

BADANIE WZROSTU I ROZWOJU SERADELI (*ORNITHOPUS SATIVUS* BROT.) W ZALEŻNOŚCI OD DOBORU ROŚLIN OCHRONNYCH I WYBRANYCH ELEMENTÓW AGROTECHNIKI

Robert Witkowicz

Katedra Szczegółowej Uprawy Roślin, Akademia Rolnicza, Kraków

1 WSTĘP

Zmienność osobnicza i gatunkowa roślin oraz ich odpowiedź na zróżnicowane, określone warunki siedliskowe jest przedmiotem badań rolniczych. Wśród wielości tematycznej podejmowanych zagadnień skromną pozycję zajmują badania z zakresu morfologii a zwłaszcza z zakresu wzrostu i rozwoju roślin. Właściwości morfologiczno-rozwojowe będące częścią genetycznie uwarunkowanej strategii życiowej decydują o gromadzeniu oraz przemieszczaniu suchej masy. Właściwości te mają kluczowe znaczenie w ustaleniu wzajemnych relacji pomiędzy osobnikami fitocenoz rolniczych. Gromadzenie i dystrybucja suchej masy prowadzą do nieodwracalnego zwiększania rozmiarów osobnika, co można określić pojęciem „wzrostu”. Ponieważ jest to zjawisko mierzalne można ująć go matematycznie. Podstawy metodyczne zostały sformułowane przez Gregory’ego w 1917 roku.

Bezkrytyczne stosowanie wspomnianej metody nazwanej potocznie analizą wzrostu (growth analysis) prowadzi do wielu błędów metodycznych oraz interpretacyjnych. Chodzi głównie o zasady dokonywania zbiorów, oznaczania masy i powierzchni asymilacyjnej, a także obliczania i interpretacji wskaźników wzrostu otrzymanych przy użyciu metody interwałowej i funkcyjnej [16, 10, 11]. Do poprawnego dopasowania modelu matematycznego konieczna jest znajomość przebiegu wzrostu rośliny, który najczęściej wyrażamy za pomocą zmian w czasie wysokości roślin lub łanu, albo zmian w czasie nagromadzonej suchej masy przez roślinę lub łan. Analiza wzrostu w ciągu

ontogenezy pozwala stwierdzić, że najbardziej celowe jest wyrażenie tej zależności za pomocą funkcji ciągłej, która winna przybierać kształt sigmoidalny. Krzywa ta dobrze opisuje wzrost komórki, organu, osobnika a nawet populacji. Jej przebieg jednoznacznie można podzielić na trzy etapy: „wykładniczy”, „liniowy” i „starzenia”. W części „wykładniczej” obserwujemy stosunkowo powolny wzrost, lecz stale przyspieszający. Etap „liniowy” charakteryzuje najintensywniejszy wzrost, prawie bez zmian szybkości. Etap „starzenia” cechuje natomiast spowolnienie wzrostu kończące się śmiercią. Funkcjami najczęściej aproksymującymi dane doświadczalne w biometrii są funkcje wielomianowe, oraz wykładnicze i potęgowe, których przegląd zamieścili Millier [8], Sztencel i Żelawski [15] oraz Warnstorff i Dörfel [18] wraz z przykładami zastosowań. Funkcje te pozwalają na wykazanie głównych tendencji przy wyeliminowaniu krótkotrwałych fluktuacji, które mogą być powodowane błędami związanymi z pobieraniem próbek i wahaniami spowodowanymi zmiennością siedliska [9], oraz nie wymagają znajomości *a priori* zależności pomiędzy masą i powierzchnią asymilacyjną roślin [11].

Jednym ze sposobów zwiększania intensywności użytkowania ziemi jest produkcyjne wykorzystanie przerw w uprawie pomiędzy plonami głównymi poprzez wprowadzenie międzyplonów. Powierzchnia ich uprawy zależy głównie od warunków siedliskowych oraz struktury użytków rolnych, głównie powierzchni użytków zielonych i roślin okopowych. Konieczność ekonomiczna intensyfikacji działalności rolniczej w Polsce na glebach lekkich (około 4 mln. ha), które najczęściej charakteryzują się

warunkami sprzyjającymi mineralizacji, zmusza rolnika w przypadku braku nawozów organicznych do ulepszenia zmianowań [7]. Dokonuje się tego między innymi poprzez wprowadzenie do uprawy towarowych roślin motylkowatych lub uprawy roślin motylkowatych i traw jako wsiewek śródplonowych na cele nawozowe, czyli roślin o dodatnim współczynniku reprodukcji materii organicznej. Utrzymanie stałego poziomu substancji organicznej przy monokulturze zbożowej w tych warunkach może być ekonomicznie nieakceptowalne [6]. W lepszych warunkach glebowych podobną rolę spełniają międzyplony ścierniskowe [12, 5, 21]. Pozyskanie substytutu nawozu organicznego w postaci biomasy roślinnej jest zgodne z kierunkiem rozwoju rolnictwa proekologicznego, co poza względami przyrodniczo-siedliskowymi dyktowane jest również względami ekonomiczno-organizacyjnymi.

Obecność wsiewek śródplonowych powołuje do życia nowe fitocenozy, w których oprócz dotychczasowej konkurencji wewnątrzgatunkowej (zasiew jednogatunkowy) pojawia się zjawisko konkurencji międzygatunkowej. Najbardziej właściwą definicją tego zjawiska ze względu na charakter niniejszej pracy wydaje się formuła Bleasdale'a: „dwie rośliny konkurują między sobą wówczas, gdy wzrost jednej z nich lub obu został osłabiony, czy też pokrój zmodyfikowany, w porównaniu do wzrostu czy kształtu roślin rosnących w izolacji”. Miarą tej konkurencji bez wnikania, czego ona dotyczy może być różnicowanie tempa wzrostu, którego efektem jest sucha masa np. osobnika [1]. Można zatem stwierdzić, że wszystkie czynniki agrotechniczne modyfikujące konkurencyjność osobników, będą również modyfikowały cechy morfologiczno-rozwojowe. Na chwilę obecną spośród czynników agrotechnicznych najwięcej uwagi poświęcono doborowi składników fitocenozy.

2 CEL PRACY

Matematyczne modele wzrostu roślin poza znaczeniem czysto poznawczym mają znaczenie utylitarne. Mogą one wskazywać na najefektywniejsze terminy różnorakich interwencji agrotechnicznych, prognozować wielkość plonu, a także wykazywać i częściowo wyjaśniać (w efekcie dokonanych porównań)

zróżnicowanie morfologiczno-rozwojowe osobników i populacji. Zagadnienie porównań w królestwie roślin jest znacznie trudniejsze niż w królestwie zwierząt. Powodem tego jest fakt, że kierunki zmian morfologicznych w rozwoju ontogenetycznym, będące realizacją programu genetycznego są w bardzo znacznym stopniu modyfikowane zmiennością fenotypową wynikającą z wpływów siedliska. Zmiany morfologiczno-rozwojowe znajdują swój wyraz w plonowaniu składników fitocenozy. Z tych powodów praca ta miała na celu:

- porównanie właściwości morfologiczno-rozwojowych składników fitocenozy złożonej z pszenżyta jarego (*x Triticosecale* Wittmack) i seradeli (*Ornithopus sativus* Brot.), ze szczególnym uwzględnieniem wzrostu, będącego wyrazem intensywności procesów fizjologicznych uwarunkowanych powierzchnią asymilacyjną,
- porównanie reakcji pszenżyta jarego, owsa i łubinu żółtego na obecność wsiewki seradeli,
- wskazanie w oparciu o plon wsiewki oraz plon odrostu jesiennego [19] lepszej do wsiewania odmiany seradeli w uprawie na zieloną masę,
- ustalenie produkcyjnych skutków wzajemnego oddziaływania gatunków oraz odmian roślin wsiewanych i roślin ochronnych.

3 MATERIAŁ I METODYKA

3.1 Materiał

Badania nad wzrostem i rozwojem seradeli przeprowadzono w latach 1994-1996 w oparciu o trzyletnie, jednoczynnikowe doświadczenie polowe założone w układzie losowanych bloków, w 4 powtórzeniach. Doświadczenie obejmowało różne gatunki roślin ochronnych, których wysiew zmniejszono o 20% w stosunku do ilości zalecanej w danych warunkach siedliskowych w siewie czystym oraz różne gatunki i odmiany roślin wsiewanych: seradela (Mazurska Biała i Lacerta – 600 szt.·m⁻²) i kupkówka pospolita (Bara – 1000 szt.·m⁻²).

Analizy biometryczne wykonano w odstępach tygodniowych w latach na różnej liczbie obiektów i dotyczyły one ze względu na olbrzymią pracochłonność tylko tych, gdzie roślinę ochronną stanowiło pszenżyto jare. Pszenżyto jare poddane pomiarom biometrycznym stanowiło

roślinę ochronną dla seradeli Mazurskiej Białej. Wysokość roślin (cm), ich suchą masę (g) oraz liczbę i powierzchnię indywidualną liści (cm²) określano w odstępach około tygodniowych. Powierzchnie liści mierzono na aparacie firmy Li-Cor, model 3100. Ocen powyższych parametrów fizycznych dokonywano w młodszych fazach rozwojowych na 10-15, a w starszych na 10 osobnikach.

W skład eksperymentu jednoczynnikowego wchodziło XVII obiektów. Tak duża liczba obiektów w doświadczeniu jednoczynnikowym prowadzi do znacznych rozmiarów bloku. Postawione cele badawcze oraz utrzymanie wymaganego założenia przy tego typie eksperymentu o wewnętrznej jednolitości bloku postępowanie takie uzasadnia. Zastosowano następujące skróty literowe:

- MB – seradela Mazurska Biała,
- L – seradela Lacerta,
- w – wsiewka,
- szcz – siew czysty,
- ps – piasek słabogliniasty,
- płg – pył gliniasty.

3.2 Metodyka

Uzyskane obserwacje poddano analizie statystycznej z wykorzystaniem procedury analizy wariancji. W zależności od układu eksperymentalnego wykonano analizy według poniższych modeli liniowych:

$$(1) y_{ij} = m + a_i + b_j + e'_{ij}$$

przy czym $e'_{ij} = (ab)_{ij} + e_{ij}$

$$(2) y_{ijp} = m + a_i + b_j + (ab)_{ij} + g_p + e_{ijp}$$

gdzie:

- y_{ij} - wartość badanej cechy z i-tego poziomu czynnika A, j-tego poziomu czynnika B,
- y_{ijp} - wartość badanej cechy z i-tego poziomu czynnika A, j-tego poziomu czynnika B w p-tym powtórzeniu
- m - średnia układu doświadczalnego,
- a_i - efekt i-tego poziomu czynnika A,
- b_j - efekt j-tego poziomu czynnika B,
- () - efekt interakcji pomiędzy odnośnymi czynnikami,
- g_p - efekt p-tego powtórzenia

e_{ij} - efekt losowy dla modelu 1

e_{ijp} - efekt losowy dla modelu 2

Analizę wariancji układu ortogonalnego przeprowadzono na trzyletnich obserwacjach. Obiekty dwuletnie zostały włączone do analizy wariancji układu nieortogonalnego, w którym wyszczególniono inne źródła zmienności, co było podyktowane celami badawczymi. Obecność w analizach wariancji wszystkich obiektów jest wypełnieniem założeń metodycznych stawianych przy opracowaniu doświadczeń.

Weryfikację postawionych, zerowych hipotez roboczych

$$H_0: \sum_{i=1}^k k_i^2 = 0 \text{ lub } H_0: \delta_k^2 = 0$$

przeprowadzono w oparciu o test F Fishera-Snedecora. W przypadku modeli mieszanych dla czynników losowych, których estymowanie efektów z punktu widzenia praktycznego jest niecelowe, wyznaczono ich procentowy udział w zmienności całkowitej. Przed przystąpieniem do wykonania analiz wariancji sprawdzono zgodność rozkładu cech z rozkładem normalnym za pomocą testu Kołmogorowa-Smirnowa oraz założenie o jednorodności wariancji błędów za pomocą testu Chi-kwadrat Bartletta. W przypadku stwierdzenia heteroscedastyczności lub braku rozkładu normalnego stosowano transformacje logarytmiczne lub pierwiastkowe. Ponieważ nie jesteśmy w stanie a priori określić warunków pogodowych niecelowe wydaje się określanie wartości NIR dla czynników losowych (lata, interakcja lata·obiekty). Jednak ze względu na taki sam sposób budowy funkcji testowej dla hipotezy zerowej H_0 czynnika pierwszego (losowy lub stały) w drugim modelu takie postępowanie wydaje się dopuszczalne. Do bliższego wyjaśnienia efektów interakcyjnych wykorzystywano kontrasty ortogonalne. Zerowe hipotezy robocze stawiane przy konstruowaniu kontrastów ortogonalnych weryfikowano za pomocą testu F. Aby ustalić, które z porównywanych populacji są odpowiedzialne za odrzucenie hipotez zerowych zastosowano procedurę porównań wielokrotnych Newmana-Keulsa ($H_0: m_1=m_2=\dots=m_k \alpha=0,05$) [2, 13, 14].

Wzrost elongacyjny oraz proces gromadzenia suchej masy w nadziemnej części roślin aproksymowano za pomocą uogólnionej funkcji Richardsa [3, 4]

$$y = y_{\max} \cdot [1 + b \cdot \exp(-k \cdot t)]^{1/(1-m)},$$

która dla parametru $m=2$ przechodzi w funkcję logistyczną w postaci

$$y = y_{\max} \cdot [1 + b \cdot \exp(-k \cdot t)]^{-1}$$

Stałe współczynniki b i k wyznaczono minimalizując wartość funkcji straty metodą estymacji quasi-Newtona. Charakterystykę krzywej rozszerzono o wartość początkową

$$y_0 = y_{\max} / (1 + b).$$

Wyznaczono pierwszą pochodną funkcji logistycznej (y') oraz jej punkt przegięcia, względem którego jest symetryczna

$$t_i = \ln b / k, \quad y_i = 0,5 \cdot y_{\max}.$$

W punkcie tym pierwsza pochodna przyjmuje wartość maksymalną.

Wyznaczono również drugą pochodną funkcji logistycznej (y'') oraz jej punkty ekstremalne:

$$t_1 = t_i - 1,318 / k$$

$$y_1 = y_{\max} / 2 \cdot (1 - \sqrt{1/3}) = 0,211 \cdot y_{\max}$$

$$t_2 = t_i + 1,318 / k$$

$$y_2 = y_{\max} / 2 \cdot (1 + \sqrt{1/3}) = 0,789 \cdot y_{\max}$$

W przypadku analizy akumulacji suchej masy przez część nadziemną roślin seradeli dodatkowo z równań regresji logistycznej wyznaczono chwilowe wartości (w punktach przegięcia) względnej szybkości wzrostu (RGR – relative growth rate) [9].

$$RGR = \frac{k \cdot (y_{\max} - y)}{y_{\max}}$$

Do określenia dokładności aproksymacji krzywej do danych posłużono się współczynnikiem determinacji krzywoliniowej (R^2), będącym kwadratem współczynnika korelacji krzywoliniowej

$$R = \sqrt{\frac{\sum (y - \bar{y})^2 - \sum (y - \hat{y})^2}{\sum (y - \bar{y})^2}},$$

gdzie

y – wartość eksperymentalna,

\bar{y} – wartość średnia,

\hat{y} – wartość teoretyczna.

Ponadto posłużono się średnim kwadratem reszt (RMS - residual mean squares)

$$RMS = \frac{\sum (y - \hat{y})^2}{(n - p)}$$

y – wartość eksperymentalna,

\hat{y} – wartość teoretyczna.

n – liczba pomiarów

p – liczba parametrów

Aby porównać przebieg zależności pomiędzy czasem (t), a wzrostem (h) lub masą (w) poszczególnych kombinacji dokonano linearyzacji funkcji logistycznej wg poniższego równania

$$\ln\left(\frac{y_{\max}}{y} - 1\right) = \ln b - k \cdot t$$

W opracowaniu można zaobserwować brak zgodności z zależnością pomiędzy wyrazem wolnym postaci prostoliniowej a jego odpowiednikiem w funkcji Richardsa. Jest to efekt przekształceń oraz procesu estymacji. Nie obniża to jednak wartości merytorycznej opracowania, bowiem procedura porównań prostych oparta została o dane wyjściowe. Postać logistyczną należy traktować jako bardzo dobre przybliżenie opisu wzrostu, a co ważniejsze jako potwierdzenie poprawnej procedury linearyzacji [20]. Łatwa konstrukcja, prosta interpretacja i dogłębne opracowanie metodyczne czyni ten model przydatnym w pośrednim wnioskowaniu o odrębności statystycznej nieliniowego procesu wzrostu roślin. Do określenia dokładności dopasowania prostej do danych posłużono się współczynnikiem determinacji prostoliniowej (r^2), będącym kwadratem współczynnika korelacji prostoliniowej

$$r = \frac{\sum (x - \bar{x}) \cdot (y - \bar{y})}{\sqrt{\sum (x - \bar{x})^2} \cdot \sqrt{\sum (y - \bar{y})^2}}$$

oraz błędem standardowym estymacji

$$S_{y(t)} = \sqrt{\frac{\sum (y - \hat{y})^2}{n - 2}},$$

gdzie

y – wartość eksperymentalna,

\hat{y} – wartość teoretyczna.

n – liczba pomiarów.

Ze względu na obciążenie transformacją logarytmiczną współczynnik korelacji prostoliniowej nie wyraża bezpośredniej siły związku między zmiennymi. Współczynniki determinacji zarówno prosto jak i krzywoliniowej należy interpretować jako tą część ogólnej zmienności regresyjnej, którą można objaśnić zmienną czasową t . Należy pamiętać, że „korelacja to nie przyczyna”, nawet jeśli statystycznie istotna.

Aby uzyskać pośrednio odpowiedź na pytanie czy przebieg badanych zależności był podobny u poszczególnych roślin, wykorzystano test F i porównano współczynniki kierunkowe prostych regresji, tzn. sprawdzono hipotezę $H_0: k_1=k_2=\dots=k_n$. W przypadku stwierdzenia równoległości prostych, również za pomocą testu F poddano weryfikacji hipotezę, że proste nie różnią się odległościami, tzn. $H_0: b_1=b_2=\dots=b_n$. W przypadku odrzucenia hipotezy o równości współczynników kierunkowych prostych regresji dokonano ich porównań za pomocą przybliżonego testu t . Ponadto wyznaczono współczynnik determinacji prostoliniowej oraz poziom istotności wynikający wprost z analizy wariancji w regresji, który w przypadku regresji prostoliniowej dwóch zmiennych weryfikuje równocześnie trzy równoważne hipotezy zerowe

$$H_0: k=0, r^2=0, b+k\cdot t=0 \quad [2, 17].$$

W pracy symbolem α oznaczono prawdopodobieństwo popełnienia błędu pierwszego rodzaju, czyli błędu odrzucenia prawdziwej hipotezy zerowej H_0 . Ponadto za pomocą symboli S_b i S_k oznaczono średnie błędy szacunku parametrów funkcji wzrostu i gromadzenia suchej masy w nadziemnej części roślin.

Obliczeń zawartych w pracy oraz jej edycji dokonano wykorzystując pakiety Microsoft Office oraz *STATISTICA*.

4 WZROST I ROZWÓJ SERADELI

Opisu wzrostu i rozwoju składników fitocenozy dokonano w oparciu o wysokość i suchą masę nadziemnej części roślin. O wyborze tych właściwości fizycznych roślin do przedstawienia kinetyki wzrostu zadecydowała powszechna ich akceptacja, wynikająca z faktu, że dobrze obrazują one nasilenie procesów fizjologicznych.

W niniejszym opracowaniu treść rozprawy doktorskiej dotycząca wzrostu i rozwoju skład-

ników fitocenozy zobrazowana jest dynamiką wzrostu elongacyjnego seradeli z roku 1996.

Opisu wzrostu roślin w niniejszej pracy dokonano w oparciu o wysokość (h) nadziemnej części roślin. Posłużono się ciągłą, sigmoidalną funkcją Richardsa:

$$h = h_{\max} \cdot [1 + b \cdot \exp(-k \cdot t)]^{-1}$$

Analiza matematyczna funkcji pozwala stwierdzić, że współczynnik b ogranicza, a parametr k stymuluje wzrost roślin.

W 1996 roku najkorzystniejsze wartości parametrów k i b prezentuje funkcja aproksymująca wzrost wsiewki Mazurskiej Białej na pyle gliniastym, co pozwoliło jej osiągnąć wysokość 64,7 cm. Towarzyszyła temu najwyższa teoretyczna szybkość wzrostu ($1,20 \text{ cm} \cdot \text{doba}^{-1}$) osiągnięta w 69 dobie wegetacji przy wysokości 32,3 cm. Również jej dynamika wzrostu wyrażona zmianami przyspieszenia oscylowała wokół górnych wartości i wynosiła $\pm 0,036 \text{ cm} \cdot \text{doba}^{-2}$ [tabela 1, 2, 3]. Dalsza analiza danych prezentowanych w wzmiankowanych tabelach uwidacznia odrębność wzrostu roślin wsiewek. Spośród roślin wsiewanych wyższą dynamiką wzrostu charakteryzuje się *Lacerta*, której teoretyczna szybkość wzrostu była wyższa o $0,09 \text{ cm} \cdot \text{doba}^{-1}$, a teoretyczne przyspieszenie wzrostu o $\pm 0,004 \text{ cm} \cdot \text{doba}^{-2}$. Maksymalne teoretyczne wartości szybkości wzrostu również wcześniej osiągnęła wsiewka *Lacerty* (68 doba) od Mazurskiej Białej (70 doba). Maksymalną teoretyczną wartość przyspieszenia wzrostu rośliny osiągnęły w 48 dobie wegetacji, natomiast teoretyczną maksymalną wartość spowolnienia wzrostu odpowiednio w dobach 87 i 91. Wysokość roślin w omawianych punktach charakterystycznych była u obu odmian podobna. Roślina z siewu czystego charakteryzowała najwyższą stałą wzrostu k oraz zdecydowanie najwyższą wartością parametru b . Zapewniło jej to wysokie wartości maksymalnej teoretycznej szybkości wzrostu przekraczające $1 \text{ cm} \cdot \text{doba}^{-1}$, oraz wysokie wartości teoretycznego maksymalnego przyspieszenia i spowolnienia wzrostu $0,036 \text{ cm} \cdot \text{doba}^{-2}$. Punkty przegięcia pierwszej pochodnej to (doba/wysokość): 75/25. Wykazano ponadto dobre dopasowanie krzywej logistycznej do danych eksperymentalnych oraz możliwość odrzucenia hipotez o zerowych wartościach stałej wzrostu k i z wyjątkiem siewu czystego parametru b . W następstwie dokonano

porównań współczynników kierunkowych prostych otrzymanych po linearyzacji funkcji wzrostu, co pozwoliło wyodrębnić dwie grupy prostych. Pierwszą stanowiła prosta opisująca wzrost roślin z siewu czystego. Drugą grupę prostych nie różniących się współczynnikami

kierunkowymi stanowiły proste opisujące wzrost wsiewki seradeli bez względu na odmianę i warunki glebowe [tabela 4]. Współczynniki kierunkowe prostych obu grup różniły się statystycznie istotnie.

Tabela 1. Teoretyczne równania wzrostu elongacyjnego nadziemnej części roślin seradeli.

¹ Odmiana/Sposób siewu/Gleba	Równanie wzrostu	RMS	R^2	S_b	$^2\alpha$	S_k	$^3\alpha$
L/w/ps	$h(t) = 53,3 \cdot [1 + 9,596 \cdot 10^1 \cdot \exp(-0,0670 \cdot t)]^{-1}$	$19,99 \cdot 10^{-1}$	0,992	$2,356 \cdot 10^1$	0,004	$3,440 \cdot 10^{-3}$	0,000
MB/w/ps	$h(t) = 51,3 \cdot [1 + 7,978 \cdot 10^1 \cdot \exp(-0,0625 \cdot t)]^{-1}$	$39,69 \cdot 10^{-1}$	0,983	$2,708 \cdot 10^1$	0,019	$4,610 \cdot 10^{-3}$	0,000
MB/w/płg	$h(t) = 64,7 \cdot [1 + 1,738 \cdot 10^2 \cdot \exp(-0,0731 \cdot t)]^{-1}$	$53,94 \cdot 10^{-1}$	0,988	$6,473 \cdot 10^1$	0,028	$5,090 \cdot 10^{-3}$	0,000
MB/szcz/ps	$h(t) = 50,0 \cdot [1 + 7,117 \cdot 10^2 \cdot \exp(-0,0871 \cdot t)]^{-1}$	$31,50 \cdot 10^{-1}$	0,990	$3,654 \cdot 10^2$	0,087	$6,660 \cdot 10^{-3}$	0,000

¹ – patrz: *Material i metodyka*

² – $H_0: b=0$

³ – $H_0: k=0$

Tabela 2. Teoretyczne równania szybkości wzrostu oraz przyspieszenia wzrostu nadziemnej części roślin seradeli.

¹ Odmiana/Sposób siewu/Gleba	Równanie szybkości wzrostu	Równanie przyspieszenia wzrostu
L/w/ps	$h'(t) = 1,257 \cdot 10^{-3} \cdot h(t) \cdot [53,3 - h(t)]$	$h''(t) = 1,579 \cdot 10^{-6} \cdot h(t) \cdot [53,3 - h(t)] \cdot [53,3 - 2 \cdot h(t)]$
MB/w/ps	$h'(t) = 1,218 \cdot 10^{-3} \cdot h(t) \cdot [51,3 - h(t)]$	$h''(t) = 1,483 \cdot 10^{-6} \cdot h(t) \cdot [51,3 - h(t)] \cdot [51,3 - 2 \cdot h(t)]$
MB/w/płg	$h'(t) = 1,144 \cdot 10^{-3} \cdot h(t) \cdot [64,7 - h(t)]$	$h''(t) = 1,308 \cdot 10^{-6} \cdot h(t) \cdot [64,7 - h(t)] \cdot [64,7 - 2 \cdot h(t)]$
MB/szcz/ps	$h'(t) = 1,742 \cdot 10^{-3} \cdot h(t) \cdot [50,0 - h(t)]$	$h''(t) = 3,035 \cdot 10^{-6} \cdot h(t) \cdot [50,0 - h(t)] \cdot [50,0 - 2 \cdot h(t)]$

¹ – patrz: *Material i metodyka*

Tabela 3. Punkty charakterystyczne funkcji aproksymującej wzrost elongacyjny nadziemnej części roślin seradeli w roku 1996.

¹ Odmiana/Sposób siewu/Gleba	h_0 [cm]	t_i [doba]	h_i [cm]	$h'(t)_{\max}$ [cm·doba ⁻¹]	t_1 [doba]	h_1 [cm]	t_2 [doba]	h_2 [cm]	$h''(t)_{\max}$ [cm·doba ⁻²]	$h''(t)_{\min}$ [cm·doba ⁻²]
L/w/ps	$5,50 \cdot 10^{-1}$	68,12	26,27	0,89	48,45	11,25	87,79	42,08	0,023	-0,023
MB/w/ps	$6,35 \cdot 10^{-1}$	70,06	25,67	0,80	48,98	10,83	91,15	40,50	0,019	-0,019
MB/w/płg	$3,70 \cdot 10^{-1}$	69,72	32,34	1,20	51,90	13,65	87,54	51,03	0,034	-0,034
MB/szcz/ps	$7,02 \cdot 10^{-2}$	75,39	25,00	1,09	60,26	10,55	90,52	39,45	0,036	-0,036

¹ – patrz: *Material i metodyka*

Tabela 4. Funkcje wzrostu nadziemnej części roślin seradeli po przekształceniu linearyzującym.

¹ Odmiana/Sposób siewu/Gleba	Funkcja wzrostu $\pm S_{h(t)}$	$^2\alpha$	r^2	$^3\alpha$	$^4\alpha$	$^5\alpha$		
						L/w/ps	MB/w/ps	MB/w/płg
L/w/PS	$h(t) = 4,564 - 0,067 \cdot t \pm 0,078$	0,000	0,997	0,002	0,000	-		
MB/w/PS	$h(t) = 4,379 - 0,0625 \cdot t \pm 0,199$	0,000	0,977			0,272	-	
MB/w/płg	$h(t) = 5,158 - 0,0731 \cdot t \pm 0,185$	0,000	0,986			0,120	0,052	-
MB/szcz/ps	$h(t) = 6,568 - 0,0871 \cdot t \pm 0,250$	0,000	0,984			0,001	0,001	0,028

¹ – patrz: *Material i metodyka*

² – $H_0: k=0, r^2=0, b+k \cdot t=0$

³ – $H_0: k_1=k_2 \dots =k_n$

⁴ – $H_0: b_1=b_2 \dots =b_n$

⁵ – $H_0: k_m=k_n, m \neq n, m, n=1, 2, \dots, 4.$

5 EFEKTY PRODUKCYJNE

W bieżącym opracowaniu zamieszczono wyłączenie analizę plonu suchej masy seradeli. Zgodnie z założeniami ocena plonowania seradeli dokonana na podstawie plonu suchej masy potwierdziła statystyczny wpływ rośliny

ochronnej, lecz nie potwierdziła wpływu okresu wegetacyjnego. Największa część zmienności przypada na obiekty oraz wyznaczony kontrast. Ponieważ „reszta” nie jest istotna możemy uznać, że kontrast ten wyczerpuje zagadnienie zmienności wywołane rośliną ochronną.

Analiza wariancji plonu suchej masy seradeli z wydzieleniem kontrastu (lepsze warunki wzrostu : gorsze warunki wzrostu).

Źródło zmienności	Ss.	Średni kwadrat	α	Komponenty wariancyjne
Bloki	3	0,003	0,119	
Lata	2	0,002	0,318	
Obiekty	4	0,124	0,006	
Kontrast	1	0,428	0,000	
Reszta	3	0,023	0,279	
Lata·obiekty	8	0,015	0,000	
Lata·kontrast	2	0,027	0,000	
Reszta	6	0,011	0,000	
Błąd	42	0,001	-	

Plony suchej masy seradeli można podzielić na dwie grupy. Pierwsza powyżej 1 t z ha osiągnięta została na obiekcie gdzie rośliną ochronną był łubin żółty i obiekcie bez rośliny ochronnej, czyli obiektach stwarzających najkorzystniejsze warunki wzrostu i rozwoju wsiewki. Drugą grupę plonów poniżej 0,6 t z ha tworzyły obiekty z zbożową rośliną ochronną.

zmienności interakcji lata · obiekty po wyodrębnieniu interakcji lata kontrast pozostała nadal istotna. Ze względu jednak na brak merytorycznych podstaw do konstruowania porównań „post hoc” nie przeprowadzono dalszej, wnikliwszej jej analizy.

Plon suchej masy seradeli ($t \cdot ha^{-1}$).

¹ Obiekt	\bar{x} transformowana $\pm S_{\bar{x}}$	Grupa jednorodna	\bar{x} eksperymentalna
VIII	0,175 \pm 0,017	bc	0,518
IX	0,106 \pm 0,016	c	0,221
XIII	0,133 \pm 0,012	bc	0,302
XVI	0,270 \pm 0,022	ab	1,185
XVII	0,351 \pm 0,015	a	1,899

¹ – patrz strona: 48.

Spośród czynników losowych olbrzymią część zmienności (77%) objaśnia interakcja lata obiekty. Plon suchej masy seradeli z siewu czystego spadał systematycznie w latach badań, natomiast wsiewka w łubin żółty wykazała odstępstwo od takiego przebiegu zmian w roku 1994. Układ plonów seradeli wsiewanej w zboża był bardzo podobny i cechował się najniższym plonem w roku 1995. Pozostała „reszta”

6 PODSUMOWANIE

Rozprawa doktorska w całości pozwala sformułować podsumowanie poniższej treści. Wzrost elongacyjny oraz gromadzenie suchej masy w nadziemnej części roślin, składników fitocenozy dobrze opisuje funkcja logistyczna. Pośrednio na podstawie jej liniowej postaci wykazano statystyczną odrębność wzrostu roślin seradeli pochodzących z różnych obiektów. Wykazane zróżnicowanie statystyczne występowało częściej w przypadku procesu gromadzenia suchej masy w nadziemnej części roślin niż wzrostu elongacyjnego nadziemnej części roślin. W odniesieniu do roślin seradeli systematycznie potwierdzano odrębność siewu czystego seradeli Mazurskiej Białej, a w przypadku pszenżyta dotyczyła ona osobnika pochodzącego z pyłu gliniastego.

Maksymalne teoretyczne wartości szybkości wzrostu wsiewki seradeli osiągały od 8 do 24 dni później, a w odniesieniu do suchej masy od

7 do 18 dni później niż pszenżyto jare stanowiące roślinę ochronną. Opóźnienie wykształcenia maksymalnej powierzchni asymilacyjnej roślin było jeszcze wyższe i wynosiło około 30 – 40 dni.

Wykazana nieco wyższa dynamika wzrostu wsiewki seradeli Lacerty na tle wsiewki Mazurskiej Białej rozumiana jako wcześniejsze osiągnięcie teoretycznych ekstremów szybkości wzrostu oraz przyspieszenia wzrostu może świadczyć o jej nieco lepszej przydatności do uprawy w roślinie ochronnej. Te parametry wyznaczone dla procesu gromadzenia suchej masy w nadziemnej części roślin wykazują mniejszą przewagę seradeli Lacerty.

Wysiew jarej rośliny ochronnej (pszenżyta, owsa, łubinu żółtego) w ilości pomniejszonej o 20% w stosunku do zalecanej w danym siedlisku pozwolił wsiewanej seradeli bez względu na odmianę na przejście całej ontogenezy w okresie wspólnej wegetacji. Fakt zamknięcia ontogenezy jednorocznej, monokarpicznej seradeli nie dysponującej rozwiniętym organem spichrzowym w postaci szyjki korzeniowej uniemożliwił jej jesienny odrost.

Wykazano statystycznie istotne zmniejszenie plonu suchej masy wsiewki seradeli w zboża jare (pszenżyto, owies) w odniesieniu do jej siewu czystego. Zależności takiej nie obserwowano wsiewając seradelę w łubin żółty. Nie ujawnił się również wpływ gatunku i odmiany wsiewki na plon nasion rośliny ochronnej (żyto i pszenżyto ozime, pszenżyto jare, owies, łubin żółty).

BIBLIOGRAFIA

- 1) Duer I. 1975. Badania nad konkurencją między gwiazdnicą pospolitą (*Stellaria media* Vill.) a lucerną siewną (*Medicago sativa* L.). Praca doktorska. IUNG Puławy.
- 2) Elandt R. 1964. Statystyka matematyczna w zastosowaniu do doświadczeń rolniczych. PWN Warszawa.
- 3) Gregorczyk A. 1991. The logistic function – its application to the description and prognosis of plant growth. *Acta Societatis Botanicorum Poloniae*, 60, 1-2, 67-76.
- 4) Gregorczyk A. 1993. Analiza matematyczna wzrostu roślin kukurydzy (*Zea mays* L.). *Zeszyty Naukowe AR w Szczecinie, Rozprawy*, 156.
- 5) Kościelniak W. 1997. Uprawa poplonów ścierniskowych na nawozy zielone w województwie opolskim. W: Nawozy roślinne w integrowanym systemie produkcji rolniczej. AR w Krakowie, materiały z seminarium, 19-27.
- 6) Kuś J., Siuta A. 1992. Studia nad możliwością zwiększenia udziału zbóż w strukturze zasiewów. IV. Wybrane wskaźniki żyzności gleby. *Pamiętnik Puławski*, 100, 177-185.
- 7) Mazur T. 1995. Stan i perspektywa bilansu substancji organicznej w glebach uprawnych. *Zeszyty Problemowe Postępów Nauk Rolniczych*, 421a, 267-276.
- 8) Millier C. 1982. Courbes de réponse. In „Modèles dynamiques déterministes en biologie”. Paris: Masson, 151-169.
- 9) Milthorpe F., L., Moorby J. 1979. Wstęp do fizjologii plonowania roślin. PWRiL, Warszawa, ss. 230.
- 10) Pietkiewicz S. 1985a. Wskaźnikowa analiza wzrostu roślin. *Wiadomości Botaniczne*, 29, 1, 29-42.
- 11) Pietkiewicz S. 1985b. Metodyka prac doświadczalnych i technika obliczeń we wskaźnikowej analizie wzrostu roślin. *Wiadomości Botaniczne*, 29, 2, 111-126.
- 12) Richards I.R., Wallace P.A., Turner D.S.I. 1996. A comparison of six cover crop types in terms of nitrogen uptake and effect on response to nitrogen by a subsequent spring barley crop. *Journal of Agricultural Science*, 127, 441-449.
- 13) Stanisław A. 1998. Przystępny kurs statystyki. T. I, StatSoft Polska, Kraków, ss. 366.
- 14) Stanisław A. 2000. Przystępny kurs statystyki. T. II, StatSoft Polska, Kraków, ss. 408.
- 15) Sztencel I., Żelawski W. 1984. Modele matematyczne najczęściej stosowane w analizie wzrostu żywych organizmów. *Wiadomości Botaniczne*, 28, 211-226.
- 16) Sztencel I., Żelawski W., Pietkiewicz S. 1983. Ograniczenia stosowalności allometrii w badaniach wzrostu rośliny. *Postępy Nauk Rolniczych*, 5, 11-21.
- 17) Trętowski J., Wójcik A. K. 1991. Metodyka doświadczeń rolniczych. WSRP Siedlce
- 18) Warnstorff K., Dörfel H. 1999. Anwendung nichtlinearer Wachstumsfunktionen und aus ihnen abgeleitete relevante Größen. *Journal Agronomy & Crop Science*, 182, 259-271.
- 19) Witkiewicz R. 1998. Porównanie plonowania oraz wartości przedplonowej wsiewek roślin motylkowatych i traw na glebie lekkiej. *Roczniki AR w Poznaniu, CCCVII*, 65-70.
- 20) Witkiewicz R., Zajac T. 2002. Growth analysis of serradella (*Ornithopus sativus* Brot.) developed under different soils, methods of sowing and seasons. *Acta Physiologiae Plantarum*, 24 (2), 201-210.
- 21) Wojciechowski W. 1998. Międzyplony ścierniskowe jako czynnik zapobiegający negatywnym skutkom wysycenia struktury zasiewów zbożami. *Postępy Nauk Rolniczych*, nr 5, 29-36.