všech PP. Po stranách byl ponechán pruh 25 cm, tzn. 50 cm mezi dvěma snímkovanými plochami. V těchto místech mohlo totiž dojít k interakci mezi dvěma různými zásahy – tzv. okrajový efekt (edge effect) (Burrough 1987). Pokryvnosti jednotlivých druhů byly odhadovány přímo v procentech. Druhá metoda (dále jen hierarchické snímky) spočívala v osnímkování 25 malých plošek 10x10 cm uspořádaných těsně vedle sebe ve čtverci 50x50 cm situovaném rovněž uprostřed PP. Tyto pokryvnosti byly odhadovány taktéž v procentech.

V měsíci září 1995 byl proveden odběr biomasy. Biomasa byla odebrána nůžkami přibližně 1-2 cm nad povrchem země z ploch 40x40 cm (uprostřed všech PP), rozebrána podle příslušnosti k jednotlivým rodům a sušena v elektricky vyhřívané sušárně s proudícím vzduchem 24 hodin při teplotě 95°C (Dykyjová et al. 1989 s. 308). Poté byla zvážena na vahách s přesností na 0.01 gramu.

Analýza dat

Data získaná určením pokryvností byla zpracována metodou přímé gradientové analýzy RDA – Redundancy analysis (ter Braak 1987) programem CANOCO ver. 3.12 (ter Braak 1990). Odhad statistické významnosti závislosti mezi proměnnými prostředí a pokryvnostmi druhů byl proveden Monte-Carlo permutačním testem (ter Braak 1990). Typ permutací byl vybrán tak, aby odpovídal uspořádání pokusu. Zvláště v hierarchickém snímkování nebyly

permutovány jednotlivé malé plošky, ale celé čtverce. Jako proměnná prostředí byla použita (kategoriální) informace o typu hnojiva aplikovaného na plochu, jako covariables byla vložena informace o poloze snímku, daná jeho polohou v řádku a sloupci latinského čtverce (rovněž kategoriálního typu).

Hmotnosti sušiny (dále DM - z angl. dry matter) rozebrané na rody byly zpracovány stejným způsobem jako pokryvnosti (RDA a Monte-Carlo p. t. v programu CANOCO), se stejnými proměnnými prostředí i covariables. Navíc byly sumy DM pro jednotlivé čtverce (dále TDM - z angl. total dry matter), získané sečtením DM všech druhů na daném čtverci, zpracovány analýzou variance (ter Braak and Looman 1987) programem Systat (Wilkinson 1990), kde byl testován vliv hnojení (hnojeno/nehnojeno). Pro tento výpočet byl použit následující model:

$\ln \text{biomasy} = \text{vliv hnojení} + \text{vliv polohy čtverce} + \text{nevysvětlená variabilita.}$

Dále byl testován vliv jednotlivých hnojiv na TDM, každého zvlášť. Tento vliv byl testován dvovýběrovým t-testem v programu Statgraphics (Anonymus 1993).

Nakonec byl také zjištěn počet druhů na plochách a vyneseno do grafu.

Grafické výstupy byly pořízeny pomocí programu CANODRAW ver. 3.0 (Šmilauer 1992) a upraveny programem CANOPOST ver. 1.0.

Některé tabulky jsou uvedeny v angličtině, neboť nenexistují všeobecně srozumitelné české ekvivalenty pro dané charakteristiky.

Výsledky

Analýza pokryvností ze základního snímkování

Korelace druh-proměnná prostředí na první ordinační ose je 0,768 na druhé ose 0,638. První ordinační osa vysvětluje 17,9% variability druhových dat, druhá osa vysvětluje 4,3%. Monte-Carlo permutační test nepotvrdil vliv užití rozdílného typu hnojiva (závislost D-H; $P=0,07$), ale dosažená hodnota P je na hranici významnosti.

Výsledky analýzy dat jsou shrnuty v tabulce 1 a jejich grafická presentace se nalézá v obrázku 2.

Analýza pokryvností z hierarchického snímkování

Korelace druh-proměnná prostředí na první ordinační ose je 0,35, na druhé ose 0,372. První ordinační osa vysvětluje 3,8% variability druhových dat, druhá osa vysvětluje 1,1%. Monte-Carlo permutační test potvrdil vliv užití rozdílného typu hnojiva (závislost D-H; $P<0,01$). Jak hodnoty korelačního koeficientu, tak procento vysvětlené variability klesá s počtem čtverců, a proto tyto hodnoty nejsou srovnatelné s předchozí analýzou.

Výsledky analýzy dat jsou shrnuty v tabulce 2 a jejich grafická presentace se nalézá v obrázku 3.

Analýza biomasy rozebrané na rody

Korelace druh-proměnná prostředí na první ordinační ose je 0,698, na druhé ose 0,875. První ordinační osa vysvětluje 34,7% variability druhových dat, druhá osa vysvětluje 8,1%. Monte-Carlo permutační test však nepotvrdil vliv užití rozdílného typu hnojiva (závislost D-H; $P=0,22$).

Výsledky analýzy dat jsou shrnuty v tabulce 3 a jejich grafická presentace se nalézá v obrázku 4.

Analýza celkové biomasy

Výsledky analýzy variance TDM jsou shrnuty v tabulce 4. Dosažená hladina významnosti při testování modelu byla 3,8%. Z toho vyplývá, že vliv hnojení na biomasu můžeme považovat za prokázaný. Při testování vlivu jednotlivých hnojiv oproti kontrole byl prokázán vzrůst TDM na plochách hnojených NO_3 a PO_4 ($P=0,016$ resp. $0,019$). Vzrůst TDM na plochách hnojených NH_4 nebyl prokázán ($P=0,082$), zřejmě pro velkou variabilitu ploch ovlivněných NH_4 . Hodnoty dosažené hladiny významnosti jsou uváděny pro jednotlivé jednostrané testy. Protože provádíme tři testy, je vhodné uvažovat o Bonferoniho korekci (Havránek 1993). Ale i v tom případě je vliv NO_3 průkazný a vliv PO_4 je na hranici průkaznosti při $\alpha = 0,05$. Základní charakteristiky srovnávaných souborů jsou v tabulce 5, grafické znázornění je v obrázku 5. Průměrné hmotnosti TDM pro jednotlivé typy hnojení jsou v poměru ke kontrole 1,25x (u PO_4), 1,53x (NH_4), až 1,57x (NO_3) větší.

Počet druhů

Z obrázku 6 je patrné, že počet druhů na jednotlivých plochách se nijak významně neliší.

Diskuse

Na sledované lokalitě bylo možno vysledovat vztah druh-typ hnojiva u obou zjišťovaných charakteristik, jak u dat získaných určením pokryvností druhů, tak u dat získaných zvážením biomas sebraných na pokusných plochách.

Nejmarkantnější vliv hnojiva byl zjištěn u pokryvností zjišťovaných hierarchicky, tj. dat získaných určením pokryvností na 25 malých čtvercích uvnitř každé pokusné plochy, uspořádaných do čtverce 50x50 cm, těsně vedle sebe. Zde je možno dokonce vysledovat alespoň částečnou závislost jednotlivých rostlinných druhů na typu použitého hnojiva.

U základních pokryvností určovaných tradičním způsobem se, zřejmě pro malý počet opakování, tuto závislost nepodařilo prokázat. Také zde hraje určitou roli doba trvání pokusu, která v našem případě činila jednu sezónu, neboť podle zkušeností prezentovaných v literatuře (Tallovin et al. 1993) se podstatný vliv hnojení na porost (obzvláště snížení druhové bohatosti) při námi užitých dávkách hnojiva (100 kg N ha^{-1}) projeví nejdříve za dva roky od založení pokusu a při nižších dávkách to trvá ještě déle (50 kg - 3 roky, 25 kg - 6 let). Celkově se počet druhů zastoupených v jednotlivých čtvercích nijak podstatně nelišil, jak je patrné z obrázku 6, kde je vyneseno rozložení hodnot počtu druhů v závislosti na typu zásahu.

Dále bylo možno vztah druh-typ hnojiva vysledovat u biomas vyjádřených suchou hmotností. Tento vztah byl signifikantní pouze u sum biomas všech druhů na čtvercích (TDM). Prokazatelná se ukázala pouze závislost biomasa-hnojeno/nehnojeno. Při hodnocení vlivu jednotlivých hnojiv na TDM byl prokázán vliv NO_3 ($P=0,016$) a PO_4 ($P=0,019$), přičemž bylo prokázáno,

že biomasa na plochách hnojených byla vyšší než na plochách nehnojených a to až 1,57x - na plochách hnojených NO₃. Tento poměr je velmi blízký poměru, kterého dosáhli Kirkham a Wilkins (1994). Hmotnost TDM činila na jejich plochách za stejného množství dodaného dusíku (100 kg ha⁻¹ jako na našich plochách) 1,43 násobek hmotnosti TDM na kontrole. Vzrůst TDM na plochách hnojených NH₄ prokázán nebyl, i když průměrná hmotnost TDM zde byla 1,53x větší než na kontrole. Toto bylo zřejmě způsobeno jednou výrazně se lišící hodnotou hmotnosti TDM, díky které silně vzrostla variabilita. To můžeme dobře vidět i na obrázku 5, kde je zřejmé, že průměr hodnot hmotností se sice podstatně liší, ale kvartilové rozpětí souboru dat získaných ze čtverců hnojených NH₄ se částečně překrývá s kvartilovým rozpětím souboru dat z kontroly.

Z výsledků práce vyplývá, že krátkodobě se hnojení neprojeví změnou druhového složení společenstva, ale spíše změnou produkce biomasy, a to jejím zvýšením.

Z výsledků analýzy dat získaných hierarchickým snímkováním a zvážením biomasy můžeme (podobně jako Tallovin et al. 1993) vyvodit, že různé druhy preferují různé typy zásahu. V následující tabulce je vždy vedle jména uveden příslušný typ zásahu.

<i>Epilobium adenocaulon</i>	NH ₄	<i>Juncus effusus</i>	Kontr.
<i>Lathyrus pratensis</i>	NH ₄	<i>Senecio rivularis</i>	Kontr.
<i>Nardus stricta</i>	NH ₄	<i>Dathonia decumbens</i>	NO ₃
<i>Ranunculus acris</i>	NH ₄	<i>Festuca sp.</i>	NO ₃
<i>Salix caprea</i>	NH ₄	<i>Holcus lanatus</i>	NO ₃
<i>Achillea ptarmica</i>	Kontr.	<i>Molinia caerulea</i>	NO ₃
<i>Deschampsia caespitosa</i>	Kontr.	<i>Potentilla erecta</i>	NO ₃
<i>Galium uliginosum</i>	Kontr.	<i>Selinum carvifolia</i>	NO ₃

Druhy *Dathonia decumbens*, *Lathyrus pratensis* a *Ranunculus acris* by podle výše uvedené studie měly vykazovat spíše negativní

vztah k aplikaci dusíku. Avšak, jak je patrné z tabulky, v pokusu v této práci popisovaném, tyto druhy vykazují opačnou tendenci. Lze předpokládat, že změny v tomto porostu nebudou lineární. V prvním roce byla odstraněna limitace živinami. Zvýšená konkurence ve společenstvu se dá očekávat ve druhém roce (Grime 1979)

Z uvedených výsledků vyplývá, že zkoumaná tematika zasluhuje dalšího výzkumu, neboť jistá závislost je zde sice naznačena, ale vzhledem ke krátké době zkoumání problému nemohlo dojít k úplnému signifikantnímu projevení závislosti druhů na typu hnojiva.

Závěr

Na sledovaných plochách bylo zjištěno, že vliv hnojení na luční porost se první rok po zavedení tohoto typu zásahu projeví především zvýšenou tvorbou biomasy.

Potvrdilo se, že větší změny v druhovém složení nelze očekávat již v prvním roce, ale je nutné pokračovat v tomto obhospodařování více let.

Poděkování

Děkuji především svému školiteli, Doc. Dr. Janu Lepšovi CSc., že si na mne vždy, když jsem to potřeboval, udělal čas a děkuji mu i za to, že mi poskytl potřebnou studijní literaturu a mnoho cenných rad.

Děkuji i všem ostatním, kteří mi jakkoli pomohli.

Tato práce byla vypracována v rámci grantu GAČR 209/94/1179. Navazuje na jiný experiment, ve kterém bylo použito směsné hnojivo NPK.

Literatura

- ANONYMUS. 1993. Statgraphics - User manual, Examples manual. Manguistics Inc, Rockville, Maryland, USA.
- BURROUGH,P.A. 1987. Spatial aspects of ecological data. In: Jongman,R.H., ter Braak,C.J.F. and van Tongeren,O.F.R. 1987. Data analysis in community and landscape ecology. Centre fo agricultural publishing and documentation (Pudoc), Wageningen, pp. 213-248.
- DYKYJOVÁ,D. ET AL. 1989. Metody studia ekosystémů. Academia Praha.
- GRIME,J.P. 1979. Plant Strategies and Vegetation Processes. John Wiley & SONS.
- KINCL,M. A FAUSTUS,L. 1977. Základy fyziologie rostlin. Státní pedagogické nakladatelství, Praha.
- HAVRÁNEK, T. 1993 Statistika pro biologické a lékařské vědy. Academia, Praha.
- KIRKHAM, F.W. A WILKINS, R.J. 1994. The productivity and response to inorganic fertilizers of species rich wetland hay meadows on the Sommerset Moors: the effect of nitrogen, phosphorus and potassium on herbage production. Grass and Forage Science, 49: 163-175.
- MEAD,R. 1988. The design of experiments - statistical principes for practical application. Cambridge University Press.
- PYŠEK,P., LEPŠ,J. 1991. Responce of weed community to nitrogen fertilization: a multivariate analysis. Journal of Vegetation Science, 2: 237-244.
- ROTHMALER,W. 1994. Excürsionflora von Deutschland. Gefäßpflanzen: Kritischer Band. Gustav Fischer Verlag, Jena, Stuttgart.
- ŠMILAUER,P. 1992. CANODRAW users guide v. 3.0. Microcomputer Power, Ithaca, NY.
- TALLOVIN,J.R.B., KIRKHAM,F.W., WILKINS,R.J., SMITH,R.E.N., THOMAS,G.H., MOUNTFORD,J.O., LAKHANI,K.H. 1993. The effect of inorganic fertilizers in flover rich hay meadows on the Sommerset Levels. Executive summary, Institute of Grassland and Environmental Research (IGER), Okehampton.
- TER BRAAK,C.J.F. 1987. Ordination. In: Jongman,R.H., ter Braak,C.J.F. and van Tongeren,O.F.R. 1987. Data analysis in community and landscape ecology. Centre for agricultural publishing and documentation (Pudoc), Wageningen, pp. 91-169
- TER BRAAK,C.J.F. 1990. CANOCO - a FORTRAN program for CANOnical Community Ordination by [partial] [detrended] [canonical] correspondence analysis, principal

components analysis and redundancy analysis, version 3.10. Microcomputer Power, Ithaca, NY.

TER BRAAK, C.J.F. AND LOOMAN, C.W.N. 1987. Regression. In: Jongman, R.H., ter Braak, C.J.F. and van Tongeren, O.F.R. 1987. Data analysis in community and landscape ecology. Centre for agricultural publishing and documentation (Pudoc), Wageningen, pp. 29-72.

TILMAN, D. 1993. Species richness of experimental productivity gradients: how important is colonization limitation, *Ecology* 74: 2179-2191.

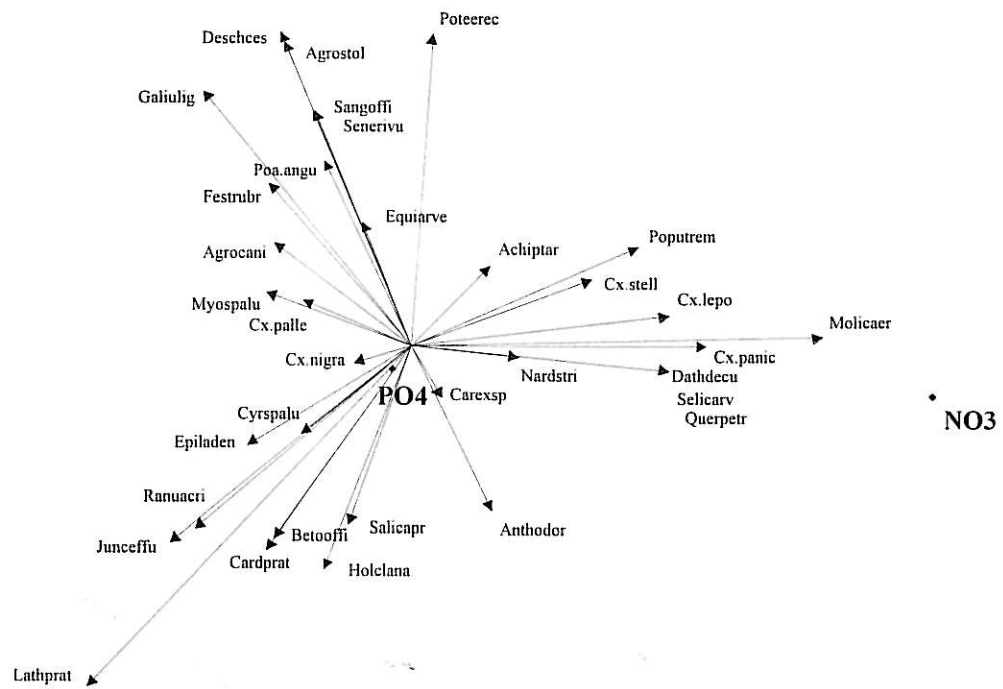
WILKINSON, L. 1990. SYSTAT: The system for statistics. SYSTAT, Inc., Evanston.

Obrázky

Kontr.	NH ₄	NO ₃	PO ₄
PO ₄	Kontr.	NH ₄	NO ₃
NO ₃	PO ₄	Kontr.	NH ₄
NH ₄	NO ₃	PO ₄	Kontr.

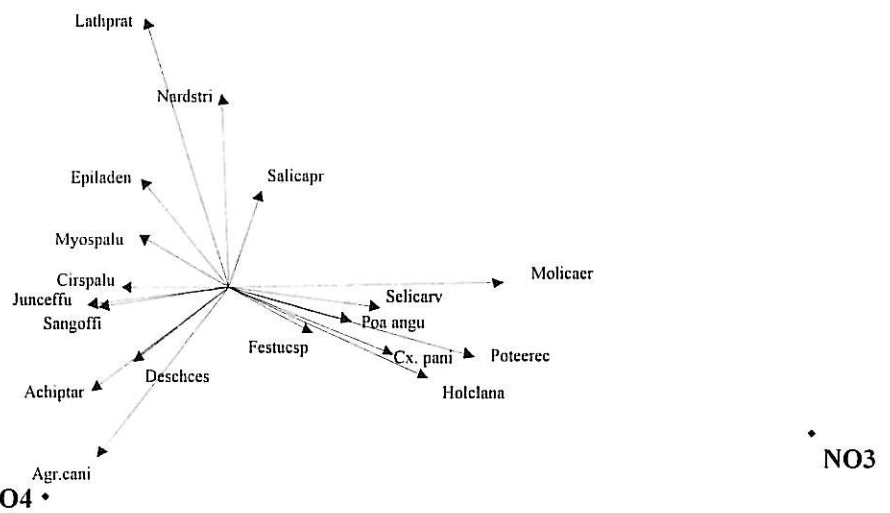
Obrázek 1: Uspořádání pokusu

KONTROLA



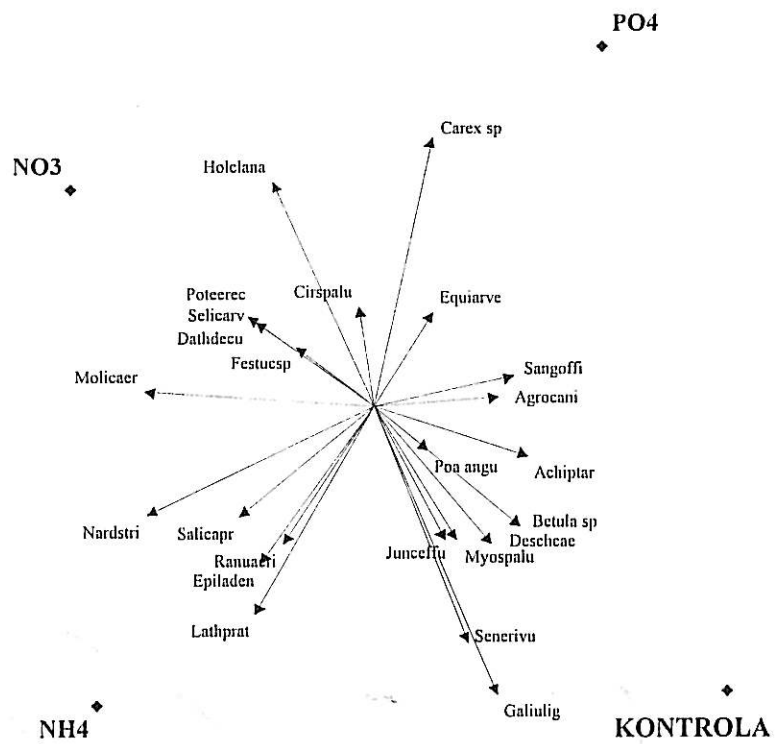
NH4 .Obrázek 2: Ordinační diagram analýzy RDA základního snímkování
Zobrazení závislosti druhů na typu zásahu

NH4

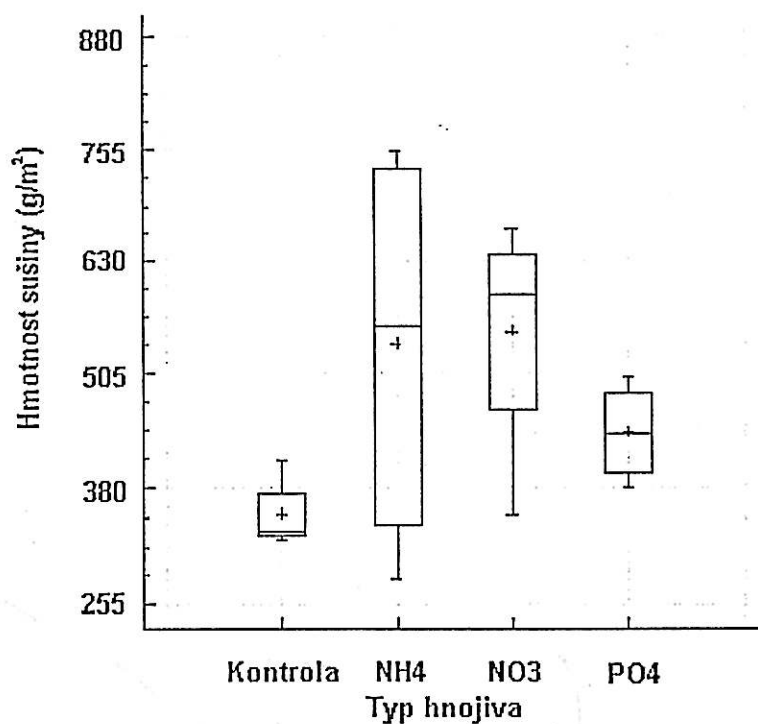


KONTROLA

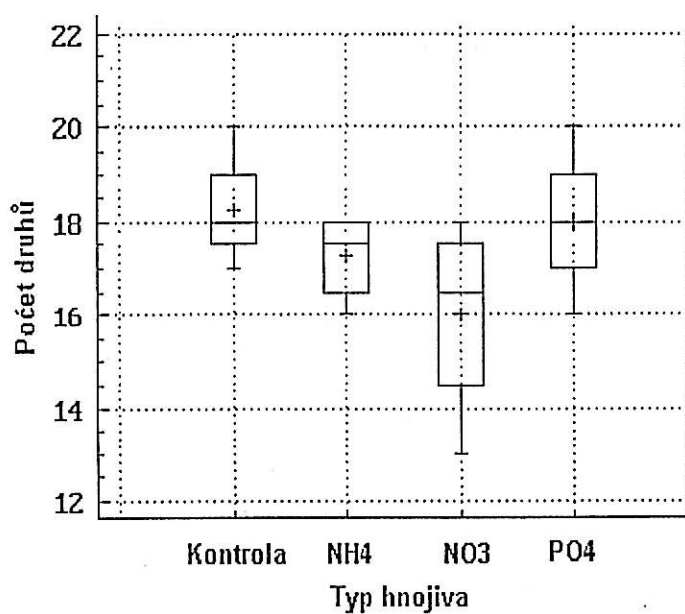
Obrázek 3: Ordinační diagram analýzy RDA hierarchického snímkování
Zobrazení závislosti druhů na typu zásahu



Obrázek 4: Ordinační diagram analýzy RDA biomas
Zobrazení závislosti druhů na typu zásahu



Obrázek 5: Rozložení celkových suchých hmotností při různém typu zásahu; Multiple Box and Whisker plot - úsečky značí rozsah hodnot, obdélník je mezikvartilové rozpětí, čára napříč tímto obdélníkem značí medián, křížkem značen průměr



Obrázek 6: Rozložení počtu druhů při různém typu zásahu

Tabulky

Tabulka 1: Výsledky RDA analýzy pokryvností základního snímkování

Axes	1	2	3	4	Tot. variance
Eigenvalues:	.179	.043	.029	.217	1.000
Species-environment correlations :	.768	.638	.507	.000	
Cumulative percentage variance					
of species data:	17.9	22.2	25.1	46.8	
of species-environment relation:	71.2	88.3	100.0	.0	
Sum of all unconstrained eigenvalues					1.000
Sum of all canonical eigenvalues					.251
Monte Carlo test					
Test of significance of first canonical axis:	eigenvalue	= 0.18			
	F-ratio	= 2.61			
	P-value	= 0.07			
Overall test:	Trace	= 0.25			
	F-ratio	= 1.34			
	P-value	= 0.13			
(99 permutations under full model)					

Tabulka 2: Výsledky RDA analýzy pokryvností hierarchického snímkování

Axes	1	2	3	4	Total variance
Eigenvalues:	.034	.010	.003	.302	1.000
Species-environment correlations:	.350	.372	.201	.000	
Cumulative percentage variance					
of species data:	3.8	4.9	5.2	39.0	
of species-environment relation:	73.8	94.2	100.0	.0	
Sum of all unconstrained eigenvalues (after fitting covariables)					.895
Sum of all canonical eigenvalues (after fitting covariables)					.047
Monte Carlo test					
Test of significance of first canonical axis:	eigenvalue	= .03			
	F-ratio	= 15.58			
	P-value	= .00			
Overall test:	Trace	= .05			
	F-ratio	= 7.14			
	P-value	= .00			
(499 permutations under full model)					

Tabulka 3: Výsledky RDA analýzy suchých hmotností rozebraných na rody

Axes	1	2	3	4	Tot. variance
Eigenvalue:	.178	.042	.013	.210	1.000
Species-environment correlations :	.698	.875	.627	.000	
Cumulative percentage variance					
of species data:	34.7	42.8	45.3	86.3	
of species-environment relation:	76.4	94.4	100.0	.0	
Sum of all unconstrained eigenvalues (after fitting covariables)					.513
Sum of all canonical eigenvalues (after fitting covariables)					.233
Monte Carlo test					
Test of significance of first canonical axis:	eigenvalue	= 0.18			
	F-ratio	= 3.18			
	P-value	= 0.22			
Overall test:	Trace	= 0.23			
	F-ratio	= 1.66			
	P-value	= 0.19			
(99 permutations under full model)					

Tabulka 4: Výsledky analýzy variance TDM

ZDROJ	SS	DF	MS	F	P
HNO1	0.331	1	0.331	6.193	0.038
ODLESA	0.161	3	0.054	1.006	0.439
SLOUPEC	0.488	3	0.163	3.043	0.093
CHYBA	0.428	8	0.054		

MODEL: LNBIO = CONSTANT + HNO1 + SLOUPEC + ODLESA

LNBIO= přirozený logaritmus hmotnosti sušiny, HNO1= hnojeno, nehnojeno,
SLOUPEC= číslo sloupce latinského čtverce, ODLESA= číslo řádku latinského
čtverce (vzdálenost od lesa)

Tabulka 5: Charakteristiky souborů srovnávaných v analýze TDM

	Průměr	Variance	Sm.odch.	Medián
Kontrola	56,345	38,441	6,200	53,770
NH ₄	86,093	1375,660	37,090	89,240
NO ₃	88,340	492,091	22,183	95,115
PO ₄	70,455	75,047	8,663	70,210