MATHEMATICAL AND STATISTICAL ANALYSIS OF THE MAGNITUDE OF NITROGEN AS ONE OF THE NUTRIENTS OF INDUCTIOANL MEDIUM BY TUBERIZATION OF POTATO *IN VITRO*

Štěpán Z., Klemš M.

Department of Plant Biology, Faculty of Agronomy, Mendel University of Agriculture and Forestry in Brno, Zemedelska 1, 613 00 Brno, Czech Republic

E-mail: klems@mendelu.cz

ABSTRACT

This work deals with the mathematical analysis of induction of tuber formation under different levels of nitrogen sustenance of potato plants by method *in vitro*, the aim is to clear that if nitrogen in this conditions inhibits or inducts the tuber formation. Stem nodal segments of potato plants were cultivated *in vitro* 9 weeks on Murashige-Skoog medium containing modified level of inorganic nitrogen (10÷12 μM, 40 μM and 65 ÷70 μM), 80 $g.l^{-1}$ sucrose and 10 $mg.l^{-1}$ benzylaminopurine. It was also considered the influence of external factors and allocation of the nutrients and mineral substances to the process of tuber formation. Cultures with low nitrogen level in induction medium showed higher frequency of tuber formation. Results were processed by statistic method like two-factor analysis of variance, Tukey's test was used in conjunction with the ANOVA to find which means are significantly different from one another and non-parametric Friedman's test was used with multiple comparisons according to Nemenyi. For determination parameters of well taken regression function was used least squares method. These evaluations confirmed correct hypothesis about nitrogen sustenance on the induction of potato tuber formation. Results were processed by statistic and mathematical methods.

Key words: Tuber formation, potato plant, abscisic acid, mathematical and statistic methods, term of adjustment for tuber formation.

Acknowledgements: This research was supported by the Grant Agency of AF MUAF Brno (IGA 19/2009).

ÚVOD

Tuberizace je morfogenetický proces, při němž dochází k přeměně (metamorfóze) kořene nebo stonku v zásobní orgán – hlízu. V hlízy metamorfují rovněž podzemní části stonku – oddenky. Oddenkové hlízy jsou typické právě pro lilek brambor. Indukce tuberizace je často závislá na signálech z vnějšího prostředí (především fotoperiodických) a zahrnuje složitou sekvenci růstových procesů, na jejichž regulaci se mohou podílet všechny fytohormony. (XU et al. 1998; WHEELER and TIBBITS 1997). Její významnou součástí jsou i orgánové korelace a s nimi spojená komunikace mezi jednotlivými částmi rostliny (GREGORY 1956). Vedle změn v morfologii a buněčném dělení, které se objevují v raných fázích přeměny stolonu v hlízu, je zakládání hlíz a jejich zvětšování doprovázené změnami ve fyziologii a metabolismu. Indukce tuberizačního procesu je regulovaná zejména fotoperiodou a fytohormony a především zvýšeným poměrem ABA/GA za krátkodenních podmínek (WHEELER and TIBBITTS 1997, MACHÁČKOVÁ et al. 1998). Endogenní ABA stimuluje proces tuberizace (ABDULLAH and AHMAD 1980). Velmi významná je role etylénu, který se podílí na celé řadě procesů v průběhu růstu a vývoje rostlin. Etylén vstupuje do interakcí s ostatními hormony, kdy může nepřímo stimulovat tvorbu hlíz v nízkých koncentracích, zvláště na začátku tuberizace. Později etylén tvorbu hlíz inhibuje (MINGO-CASTEL et al. 1976). Hormonální regulace tvorby hlíz in vivo je nedílně spojena s vlivem vnějších faktorů, především s alokací živin a minerálních látek. Je známa interakce dusíku s hormonální homeostázou v hlízách lilku bramboru a rovněž to, že zvýšený příjem nitrátů rostlinami vede ke zvýšení obsahu endogenních cytokininů a snížení obsahu ABA a tím obecně ke zkrácení dormance, stimulaci klíčení či zrychlení vegetativního růstu a obecně k prodloužení vegetační doby rostlin (LIPS et al. 1970). Naopak snížené množství nitrátů a zvýšení obsahu ABA za současného snížení obsahu cytokininů vede obecně v rostlinách k přechodu ke kvetení, indukci tuberizace a vytvoření zásobních orgánů, eventuelně k dormanci (CRAMER et al. 1995).

Experiment byl proveden při třech úrovních ošetření dusíkem (snížený a zvýšený obsah anorganického dusíku v indukčním médiu a kontrola). Byl sledován počet baněk s alespoň jednou vzniklou hlízkou a dále frekvence tvorby hlíz jako počet hlízek vztažený k celkovému počtu segmentů od čtvrtého až po devátý týden od založení souborů jednonodálních segmentů. Ohodnocení počtů mikrohlízek ze čtvrtého až devátého týdne z několikanásobného ročního a sezónního opakování experimentu u jednotlivých úrovní dusíku v indukčním médiu (tj. jednotlivé soubory dat) byla podkladem ke statistickému zpracování.

MATERIÁL A METODY

K indukci tvorby hlízek byly použity jednonodální segmenty lodyžek ze sterilně vypěstovaných rostlin odrůdy Karin. Lodyžky byly kultivovány na modifikovaném médiu MS (MURASHIGE and SKOOG 1962) s obsahem 30 $g.l^{-1}$ sacharózy, 8 $g.l^{-1}$ agaru a pH 5,8 při trvalém osvětlení. Pro indukci tvorby hlíz byly kultivovány tři varianty: varianta se sníženým obsahem anorganického dusíku v médiu (10÷12 μM), varianta se zvýšeným obsahem dusíku v médiu (65÷70 μM) a kontrola (přibližně 40 μM anorganického dusíku). Média všech tří variant obsahovala $80g.l^{-1}$ sacharózy a $10mg.l^{-1}$ BA pro indukci hlízek. Kultivace jednonodálních segmentů lodyžek probíhala na fotoperiodě 8/16 (8 hodin světla a 16 hodin tmy).

VÝSLEDKY A DISKUSE

Celkem 12 souborů dat z jednotlivých ročních a sezónních opakování bylo statisticky zpracováno.

U experimentu č.1 při, kterém bylo sledováno týdenní ohodnocení počtů baněk s alespoň jednou hlízkou k celkovému počtu baněk byla využita dvoufaktorová analýza variancí (ANOVA) s následným testování podle Tukeye. Sledovanými faktory byla koncentrace anorganického dusíku v indukčním mediu (celkem tři úrovně tohoto faktoru) a jednotlivá po sobě následující týdenní ohodnocení počtů baněk s alespoň jednou mikrohlízkou ze 4. až 9. týdne od založení souboru jednonodálních segmentů (celkem 6 úrovní tohoto faktoru). Analýzou rozptylu dvojného třídění byly zjištěny průkazné rozdíly mezi průměry, zamítnutím příslušných nulových hypotéz. Pro určení konkrétních dvojic průkazných rozdílů jsem užil metodu následného testování podle Tukeye. Takto byly ověřovány různé nulové hypotézy a určovány průkazné rozdíly.

Výsledkem testování základní hypotézy bylo potvrzení, že snížené množství nitrátového dusíku v indukčním médiu vede k výraznější indukci tuberizace u lilku bramboru (*Solanum tuberosum* L.) tj. k procentuálnímu nárůstu počtu baněk s alespoň jednou hlízkou k celkovému počtu baněk. Vysoce průkazný rozdíl v tvorbě hlízek u experimentu č.1 existuje pouze mezi variantou se sníženým a zvýšeným dusíkem. Za vysoce průkazný můžeme tento rozdíl považovat z toho důvodu, že nastal pro obě hladiny významnosti $\alpha = 0,05$ a i $\alpha = 0,01$ a má 99 % pravděpodobnost. Rozdíly mezi kontrolní metodou a sníženým dusíkem a také mezi kontrolní metodou a zvýšeným dusíkem jsou neprůkazné.

Z hlediska statistického vyhodnocení nic nenasvědčuje tomu, že by tato hypotéza neplatila.

Zároveň byl kontrolován předpoklad použití ANOVY (vzájemná nezávislost všech týdenních ohodnocení počtů baněk uvnitř skupiny i mezi skupinami, homogenita rozptylu testem podle Cochrana a normální rozdělení dat testem Kolmogorovovým-Smirnovým v Lilieforsově úpravě kritických hodnot testovací charakteristiky).

Dále bylo statisticky potvrzeno, že nic nenasvědčuje tomu, že by efekty jednotlivých ročních, sezónních opakování na jaře a na podzim na indukci nebyly stejné. Neexistují průkazné rozdíly mezi ročními a sezónními opakováními experimentu č.1. Současně se prokázalo, že největší variabilita existuje právě mezi týdenními ohodnoceními počtů hlízek asi vlivem různé vitality (hormonální regulace) jednonodálních segmentů. Volněji řečeno faktor týdenní ohodnocení je možné považovat, za zastiňující faktor. Jednofaktorová ANOVA totiž nevedla k prokázání vlivu faktoru varianta tj k prokázání vlivu anorganického dusíku v indukčním médiu.

V experimentu č. 2 byl cíl obdobný, statisticky prokázat vliv dusíku na tuberizaci, odlišnost byla ve způsobu vyhodnocování frekvence tvorby hlízek jako procenta vytvořených mikrohlízek k celkovému počtu jednonodálních segmentů. Protože nebyla splněna podmínka homogenity rozptylu, nebyla ke statistickému zpracování použita ANOVA tak jako v předchozím případě, ale Friedmanův test. Friedmanův neparametrický test na obou hladinách významnosti $\alpha = 0,05$ a $\alpha = 0,01$, tak jako v předchozím případě, indikoval zamítnutí shody nulového efektu na všech úrovních faktoru varianta tj. na obsahu anorganického dusíku v indukčním médiu. K určení, které efekty jednotlivých úrovní faktoru varianta tj. snížený dusík, kontrola a zvýšený dusík se od sebe významně liší byla použita

metoda mnohonásobného porovnávání podle Neményiho. Z výsledků vyplývá, že na obou hladinách významnosti $\alpha = 0,05$ a $\alpha = 0,01$ je průkazný rozdíl pouze mezi variantou se sníženým a zvýšeným dusíkem.

Výsledek je v souladu s předpokladem a s výsledky experimentu č. 1 i v tomto případě byla potvrzena hypotéza, že snížené množství nitrátového dusíku v indukčním médiu vede k výraznější indukci tuberizace u lilku bramboru (*Solanum tuberosum* L.).

K potvrzení inhibujících a stimulujících vlivů byla pro jednotlivé varianty experimentu č. 1 odvozena regresní funkce. Podařilo se navrhnout vhodnou regresní křivku, s koeficientem determinace podle jednotlivých variant 0,994 a 0,997. Z koeficientu determinace je možné usuzovat, že až 99,7 % závislosti je odvozeno regresní funkcí a 0,3 % je způsobeno náhodou.

Z průběhu první derivace regresní funkce, jejíž fyzikální význam je okamžitá rychlost tvorby hlízek v baňkách s alespoň jednou mikrohlízkou, lze usuzovat, že tato rychlost roste od nuly až po maximum v inflexním bodě regresní funkce a potom klesá zpět k nule v okamžiku završení fyziologické aktivity jednonodálních segmentů. Tento bod regresní křivky je bodem zvratu mezi stimulací a inhibicí tvorby hlízek. Nejvyšší možnou okamžitou rychlost tvorby hlízek v baňkách, v nichž byla alespoň jedna mikrohlízka dosahovala varianta se sníženým dusíkem a kontrola a nejmenší varianta se zvýšeným dusíkem. Nejrychleji dosáhla inflexního bodu varianta se sníženým dusíkem a nejpozději varianta se zvýšeným dusíkem. Z regresní křivky byla odvozena i doba fyziologické přípravy jednonodálního segmentu na tvorbu hlízek. Nejkratší byla opět u varianty se sníženým dusíkem a nejdelší u varianty se zvýšeným dusíkem. Všechny hodnoty jsou vyrovnané dosažené vyhodnocením uvedených 12 souborů opakování experimentu č. 1. Pro regesní křivky posuzovaných variant jsem určil i pásy spolehlivosti. V pásu spolehlivosti se s 95 % pravděpodobností budou nacházet všechny laboratorně zjištěné hodnoty. Pás spolehlivosti pro variantu se sníženým dusíkem se nepřekrývá s pásem spolehlivosti pro variantu se zvýšeným dusíkem, tím došlo ke shodě s výsledky ze statistického posouzení experimentu č.1.

Pás spolehlivosti pro kontrolní variantu se překrývá, jak s pásem spolehlivosti pro variantu se sníženým dusíkem tak i pro variantu se zvýšeným dusíkem, i zde je obdobný trend výsledku jako u experimentu č. 1. Průkazné rozdíly v tomto případě s 95 % pravděpodobností neexistují mezi kontrolní variantou a variantou se sníženým dusíkem a kontrolní variantou a variantou se zvýšeným dusíkem. Průkazný rozdíl existuje pouze mezi variantou se sníženým a zvýšeným dusíkem. Tento rozdíl označuji za průkazný protože existuje pouze na hladině významnosti $\alpha = 0,05$.

Tabulka č. 1 - Základní schéma dat pro ANOVU dvojného třídění k posouzení vlivu anorganického dusíku v indukčním médiu na proces indukce (% baněk s alespoň jednou hlízkou k celkovému počtu baněk)

Soubory experiment č.1	Faktor B varianta	Faktor A - doba od založení pokusu [týden] 4	5	6	7	8	9	Průměry
jaro 2005	kontrolní varianta	4,55	4,55	13,64	22,73	45,45	50,00	23,48
podzim 2005		0,00	9,52	23,81	28,57	52,38	52,38	27,78
jaro 2006		0,00	16,67	29,17	50,00	75,00	83,33	42,36
podzim 2006		0,00	5,26	31,58	42,11	47,37	47,37	28,95
jaro 2005	snížený dusík	8,70	13,04	21,74	26,09	47,83	65,22	30,43
podzim 2005		5,00	5,00	20,00	40,00	60,00	60,00	31,67
jaro 2006		11,54	38,46	50,00	65,38	84,62	96,15	57,69
podzim 2006		5,56	22,22	33,33	44,44	44,44	44,44	32,41
jaro 2005	zvýšený dusík	0,00	0,00	13,64	18,18	31,82	54,55	19,70
podzim 2005		0,00	15,00	25,00	40,00	60,00	60,00	33,33
jaro 2006		4,00	12,00	28,00	28,00	28,00	48,00	24,67
podzim 2006		0,00	0,00	5,00	30,00	45,00	60,00	23,33
Průměry		3,28	11,81	24,58	36,29	51,83	60,12	31,317

Poznámka	
(faktor A) počet úrovní a =	6
(faktor B) počet úrovní b =	3
počet odečtů (v podtřídě) c =	4
(zjednodušení výpočtu) K =	70613,79

Tabulka č. 2 - ANOVA dvojného třídění se čtyřnásobným opakováním v podtřídě pro posouzení vlivu anorganického dusíku v indukčním médiu na proces indukce (na % baněk u nichž došlo k indukci k celkovému počtu baněk)

Zdroj variability i	Si	st.v.i	MSi	Fvypi	Fkriti
Týdenní ohodnocení (A)	29845,58	5	5969,12	39,84	3,377
Varianta (B)	1980,20	2	990,10	6,61	5,021
Interakce (AB)	289,21	10	28,92	0,19	2,668
Technická chyba (reziduum) e	8090,09	54	149,82		
Celková variabilita	40205,09	71			

Hladina významnosti $\alpha = 0,01$

Pomocí F-testů analýzy rozptylu vyhodnocujeme následující hypotézy :

H01: Jsou efekty faktoru B - varianta na indukci stejné ? (Testujeme pomocí F(B) = MSB / MSE)

H02: Jsou efekty vzájemného působení obou faktorů na indukci stejné ? (Testujeme pomocí F(AB) = MSAB / MSE)

H03: Jsou efekty faktoru A - týdenní ohodnocení na indukci stejné ? (Testujeme pomocí F(A) = MSA / MSE)

Použitý model analýzy rozptylu : $Xijk = \mu + \alpha i + \beta j + \gamma ij + \varepsilon ijk$

Fvyp (B) > Fkrit => zamítáme H01 ≡ $\beta 1 = \beta 2 = \beta 3 = 0$ a přikláníme se k alternativní hypotéze, že ne všechny efekty βj faktoru B (varianta) jsou stejné - vliv faktoru B je průkazný

Fvyp (AB) < Fkrit => nezamítáme H02 ≡ (všechny $\gamma ij = 0$) a přikláníme se k nulové hypotéze, interakční efekty faktorů A,B se neuplatňují - vliv interakce není průkazný

Fvyp (A) > Fkrit => zamítáme H03 ≡ $\alpha 1 = \alpha 2 = \alpha 3 = \alpha 4 = \alpha 5 = \alpha 6 = 0$ a přikláníme se k alternativní hypotéze, že ne všechny efekty αi faktoru A (týdenní ohodnocení) jsou stejné - vliv faktoru A je průkazný

Tabulka č. 3 - Tukeyův následný test významnosti rozdílů mezi průměry jednotlivých úrovňových skupin faktoru B - varianta (následné testování základní schéma ANOVY viz tab. č. 2)

Nulová hypotéza Ho : $\mu i - \mu j = 0$

Alternativní hypotéza H1 : $\mu i - \mu j \neq 0$

a) Určení kritické hodnoty Q(α, p, sve) studentizovaného rozpětí

α	=	0,01	0,05	hladina významnosti
p	=	3		počet úrovní faktoru B
s.v.e	=	54		stupeň volnosti pro rez. složku ANOVY

V našem případě hledáme tabulkové hodnoty:

Q(0,05;3;54) = 3,4119

Q(0,01;3;54) = 4,3075

b) Výpočet kritické hodnoty rozdílu podle Tukeye

Dα = Qα,p,sve * Odmocnina (MSe / ni)

ni	=	24
MSe	=	149,82
Dkrit 0,05	=	8,525
Dkrit 0,01	=	10,762

Tabulka č.4 - Skutečné rozdíly mezi dílčími průměry úrovní faktoru B - metoda

Hodnota dílčího průměru	Úroveň faktoru B	Rozdíl mezi dílčími průměry		
		kontrolní varianta	snížený dusík	zvýšený dusík
30,64	kontrolní varianta		7,41	5,39
38,05	snížený dusík			12,79
25,26	zvýšený dusík			

Vyhodnocení :

Na základě Tukeyova testu usuzujeme, že mezi úrovněmi faktoru B - varianta existuje vysoce průkazný rozdíl pouze mezi průměry úrovňové hladiny snížený a zvýšený dusík. Tento rozdíl je vysoce průkazný, protože existuje pro obě hladiny významnosti α = 0,01 a α = 0,05.

Rozdíl mezi průměry úrovňové hladiny snížený dusík a kontrolní varianta nebo zvýšený dusík a kontrolní varianta je neprůkazný na obou hladinách významnosti.

Výsledky odpovídají teoretickým předpokladům.

Regresní funkce pro kontrolní variantu experimentu č. 1

$$y_{1KM} = 100 - 365,119 \times e^{-\frac{t}{4,01421}} + 1181,321 \times e^{-\frac{t}{1,13662}}$$

Index determinace

$$I_{yt} = \sqrt{\frac{\text{var } y'}{\text{var } y}} = \sqrt{1 - \frac{\text{var}(y - y')}{\text{var } y}} = \sqrt{1 - \frac{\sum_{i=1}^{i=6} \left(y_i - y_i'\right)^2}{\sum_{i=1}^{i=6} \left(y_i - \bar{y}\right)}} = \sqrt{1 - \frac{33,94}{2846,58}} = 0,994$$

Regresní funkce pro variantu se sníženým dusíkem experimentu č. 1

$$y_{1SD} = 100 - 188852,779 \times e^{-\frac{t}{2,5947143}} + 188886,348 \times e^{-\frac{t}{2,5905466}}$$

Index determinace

$$I_{yt} = \sqrt{\frac{\text{var } y'}{\text{var } y}} = \sqrt{1 - \frac{\text{var}(y - y')}{\text{var } y}} = \sqrt{1 - \frac{\sum_{i=1}^{i=6} \left(y_i - y_i'\right)^2}{\sum_{i=1}^{i=6} \left(y_i - \bar{y}\right)}} = \sqrt{1 - \frac{15,45}{2751,79}} = 0,997$$

Regresní funkce pro variantu se zvýšeným dusíkem experimentu č. 1

$$y_{1ZD} = 100 - 315921,084 \times e^{-\frac{t}{2,9399089}} + 316024,492 \times e^{-\frac{t}{2,9365448}}$$

Index determinace

$$I_{yt} = \sqrt{\frac{\text{var } y'}{\text{var } y}} = \sqrt{1 - \frac{\text{var}(y - y')}{\text{var } y}} = \sqrt{1 - \frac{\sum_{i=1}^{i=6} \left(y_i - y_i'\right)^2}{\sum_{i=1}^{i=6} \left(y_i - \bar{y}\right)}} = \sqrt{1 - \frac{11,09}{2096,49}} = 0,997$$

Ze vzájemného porovnání hodnot regresních funkcí kontrolní varianty, sníženého a zvýšeného dusíku na jednotlivých týdenních ohodnoceních vyplývá, že největší počet baněk v kterých došlo alespoň na jednom explantátu ke tvorbě hlízky byl charakteristický pro kultivační variantu se sníženým dusíkem a naopak nejmenší u varianty se zvýšeným dusíkem viz graf č. 2. Výsledek je v souladu s předpokladem. Vyrovnané hodnoty vypočtené z regresní funkce koresponduj s hodnotami laboratorně zjištěnými.

Hodnoty parametrů regresní funkce byly odvozeny metodou nejmenších čtverců bez sestavování normálních rovnic za pomocí tabulkového kalkulátoru Microsoft Excel. Regresní funkce vyjadřuje procentuální závislost počtu baněk s alespoň jednou hlízkou z celkového počtu baněk na čase.

Spolu s parametry byla vypočtena i časová konstanta TD, jakožto posun počátku kartézské soustavy souřadnic po ose času t do bodu, kde je tato funkce ještě nulová. Tato konstanta by mohla být dobou fyziologické přípravy na tvorbu mikrohlízek.

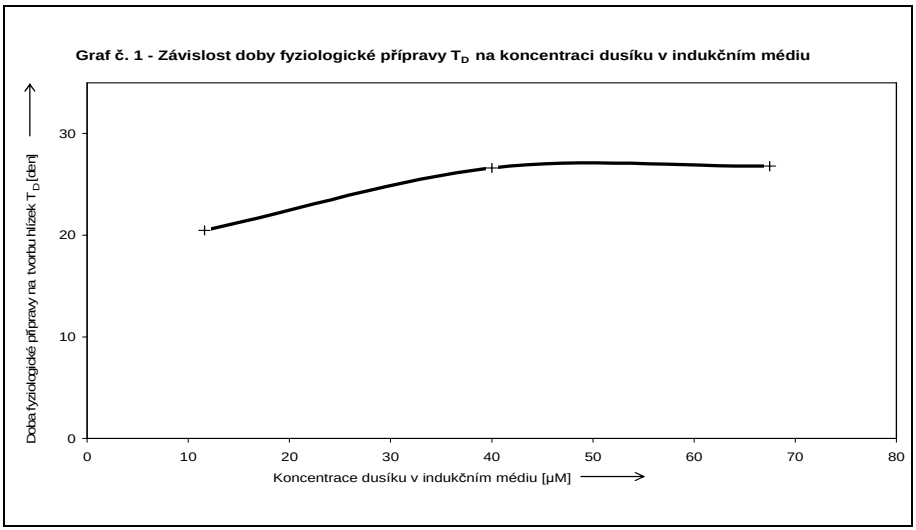
TD Kontrolní varianta	=	3,862 týdne (27,0 dne)
TD Snížený dusík	=	2,879 týdne (20,2 dne)
TD Zvýšený dusík	=	3,778 týdne (26,4 dne)

Z porovnání konstant TD vyplývá, že nejkratší dobu fyziologické přípravy na tvorbu mikrohlízek potřebuje varianta se sníženým dusíkem. Kontrolní varianta a varianta se zvýšeným dusíkem potřebují dobu navzájem přibližně stejnou, ale o týden delší než varianta se sníženým dusíkem. Hodnotu TD jsme získali extrapolací tedy výpočtem hodnoty regresní funkce mimo interval laboratorně (empiricky) získaných dat tj. mimo mez realizovaných týdenních ohodnocení počtů baněk s alespoň jednou mikrohlízkou. Tato extrapolace ale byla minimální. U kontrolní varianty byla totiž nejmenší funkční hodnota regresní funkce pro 1. realizované týdenní ohodnocení 0,2 % u varianty se zvýšeným dusíkem 0,27 % a u varianty se sníženým dusíkem 7,04 %. Hodnoty konstant TD, které mohou vyjadřovat dobu fyziologické přípravy jednonodálních segmentů na tvorbu hlízek byly porovnávány s průběhy koncentrací ABA v závislosti na čase a došlo ke shodě s předpoklady.

ZÁVĚR

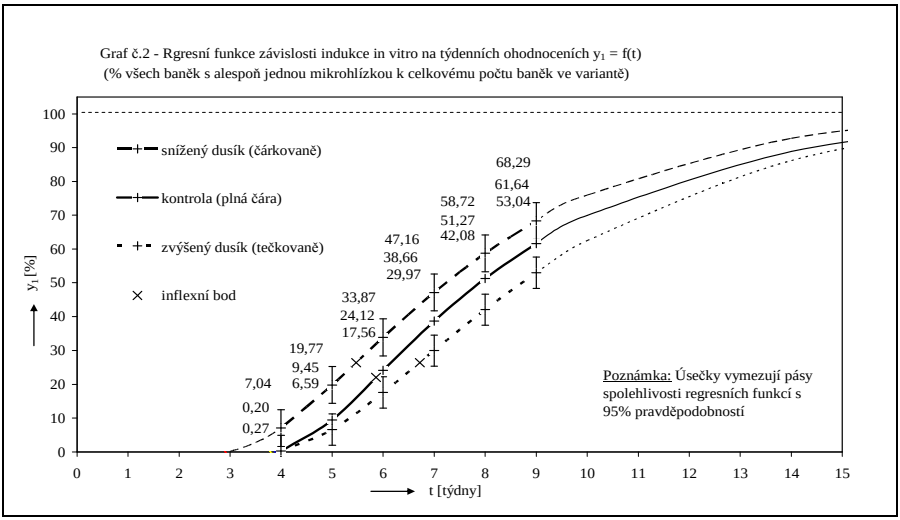
Viditelná tvorba hlíz v *in vitro* kultuře byla zaznamenána tři týdny od založení experimentu. Snížení obsahu anorganického dusíku v médiu vedlo k intenzivnější tvorbě hlíz. Tato varianta měla největší počet baněk, u nichž došlo alespoň na jednom explantátu ke tvorbě hlízky (graf č. 2), a okamžitá rychlost jejich tvorby byla u této varianty nejrychlejší (tab.č. 5). Také počet hlízek vztažený k celkovému počtu segmentů byl u této varianty největší. Tyto výsledky odpovídají výsledkům MINGO-CASTELA et al. (1976) Naopak zvýšení obsahu dusíku v indukčním médiu vedlo ke snížení tvorby hlíz. Tyto rozdíly jsou patrné na všech týdenních ohodnoceních a bylo statisticky ověřeno, že nic nenasvědčuje tomu, že by neplatila hypotéza, že snížené množství nitrátového dusíku v indukčním médiu vede k výraznější indukci tuberizace u lilku bramboru *Solanum tuberosum* L. (tab. č. 1, 2, 3, a 4).

Výsledky poukazují na možnost ovlivnění produkce sadbových brambor pomocí optimalizace hnojení, tento poznatek uvádí i ATKINSON et al. (2003).



Tabulka č. 5

Varianta	Čas dosažení inflexního bodu t I od založení souboru jednonodálních segmentů [týden]	Hodnota regresní funkce yI[-]	Maximální okamžitá rychlost tuberizace baňky s alespoň jednou hlízkou (v inflexním bodě regresní funkce) vI[týden-1]
kontrolní varianta	5,863 (41,041dne)	22,048	15,134
snížený dusík	5,472 (38,304dne)	26,424	14,189
zvýšený dusík	6,716 (47,012dne)	26,424	12,520



Po osmi týdnech kultivace dosáhly největší mikrohlízky velikosti 8 mm a jejich hmotnost nepřesahovala 25 mg (obr. č. 1).

Obr. č. 1



LITERATURA

ABDULAH, Z.N. and AHMAD, R. (1980): Effect of ABA and GA3 on tuberization and some chemical constituent of potato. Plant Cell Physiol. 21:1343-1346.

ANDĚL J. (2003): Statistické metody, Matfyzpress, Vydavatelství Matematicko - fyzikální fakulty University Karlovy

ATKINSON, D., GEARY, B., STARK, J., LOVE, S. and WINDERS, J. (2003): Potato varietal responses to nitrogen rate and timing. Western Nutrient Management Conference, Salt Lake City, Utah, USA, Vol. 5:149-155.

CRAMER, M.D., SCHIERHOLT, A., WANG, Z. and LIPS, S. H. (1995): The influence of salinity on the utilization of root anaplerotic carbon and nitrogene metabolism in tomato seedlings. J. Exp. Bot. 46:1569-1577.

FISEROVA, H. and HRADILIK, J. (1994): Ethylene and ethane production during adventitious root-formation on vine stem segments. Rost. Vyr. 40 (8): 755-762.

GREGORY L.E. (1956): Some factors for tuberization in the potato. Ann. Bot. 41: 281–288.

JAROŠOVÁ, E., a KRÁL J. (2007): Ověřování předpokladu normality, Národní informační středisko pro podporu jakosti, http://www.npj.cz

KRAUSS, A. (1981): Abscisic acid and gibberelic acid in growing potato tubers. Pot. Research 24(4):435-439.

LIKEŠ J., a LAGA J. (1978): Základní Statistické tabulky, SNTL n.p., Praha Spálená 51

LIPS, S. H., BEN ZIONI, A. and VAADIA, Y. (1970): K+ recirculation in plants and its importance for adequate nitrate nutrition. In: R. M. SAMISH (Ed) Recent Advances in Plant Nutrition. Gordon and Breach Science Publishers. New York - London - Paris. pp. 207-215.

MACHACKOVA, I., KONSTANTINOVA, T.N., SERGEEVA, L.I., LOZHNIKOVA, V.N., GOLYANOVSKAYA, S.A., DUDKO, N.D., EDER, J. and AKSENOVA, N.P. (1998): Photoperiodic control of growth, development and phytohormone balance in *Solanum tuberosum.* Physiol. Plant. 102:272-278.

MINGO-CASTEL, A. M., SMITH, O. E. and KUMAMOTO, J. (1976): Plant Physiol. 57: 480-485.

MURASHIGE T. and SKOOG F. (1962): A revise medium for rapid growth and bioassays with tobacco tissue cultures. Physiol.Plant. 15:473-97.

STÁVKOVÁ J., a DUFEK J. (2005): Biometrika, Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně

VOSMANSKÁ G. (2005): Matematika, Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně

WHEELER, R. M. and TIBBITTS, Th. W. (1997): Influence of changes in daylenght and carbon dioxid on the growth of potatoe. Ann. Bot. 79:529-533.

XU, X., VAN LAMMEREN, A.M., VERMEER, E. and VREUGDENHIL, D. (1998): The Role of Gibberellin, Abscisic Acid, and Sucrose in the Regulation of Potato Tuber Formation in Vitro. Plant Physiol. 117: 575–584.