

dr Agnieszka Łacka

Katedra Metod Matematycznych i Statystycznych

Wydział Rolnictwa, Ogrodnictwa i Bioinżynierii

Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

ul. Wojska Polskiego 28

60-637 Poznań

e-mail: agnieszka.lacka@up.poznan.pl

AUTOREFERAT

przedstawiający opis dorobku i osiągnięć naukowych

Tytuł osiągnięcia naukowego:

**PRAWIE-CZYNNIKOWE DOŚWIADCZENIA W UKŁADACH
O ORTOGONALNEJ STRUKTURZE BLOKOWEJ Z WIELOKIERUNKOWĄ
ELIMINACJĄ NIEJEDNORODNOŚCI MATERIAŁU DOŚWIADCZALNEGO**

AUTOREFERAT

1. Imię i nazwisko	2
2. Posiadane dyplomy, stopnie naukowe.....	2
3. Informacje o dotychczasowym zatrudnieniu w jednostkach naukowych.....	2
4. Omówienie osiągnięć, o których mowa w art. 219 ust. 1 pkt. 2 Ustawy.....	3
4.1. Tytuł osiągnięcia naukowego.	3
4.2. Cykl publikacji będący podstawą do ubiegania się o stopień naukowy doktora habilitowanego.	3
4.3. Szczegółowe omówienie osiągnięcia naukowego, które zostało opisane w ww. pracach	6
5. Informacja o wykazywaniu się istotną aktywnością naukową albo artystyczną realizowaną w więcej niż jednej uczelni, instytucji naukowej lub instytucji kultury, w szczególności zagranicznej. ...	32
5.1. Przed uzyskaniem stopnia doktora.....	32
5.2. Po uzyskaniu stopnia doktora	33
6. Informacja o osiągnięciach dydaktycznych, organizacyjnych oraz popularyzujących naukę lub sztukę.	37
6.1. Wprowadzenie.....	37
6.2. Redakcje czasopism.....	38
6.3. Zorganizowane wizyty naukowe.	39
6.4. Zestawienie osiągnięć w zakresie popularyzacji nauki i sztuki.....	39
6.5. Zestawienie osiągnięć organizacyjnych.....	39
6.6. Zestawienie osiągnięć dydaktycznych	40
7. Oprócz kwestii wymienionych w pkt. 1-6, wnioskodawca może podać inne informacje, ważne z jego punktu widzenia, dotyczące jego kariery zawodowej.	41
7.1. Współpraca z innymi ośrodkami	41
7.2. Międzynarodowe i krajowe nagrody za działalność naukową i organizacyjną	42
7.3. Zestawienie całego dorobku naukowo – badawczego.....	43

AUTOREFERAT

1. Imię i nazwisko:

Agnieszka Łacka

2. Posiadane dyplomy, stopnie naukowe:

15.05.2009 – uzyskanie stopnia naukowego doktora nauk rolniczych w dyscyplinie Agronomia specjalność: biometria, doświadczalnictwo rolnicze, nadanego decyzją Rady Wydziału Rolniczego Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu

Temat rozprawy doktorskiej:

Planowanie i analiza doświadczeń z pojedynczą kontrolą w układzie blokowym z zagnieżdżonymi wierszami i kolumnami.

Promotor: Prof. dr hab. Maria Kozłowska

Recenzenci: Prof. dr hab. Iwona Mejza

Prof. dr hab. Stefan Pruszyński

27.05.2004 – uzyskanie tytułu magistra matematyki na Wydziale Matematyki i Informatyki Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu

Temat pracy magisterskiej: **Macierze i odwzorowania liniowe.**

Promotor: prof. UAM dr hab. Kazimierz Wiertelak

3. Informacje o dotychczasowym zatrudnieniu w jednostkach naukowych:

2004 – 2008 – Studia Doktoranckie w zakresie nauk rolniczych w Uniwersytecie Przyrodniczym w Poznaniu, Wydział Rolniczy; **doktorant.**

2005 – 2009 – **instruktor** w Katedrze Metod Matematycznych i Statystycznych, Uniwersytet Przyrodniczy (dawniej Akademia Rolnicza) w Poznaniu.

01.10.2009 – **obecnie** – **adiunkt** w Katedrze Metod Matematycznych i Statystycznych, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu.

4. Omówienie osiągnięć, o których mowa w art. 219 ust. 1 pkt. 2 Ustawy

4.1. Tytuł osiągnięcia naukowego:

Prawie-czynnikowe doświadczenia w układach o ortogonalnej strukturze blokowej z wielokierunkową eliminacją niejednorodności materiału doświadczalnego

4.2. Cykl publikacji będący podstawą do ubiegania się o stopień naukowy doktora habilitowanego:

[A1] Kozłowska M., Łacka A., Krawczyk R., Kozłowski R.J. (2011): Some block designs with nested rows and columns for research on pesticide dose limitation. *Environmetrics* 22(6), 781–788. (DOI: 10.1002/env.1070)

(IF₂₀₁₁ = 1,06; MNiSW₂₀₁₁ = 20; MNiSW₂₀₂₁ = 70)

Procentowy udział w publikacji: 60%

Mój wkład w powstanie tej pracy polegał na zaproponowaniu i opracowaniu części teoretycznej przedstawionej w rozdziałach 2, 3 i 4. Przeprowadziłam również analizę statystyczną doświadczenia prezentowanego w rozdziale 5. Współuczestniczyłam w napisaniu manuskryptu i przygotowaniu go do druku oraz korekcie manuskryptu po recenzjach.

[A2] Kozłowska M., Łacka A., Skorupska A. (2012): Block design with nested rows and columns for research on food acceptability limitation. *Communications in Statistics – Theory and Methods* 41(13-14): 2456–2464. (DOI: 10.1080/03610926.2011.617481)

(IF₂₀₁₂ = 0,298; MNiSW₂₀₁₂ = 15; MNiSW₂₀₂₁ = 40)

Procentowy udział w publikacji: 60%

Mój wkład w powstanie tej pracy polegał na zaproponowaniu i opracowaniu części teoretycznej. Zaproponowałam prezentowane w pracy nowe konstrukcje układów NRC i wyznaczyłam ich parametry. Przeprowadziłam analizę statystyczną doświadczenia prezentowanego w rozdziale 4. Współuczestniczyłam także w napisaniu manuskryptu i przygotowaniu go do druku oraz korekcie manuskryptu po recenzjach.

[A3] Caliński T., Łacka A. (2014): On combining information in generally balanced nested block designs. *Communications in Statistics – Theory and Methods* 43: 954–974 (DOI: 10.1080/03610926.2013.841928)

(IF₂₀₁₄ = 0,294; MNiSW₂₀₁₄ = 15; MNiSW₂₀₂₁ = 40)

Procentowy udział w publikacji: 50%

Mój wkład w powstanie tej pracy polegał na opracowaniu części aplikacyjnej metodyki odzyskiwania informacji zaproponowanej w pracy. Napisałam program w R dedykowany do zaproponowanej w pracy metodyki. Z jego wykorzystaniem przeprowadziłam analizę statystyczną doświadczenia opisaną w rozdziale 4. Współuczestniczyłam także w napisaniu manuskryptu i przygotowaniu go do druku oraz korekcie manuskryptu po recenzjach.

- [A4] Bailey R.A., Łacka A. (2015): Nested row-column designs for near-factorial experiments with two treatment factors and one control treatment. *Journal of Statistical Planning and Inference* 165: 63–77. (DOI: 10.1016/j.jspi.2015.04.003)
(IF₂₀₁₅ = 0,727; MNiSW₂₀₁₅ = 20; MNiSW₂₀₂₁ = 100)

Procentowy udział w publikacji: 50%

Mój wkład w powstanie tej pracy polegał na wskazaniu problemu badawczego i zaproponowaniu koncepcji pracy. Przygotowanie pracy polegało na wspólnych dyskusjach nad opracowywaną problematyką. Wszystkie wyprowadzenia w części teoretycznej były wykonywane niezależnie przez obie autorki a następnie ich wyniki porównywałyśmy i konsultowałyśmy. Manuskrypt był również pisany wspólnie i nie da się wydzielić części, które mogłyby być przypisane tylko jednej autorce.

- [A5] Caliński T., Łacka A., Siatkowski I. (2019): On a new approach to the analysis of variance for experiments with orthogonal block structure. III. Experiments in row-column designs. *Biometrical Letters* 56: 183–213. (DOI: 10.2478/bile-2019-0014)
(MNiSW₂₀₁₉ = MNiSW₂₀₂₁ = 20)

Procentowy udział w publikacji: 30%

Mój wkład w powstanie tej pracy polegał na współudziale w opracowaniu części aplikacyjnej pracy. Napisałam dedykowany program w R i z jego pomocą przeprowadziłam analizę statystyczną doświadczeń opisanych w rozdziale 6. Mój wkład polegał również na współudziale w napisaniu manuskryptu i przygotowaniu jego ostatecznej wersji do druku. Wykonałam także korektę manuskryptu po recenzjach.

- [A6] Caliński T., Łacka A., Siatkowski I. (2020): On a new approach to the analysis of variance for experiments with orthogonal block structure. IV. Experiments in split-plot designs. *Biometrical Letters* 57: 151–175. (DOI: 10.2478/bile-2020-0011)
(MNiSW₂₀₂₀ = MNiSW₂₀₂₁ = 20)

Procentowy udział w publikacji: 30%

Mój wkład w powstanie tej pracy polegał na współudziale w opracowaniu części aplikacyjnej pracy. Napisałam dedykowany program w R, który został wykorzystany do analizy statystycznej doświadczeń opisanych w rozdziale 6. Zrobiłam przegląd literatury i znalazłam przykłady numeryczne, które posłużyły do ilustracji zaproponowanej w pracy metodyki. Mój wkład polegał również na współudziale w napisaniu manuskryptu i przygotowaniu jego ostatecznej wersji do druku. Wykonałam także korektę manuskryptu po recenzjach.

[A7] Łacka A. (2021): NRC designs – new tools for successful agricultural experiments. *Agronomy* 11, 2406. (DOI: 10.3390/agronomy11122406).
(IF₂₀₂₁ = 3,417; MNiSW₂₀₂₁ = 100)

Procentowy udział w publikacji: 100%

Osiągnięcie naukowe stanowiące podstawę do ubiegania się o stopień naukowy doktora habilitowanego w dziedzinie nauk rolniczych, w dyscyplinie rolnictwo i ogrodnictwo, udokumentowane jest cyklem 7 jednotematycznych publikacji naukowych. Łączna liczba punktów MNiSW prac składających się na osiągnięcie naukowe wynosi – **210** według roku publikacji. Zgodnie z kryteriami przyjętymi w „*Komunikacie Ministra Edukacji i Nauki z dnia 1 grudnia 2021 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych i recenzowanych materiałów z konferencji międzynarodowych*”, łączna liczba punktów wynosi **390**. Sumarycznym IF wg bazy Journal Citation Reports (JCR) wynosi **5,796** (zgodnie z rokiem opublikowania).

Jedna praca została opublikowana samodzielnie, a indywidualny udział habilitantki w powstanie pozostałych wykazanych powyżej publikacji naukowych był znaczący. Żadna z ww. prac nie była częścią monotematycznego cyklu prac w innym postępowaniu habilitacyjnym. Kopie publikacji wchodzących w skład cyklu zamieszczono w załączniku 6. Oświadczenia dotyczące prac zaliczonych do osiągnięcia naukowego zawiera załącznik 5.

Publikacjom nadano oznaczenia porządkowe odpowiadające chronologii wykonywanych badań. W dalszej części autoreferatu oznaczenia te stosowane będą jako odnośniki do publikacji z cyklu zaprezentowanego powyżej.

4.3. Szczegółowe omówienie osiągnięcia naukowego, które zostało opisane w ww. pracach

4.3.1. Wprowadzenie

Mimo, że od opublikowania przez Fishera podstawowych pryncypiów planowania doświadczeń upłynął niemal wiek, temat ten do dnia dzisiejszego pozostaje jednym z ważniejszych problemów stawianych przed biologami i statystykami (Fisher, 1925, 1926; Yates, 1967). Tylko poprawne zaplanowanie i adekwatna analiza danych doświadczalnych jest gwarancją sukcesu – gwarancją, że poniesione nakłady pozwolą na sformułowanie poprawnych i satysfakcjonujących badacza wniosków końcowych.

W agronomicznych doświadczeniach porównawczych konwencjonalnie kierujemy się ogólną teorią badań naukowych, której trzon stanowi "trójkąt statystyczny" opisany przez Hinkelmanna i Kempthorna (2008) i rozszerzony przez Caslera (2015). Punktem wyjścia zawsze jest postawienie pytań i sformułowanie hipotez, które należy transkrybować do modeli opartych na określonej tematyce badawczej a następnie przełożyć na model statystyczny i opracować w powiązaniu z planem doświadczenia (statistical design).

Należy pamiętać, że na plan doświadczenia (statistical design) składa się w równym stopniu plan określający schemat rozmieszczenia obiektów na jednostkach doświadczalnych (treatment design) jak i dobór właściwego typu układu doświadczalnego (experimental design). Współczesne podejście do planowania i analizy eksperymentów zwykle przypisywane jest R.A. Fisherowi, wprowadził on do planowania trzy podstawowe zasady: replikacji, randomizacji i lokalnej kontroli – czyli blokowania (patrz też Federer, 1983). Podczas planowania doświadczenia wszystkie te zasady muszą być rozważone z punktu widzenia jego celu oraz warunków w jakich eksperyment ma być przeprowadzony ze względu na ich fundamentalny wpływ na analizę danych doświadczalnych i dalsze wnioskowanie (Caliński i Kageyama, 2000).

Replikacja, czyli zastosowania obiektu na kilku jednostkach doświadczalnych, zapewnia możliwość estymacji wpływającego na obserwację błędu doświadczalnego. To dzięki replikacji uzyskujemy wyższą precyzję estymacji efektów obiektowych lub ich porównań. W ogólności błąd standardowy estymatora efektów maleje wraz ze wzrostem liczby replikacji, jednak zastosowanie dużej liczby powtórzeń dla każdego obiektu może powodować trudności w zapewnieniu jednorodności materiału doświadczalnego. Nie zawsze należy postrzegać ten fakt jako wadę, gdyż taka heterogeniczność może odzwierciedlać naturalną zmienność populacji, o której wnioskujemy na podstawie eksperymentu. A zatem replikacje przyczyniają się do wzrostu reprezentatywności materiału doświadczalnego.

Blokowanie powinno być związane z wcześniejszym rozpoznaniem kierunków zmienności materiału wykorzystywanego w eksperymencie i prowadzić do takiego pogrupowania jednostek eksperymentalnych w system bloków, by jednostki wewnątrz bloków były tak jednorodne, jak to tylko możliwe. Lokalna kontrola jest powszechnie stosowana dla doświadczeń polowych i doświadczeń z zakresu ochrony roślin przeprowadzanych w warunkach zastanych, jednak jak wskazują badania powinna być uwzględniana również w doświadczeniach szklarniowych. Hartung i inni (2019) wskazują blokowanie jako skuteczniejsze w poprawie precyzji eksperymentów szklarniowych niż często praktykowane przestawianie doniczek, dlatego zalecają stosowanie układów blokowych w porównawczych eksperymentach szklarniowych. Z drugiej strony Casler (2015) wskazuje, że zastosowanie układu blokowego, w którym bloki aranżowane są liniowo, bez wcześniejszego rozpoznania zmienności przestrzennej, może poważnie zmniejszyć prawdopodobieństwo powodzenia eksperymentu. Biorąc pod uwagę, że wiele rolniczych stacji doświadczalnych dysponuje wizualnie jednorodnymi polami, autor sugeruje zastosowanie dwukierunkowego blokowania jako zabezpieczenia przed błędnym blokowaniem.

W literaturze zaproponowano użycie różnych typów układów doświadczalnych do kontrolowania dwóch źródeł zmienności zewnętrznej, takich jak: kwadraty łacińskie, kwadraty Youdena, uogólnione kwadraty Youdena czy też układy wierszowo-kolumnowe. Większość z tych układów charakteryzuje się kilkoma ważnymi ograniczeniami: kwadraty Youdena i uogólnione kwadraty Youdena istnieją tylko dla ograniczonej liczby kombinacji parametrów, stąd ich praktyczne zastosowanie jest ograniczone. Z kolei układy wierszowo-kolumnowe mogą stwarzać problemy związane z interakcją wierszy i kolumn, w przypadku znacznej ich liczby (Chang i Notz , 1994).

Odpowiedzią na te ograniczenia są układy blokowe z zagnieżdżonymi wierszami i kolumnami (NRC), czyli układy w których w każdym z b bloków $n_0 = r_0 c_0$ jednostek doświadczalnych pogrupowano w r_0 wierszy i c_0 kolumn (Bailey i Williams, 2007; [Z.4.II.4.5]). Takie układy doświadczalne, będące naturalnym rozszerzeniem wcześniej wprowadzonych układów wierszowo-kolumnowych, rozważane były w literaturze od lat czterdziestych XX wieku, kiedy to Yates (1937, 1940) wprowadził tzw. kwadraty kratowe. Uznaje się jednak, że zarówno idea jak i powiązana terminologia dotycząca układów NRC zostały wprowadzone w pracach Srivastavy (1978) i Singha i Deya (1979). Układy tego typu pozwalają nie tylko na pełną kontrolę materiału doświadczalnego, ale również na stosunkowo proste sprzężenie zwrotne i modyfikacje w obrębie "trójkąta statystycznego" – na przykład gdy

układ doświadczalny okaże się "przeszacowany" a blokowanie przyjęte na wyrost lub gdy w toku doświadczenia pojawią się inne nieprzewidziane problemy [Z.4.II.4.9]. Uniwersalny charakter tych układów doświadczalnych sprawia, że ich problematyka jest nadal rozwijana (Bose i Mukerjee, 2018; Seeger, 2010; Bailey i Williams, 2007; Mutoh, 2005).

Kolejną z głównych zasad planowania doświadczeń jest dwustopniowa randomizacja. Poziom pierwszy związany jest z takim pobieraniem próbek z uprzednio zdefiniowanej populacji, aby zapewnić jej reprezentatywność. Poziom drugi dotyczy sposobu rozmieszczenia obiektów na jednostkach eksperymentalnych. Randomizacja jest zatem sposobem eliminacji obciążenia wykonywanych pomiarów, powodowanego systematycznymi różnicami między jednostkami eksperymentalnymi. Nieobciążenie to jeden z najważniejszych celów losowania jednostek przed przydzieleniem im obiektów, gwarantujący, że pewne obiekty nie są nieustannie faworyzowane (lub krzywdzone) przez przypadkowe źródła zmienności materiału doświadczalnego i środowiska. Co więcej, randomizacja wprowadza losowość do istniejącej zmienności jednostek eksperymentalnych. Wraz z randomizacją, właściwie przeprowadzona analiza statystyczna wyników doświadczeń, staje się poprawna, przy założeniu, że w wyprowadzeniu tej analizy randomizacja jest w pełni uwzględniona (Pearce, 2005). Randomizacja implikuje zatem prowadzenie analizy statystycznej doświadczenia według modelu mieszanego obserwacji (randomization-derived mixed model) (Kala, 2019; Caliński i Kageyama, 2000; [Z.4.II.4.7]). W przypadku układów NRC, schemat randomizacyjny realizowany jest poprzez trzykrotne losowanie, w pierwszej kolejności bloków, następnie wierszy w obrębie każdego z bloków i analogicznie dla kolumn. Polega ono na przyporządkowaniu empirycznym blokom, wierszom i kolumnom, wierszy i kolumn planu teoretycznego, czyli planu określającego rozmieszczenie obiektów na jednostkach doświadczalnych. Wybór planu teoretycznego wynika z określenia czynników doświadczalnych i zabiegów kontrolnych oraz technicznych możliwości związanych z metodologią prowadzenia badań oraz sposobem prowadzenia obserwacji i zbierania danych.

W wyniku procedury randomizacyjnej uzyskuje się następujący mieszany model obserwacji:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}_1\boldsymbol{\tau} + \mathbf{X}_B\boldsymbol{\beta} + \mathbf{X}_{R(B)}\boldsymbol{\rho} + \mathbf{X}_{C(B)}\boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\eta} + \mathbf{e}, \quad (1)$$

gdzie \mathbf{y} to $n \times 1$ wymiarowy wektor obserwacji, $\mathbf{X}_B = \mathbf{I}_b \otimes \mathbf{1}_{n_0}$, $\mathbf{X}_{R(B)} = \mathbf{I}_b \otimes \mathbf{I}_{r_0} \otimes \mathbf{1}_{c_0}$, $\mathbf{X}_{C(B)} = \mathbf{I}_b \otimes \mathbf{1}_{r_0} \otimes \mathbf{I}_{c_0}$ to znane macierze układu odpowiednio dla obiektów, bloków, wierszy i kolumn, zaś $\boldsymbol{\tau} = [\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_v]'$ to wektor stałych efektów obiektowych. $\boldsymbol{\beta}$, $\boldsymbol{\rho}$, $\boldsymbol{\gamma}$, $\boldsymbol{\eta}$, i \mathbf{e} to wektory efektów losowych związanych odpowiednio z blokami, wierszami, kolumnami,

błędem technicznym i błędem jednostki eksperymentalnej. Ponieważ wszystkie bloki układu mają tę samą pojemność, jednakowe są również pojemności wszystkich wierszy i kolumn, eksperyment w takim układzie NRC posiada, dla modelu (1), własność ortogonalnej struktury blokowej (OBS) zgodnie z definicją Houtmana i Speeda (1983). Pozwala to na dekompozycję rozważanego modelu na pięć prostych pod modeli warstwowych, zgodnie ze stratyfikacją jednostek eksperymentalnych (m.in. [A5]):

$$\mathbf{y} = \mathbf{y}_1 + \mathbf{y}_2 + \mathbf{y}_3 + \mathbf{y}_4 + \mathbf{y}_5 \quad (2)$$

gdzie:

$$\mathbf{y}_1 = \phi_1 \mathbf{y}, \mathbf{y}_2 = \phi_2 \mathbf{y}, \mathbf{y}_3 = \phi_3 \mathbf{y}, \mathbf{y}_4 = \phi_4 \mathbf{y}, \mathbf{y}_5 = \phi_5 \mathbf{y}.$$

dla

$$\begin{aligned} \phi_1 &= \mathbf{I}_n - c_0^{-1} \mathbf{X}_{R(B)} \mathbf{X}'_{R(B)} - r_0^{-1} \mathbf{X}_{C(B)} \mathbf{X}'_{C(B)} + n_0^{-1} \mathbf{X}_B \mathbf{X}'_B, \phi_2 = c_0^{-1} \mathbf{X}_{R(B)} \mathbf{X}'_{R(B)} - n_0^{-1} \mathbf{X}_B \mathbf{X}'_B, \\ \phi_3 &= r_0^{-1} \mathbf{X}_{C(B)} \mathbf{X}'_{C(B)} - n_0^{-1} \mathbf{X}_B \mathbf{X}'_B, \phi_4 = n_0^{-1} \mathbf{X}_B \mathbf{X}'_B - n^{-1} \mathbf{1}_n \mathbf{1}'_n \text{ i } \phi_5 = n^{-1} \mathbf{1}_n \mathbf{1}'_n, \end{aligned}$$

gdzie ϕ_i to macierze wzajemnie ortogonalne, symetryczne, idempotentne i sumujące się do macierzy jednostkowej \mathbf{I}_n .

Wartość oczekiwaną wektora obserwacji \mathbf{y} oraz jego macierz dyspersji można zatem przedstawić następująco:

$$E(\mathbf{y}) = \phi_1 \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\tau} + \phi_2 \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\tau} + \phi_3 \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\tau} + \phi_4 \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\tau} + \phi_5 \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\tau} = \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\tau}, \quad (3)$$

$$D(\mathbf{y}) \equiv \mathbf{V} = \sigma_1^2 \phi_1 + \sigma_2^2 \phi_2 + \sigma_3^2 \phi_3 + \sigma_4^2 \phi_4 + \sigma_5^2 \phi_5, \quad (4)$$

gdzie $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2$ i σ_5^2 to nieznanne wariancje warstwowe.

W klasycznym podejściu dekompozycja (2) prowadzi do rozbicia analizy doświadczenia na analizy warstwowe oparte na modelach liniowych $\mathbf{y}_i = \phi_i \mathbf{y}$ z $E(\mathbf{y}_i) = \phi_i \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\tau}$ i $D(\mathbf{y}_i) = \sigma_i^2 \phi_i$, $i=1, \dots, 5$. W każdej z warstw do analizy statystycznej można wykorzystać teorię właściwą dla najprostszego modelu Gaussa-Markowa z macierzą kowariancji typu $\sigma^2 \mathbf{I}_n$. Ważną rolę w analizach warstwowych odgrywają macierze $\mathbf{C}_i = \mathbf{X}'_i \phi_i \mathbf{X}_i$ $i=1, \dots, 5$, nazywane macierzami informacji dla obiektów w warstwach. Ich właściwości algebraiczne rzutują na właściwości statystyczne całego układu, w szczególności na estymowalność funkcji parametrycznych. Za ich pomocą wyraża się wariancje funkcji parametrów obiektowych estymowanych w warstwach, przedstawia współczynniki efektywności estymacji i określa własności układu (np. własność C, gdy kontrasty bazowe estymowane są w warstwie pierwszej z efektywnością równą 1 lub $1-\mu$, $0 < 1-\mu \leq 1$). Macierze \mathbf{C}_i są z kolei funkcjami macierzy incydencji \mathbf{N}_ζ , $\zeta=1, 2, 3$ które charakteryzują rozmieszczenie obiektów doświadczalnych w wierszach ($\zeta=1$), kolumnach ($\zeta=2$) i blokach ($\zeta=3$). Struktura macierzy \mathbf{N}_ζ będzie zatem

decydować o własnościach macierzy C_i . Funkcje parametrów obiektowych – kontrasty – mogą być estymowane tylko w jednej lub w kilku warstwach. Będzie miało to wpływ na łatwość wnioskowania dotyczącego interesujących badacza porównań. Im mniejsza liczba warstw, w których kontrast jest estymowany, tym prostsza staje się analiza. Wynika z tego zatem, że dobrze opracowany plan teoretyczny, zapewniający odpowiedni do wymagań eksperymentatora dobór schematu rozmieszczenia obiektów na jednostkach doświadczalnych, może uprościć analizę danych. Problem ten rozważali między innymi Morgan (1996), Kozłowska (2001), Bose i Mukerjee (2018). Proponują oni, przy obranym modelu mieszanym obserwacji, dobór takiego układu NRC, w którym większość informacji jest w warstwie dolnej ($i=1$), co pozwoli w wielu sytuacjach ograniczyć analizę statystyczną wyłącznie do tej warstwy. Pożądana własności układów związane ze strukturą macierzy informacji często definiuje się więc w odniesieniu do tej warstwy i to podejście przyjęto również w niniejszym opracowaniu. Z drugiej jednak strony, ograniczenie analizy do dolnej warstwy nie zawsze będzie możliwe. Dotychczas w takiej sytuacji konieczne było – po przeprowadzeniu wnioskowania we wszystkich warstwach, dla których $rank(C_i) > 0$ – zastosowanie złożonych technik odzyskiwania (łączenia) informacji międzywarstwowej i kombinowania testów, tak jak przedstawiono to między innymi w pracach Neldera (1968) oraz Calińskiego i Kageyamy (2000). Prezentowany cykl publikacji pozwoli znacząco uprościć tę klasyczną procedurę ([A5], [A6], [A7]).

W doświadczalnictwie rolniczym wiele hipotez badawczych wymaga planowania doświadczeń dwu- lub wieloczynnikowych, które pozwalają na badanie wpływu poszczególnych czynników doświadczalnych na plon – lub inną interesującą badacza cechę – oraz na ocenę jednego czynnika przy różnych poziomach innych czynników. Metody planowania doświadczeń dwuczynnikowych z czynnikami o strukturze krzyżowej można zastosować bezpośrednio zarówno do doświadczeń jednoczynnikowych jak i w prosty sposób rozszerzyć na doświadczenia o większej liczbie czynników doświadczalnych. Specyfika badań rolniczych, szczególnie z zakresu ochrony roślin, implikuje konieczność porównania działania obiektów testowych z obiektem kontrolnym dla oceny skuteczności rozważanych w doświadczeniu metod. Taką możliwość zapewnia zastosowanie w doświadczeniu wzorca, czyli obiektu kontrolnego standardowego lub kontroli zerowej włączonej. Kontrola włączona oznacza traktowanie obiektu kontrolnego analogicznie jak pozostałych obiektów, zatem jednostki doświadczalne, na których ma wystąpić, muszą być tej samej wielkości i kształtu co jednostki przeznaczone pod pozostałe obiekty testowe. Wszystkie obiekty, włączając w to

również kontrolę, muszą zostać losowo rozmieszczone na jednostkach doświadczalnych. Doświadczenia, w których obiekt kontrolny (kontrola zerowa lub wzorzec) porównywany jest z kombinacjami co najmniej dwóch czynników doświadczalnych zwykle nie mogą być traktowane jak typowe doświadczenia czynnikowe, stąd określa się je mianem doświadczeń prawie-czynnikowych (near-factorial) ([A1], [A2], [A4]; Bailey, 2020; Bose i Mukerjee, 2018). Planując doświadczenie należy mieć na uwadze jego cel, czyli weryfikację hipotezy lub rodziny hipotez badawczych. Właściwie wybrany plan teoretyczny rozmieszczenia obiektów na jednostkach doświadczalnych przy ustalonym układzie doświadczalnym zagwarantuje testowalność postawionych hipotez. Przy wyborze planu doświadczenia można brać pod uwagę różne kryteria statystyczne dotyczące globalnych właściwości układu lub właściwości związane z pojedynczym kontrastem lub grupą kontrastów [Z.4.II.4.6]. Ze względu na specyfikę problemu, w badaniach rolniczych, szczególnie z zakresu ochrony roślin, można oczekiwać, że właśnie porównania efektów obiektowych z obiektem kontrolnym będą estymowane z wysoką, maksymalną efektywnością, przy możliwie wysokiej efektywności dla pozostałych porównań, zatem to drugie kryterium wyboru układu wydaje się korzystniejsze. Dzięki takiemu podejściu możliwe jest uwzględnienie sugestii eksperymentatora w zakresie interesujących go porównań jak i w zakresie optymalnego wykorzystania materiału doświadczalnego. W tym podejściu, standardowo miarą efektywności są (warstwowe) współczynniki efektywności, równe wartościom własnym macierzy informacji C_i , względem macierzy replikacji obiektów R , oznaczanej również często jako r^δ . Dostępność bazy parametrów oraz planów teoretycznych układów NRC dla doświadczeń prawie-czynnikowych uwzględniających ich własności jest więc kluczowa dla podejmowania decyzji dotyczących planowania tego typu doświadczeń.

4.3.2. Główne cele osiągnięcia naukowego

Prace prezentowane w cyklu publikacji stanowiących osiągnięcie naukowe będące podstawą do ubiegania się o nadanie stopnia doktora habilitowanego, stanowią kontynuację i rozwinięcie badań podjętych w ramach tematyki badawczej mojej rozprawy doktorskiej. Podjęta problematyka badawcza została zainspirowana doświadczeniami zdobytymi podczas wieloletniej współpracy z Instytutem Ochrony Roślin PIB w Poznaniu, School of Mathematical Sciences, Queen Mary University of London a także School of Mathematics and Statistics, University of St. Andrews. Moje badania były realizowane między innymi dzięki przyznanemu mi dwukrotnie finansowaniu w programie British-Polish Young Scientists Programme, (grant WAR/342/116).

Podstawowym celem przedstawionego osiągnięcia jest:

Opracowanie metodyki umożliwiającej planowanie i analizę doświadczeń prawie-czynnikowych w układach o ortogonalnej strukturze blokowej z wielokierunkową eliminacją niejednorodności materiału doświadczalnego.

Przedłożony cykl publikacji przedstawia mój wkład do badań dotyczących planowania doświadczeń prawie-czynnikowych i ich analizy w układach zapewniających wielokierunkową eliminację niejednorodności materiału doświadczalnego, w szczególności dla układów blokowych z zagnieżdżonymi wierszami i kolumnami. W prezentowanym cyklu publikacji przedstawiłam szereg nowych metod konstrukcji tego typu układów doświadczalnych oraz zaproponowałam ich klasyfikację ze względu na schemat partnerstwa obiektów testowych (nie kontrolnych). Szerokie spektrum planów układów uzyskane dzięki zaproponowanym przeze mnie metodom konstrukcyjnym, dedykowanym w szczególności dla doświadczeń prawie-czynnikowych, zapewnia eksperymentatorowi możliwość wyboru konstrukcji z uwzględnieniem celu doświadczenia i technicznych możliwości jego przeprowadzenia.

Rozwinęłam również problematykę analizy i wnioskowania statystycznego z tego typu doświadczeń, w pierwszej kolejności ilustrując w jaki sposób własność ogólnego zrównoważenia wpływa na uproszczenie klasycznej metody analizy statystycznej doświadczeń przeprowadzonych w układzie z ortogonalną strukturą blokową, a następnie proponując zestaw narzędzi statystycznych, pozwalających na przeprowadzenie analizy doświadczeń bezpośrednio, z pominięciem analiz warstwowych i konieczności łączenia informacji z warstw. Oprócz sformułowania i przedstawienia teorii udostępniłam również kompletne kody w języku R, wraz z przykładowym zestawem danych, które pozwalają na przeprowadzenie analizy wariancji i testów post-hoc przy pomocy procedury bezpośredniej. Zaproponowana metodyka została bogato zilustrowana przykładami analiz doświadczeń rolniczych.

Szczegółowe cele badawcze kierunkujące rozwój moich badań sformułowano następująco:

- Cel 1. Opracowanie metodyki planowania doświadczeń prawie-czynnikowych w układzie blokowym z zagnieżdżonymi wierszami i kolumnami oraz zaproponowanie metody klasyfikacji tego typu układów.
- Cel 2. Opracowanie uproszczonej metodyki wnioskowania na podstawie analizy doświadczeń w układzie NRC i innych układach o ortogonalnej strukturze blokowej uzyskanych poprzez pominięcie pewnych systemów blokowania w układzie NRC.

Cel 1.

Problem planowania eksperymentów w celu porównania efektów obiektów testowych z efektem wzorca był rozważany po raz pierwszy prawdopodobnie przez Hoblyna i innych (1954). Tematem tym zajmowało się później wielu autorów, ale przełomem w rozważaniach dotyczących planowania tego typu eksperymentów były prace Pearce'a (1960, 1965, 1995, 2005). Hedayat i inni (1988) zauważają, że eksperymenty z obiektem kontrolnym mają ogromne znaczenie na wczesnym etapie doświadczeń wieloletnich, gdzie pożądane jest określenie względnej różnicy między efektem działania obiektu kontrolnego w stosunku do efektów nowo wprowadzonych obiektów. Stwierdzają również, że jako problem statystyczny nie jest możliwe określenie, w jaki sposób należy porównywać obiekty testowe z obiektem kontrolnym bez określenia struktury materiału doświadczalnego a co za tym idzie – typu układu doświadczalnego. Pierwsza próba eksploracji tematyki planowania doświadczeń prawie-czynnikowych w układach blokowych z zagnieżdżonymi wierszami i kolumnami została podjęta w pracy [Z.4.II.4.5]. Autorki proponują nowe konstrukcje układów typu S. Własność ta, zgodnie z literaturą, odnosi się do własności warstwy dolnej. Cechą szczególną tych układów jest to, że ich macierz informacji posiada dwie różne wartości własne wyznaczone względem macierzy \mathbf{R} . Pierwsza związana jest tylko z jednym kontrastem – między efektem obiektu wyróżnionego (kontroli lub wzorca) a efektami pozostałych obiektów. Druga natomiast dotyczy estymacji kontrastów między efektami obiektów nie kontrolnych. Układy te, jakkolwiek możliwe do wykorzystania w doświadczeniach, w których obok obiektu kontrolnego rozważane są kombinacje dwóch czynników doświadczalnych, w praktyce dedykowane są głównie dla doświadczeń jednoczynnikowych. Autorki podkreślają, że z punktu widzenia efektywności estymacji kontrastów najkorzystniejsza jest sytuacja, gdy wszystkie porównania estymowane są w dolnej warstwie z pełną efektywnością. Taka sytuacja jest możliwa tylko dla układów ortogonalnych, co w przypadku układów NRC oznacza, że wszystkie obiekty występują w każdym wierszu i każdej kolumnie każdego bloku. Do takich układów należą min. układy NRC, w których każdy blok jest kwadratem łacińskim. Niestety, zastosowanie konstrukcji ortogonalnej przy porównywaniu efektów wielu obiektów może być zbyt kosztowne, zbyt pracochłonne lub wręcz niemożliwe z powodu niewystarczającej ilości dostępnego materiału doświadczalnego. W takiej sytuacji należy wybrać plan, który wymaga mniejszej liczby powtórzeń dla obiektów (w porównaniu do układu ortogonalnego) i gwarantuje najwyższą możliwą skuteczność oszacowania najbardziej interesujących kontrastów. Niektóre proponowane w tej pracy konstrukcje układów typu S wywołują znaną z literatury własność C (Caliński, 1971; Saha, 1976; Ceranka, 1983) i zapewniają pełną (czyli

równą 1) efektywność estymacji kontrastu między efektem obiektu kontrolnego a efektami pozostałych obiektów w warstwie dolnej. Własność ta została później zdefiniowana jako ortogonalność względem kontroli (control orthogonality) w pracy [A3].

Rozważmy teraz klasyczne doświadczenie dwuczynnikowe. Niech T oznacza czynnik doświadczalny występujący na t poziomach T_1, T_2, \dots, T_t , natomiast U – czynnik doświadczalny występujący na u poziomach U_1, U_2, \dots, U_u . Oznaczmy przez $w = tu$ liczbę obiektów uzyskanych jako kombinacje wszystkich poziomów czynnika T z wszystkimi poziomami czynnika U .

Punktem wyjścia dla rozważań dotyczących planowania doświadczeń dwuczynnikowych często jest dedykowana im klasa układów grup podzielnych ($GD(t,u)$), gdzie $v = tu = w$. Postać macierzy informacji dla tych układów gwarantuje, że wartości własne tej macierzy, wyznaczone względem macierzy \mathbf{R} , przyjmują co najwyżej dwie różne wartości.

Pierwsza z nich związana jest z kontrastami między efektami obiektów nazywanych pierwszymi partnerami (obiektami o tym samym poziomie czynnika T), druga – między efektami drugich partnerów (obiektami o różnych poziomach czynnika T).

Układy o tym schemacie partnerstwa zostały zdefiniowane przez Bose i Connor (1952), a obszerny ich katalog podał Clatworthy (1973). Własności i konstrukcje układów $GD(t,u)$, bazujące na przykład na rozkładalnych układach BIB, rozważali między innymi Bagchi (2004) oraz Sakda i Uiyayasathian (2017). Wspomniane prace dotyczą klasycznych układów blokowych. Schemat partnerstwa typu grup podzielnych dla układów NRC został zdefiniowany w pracy [A1] w oparciu o macierz informacji w warstwie dolnej:

$$\mathbf{C}_1 = a_0 \mathbf{A}_0 + a_1 \mathbf{A}_1 + a_2 \mathbf{A}_2,$$

$$\mathbf{A}_0 = \mathbf{I}_v, \mathbf{A}_1 = \mathbf{I}_t \otimes (\mathbf{1}_u \mathbf{1}'_u - \mathbf{I}_u), \mathbf{A}_2 = (\mathbf{1}_t \mathbf{1}'_t - \mathbf{I}_t) \otimes \mathbf{1}_u \mathbf{1}'_u.$$

Zawarte w pracy twierdzenia pozwalają na konstrukcję układów $GD(t,u)$ NRC na bazie znanych układów blokowych o schemacie partnerstwa typu $GD(t,u)$ lub z wykorzystaniem zrównoważonych układów NRC. Niech $r_0 = b_1$ oraz $c_0 = b_2$. Pokazano, że:

- Jeśli \mathbf{N} jest macierzą incydencji układu blokowego grup podzielnych o parametrach $v = tu$, s , r , k , ξ_1 , ξ_2 Istnieje wówczas układ $GD(t,u)$ NRC o macierzach incydencji $\mathbf{N}_3 = x\mathbf{N}$ oraz $\mathbf{N}_\zeta = (\mathbf{N}_3 \otimes \mathbf{1}') / b_\zeta$ dla $\zeta = 1, 2$ o parametrach $v = tu$, $b = s$, $r_0 = b_1$, $c_0 = b_2$, gdzie liczba spotkań pierwszych i drugich partnerów w blokach jest równa odpowiednio $x^2 \xi_1$ i $x^2 \xi_2$, $x \in \mathbb{N}$.

- Niech macierze incydencji $\mathbf{N}_1, \mathbf{N}_2, \mathbf{N}_3$ układu NRC o parametrach v, b, b_1, b_2 spełniają dla $\zeta = 1, 2$ relację $\mathbf{N}_\zeta = (\mathbf{N}_3 \otimes \mathbf{1}') / b_\zeta$. Jeżeli co najmniej jedna z macierzy $\mathbf{N}_\zeta, \zeta = 1, 2, 3$ jest macierzą incydencji układu blokowego GD, to rozważany układ NRC jest GD NRC układem.
- Jeśli dla równoreplikowalnego zrównoważonego układu NRC o parametrach $v, b, r_0 = b_1, c_0 = b_2, r$ dla $\zeta = 1, 2$ spełniona jest relacja $\mathbf{N}_\zeta = (\mathbf{N}_3 \otimes \mathbf{1}') / b_\zeta$, wówczas istnieje układ GD NRC o macierzy incydencji obiektowo-blokowej \mathbf{N}_3^* postaci:

$$\begin{array}{ll} 1) & \mathbf{N}_3^* = \mathbf{N}_3 \otimes \mathbf{1}_u \\ 2) & \mathbf{N}_3^* = \mathbf{N}_3 \otimes \mathbf{1}_u \mathbf{1}'_{u'} \\ 3) & \mathbf{N}_3^* = \mathbf{1}_t \otimes \mathbf{N}_3 \\ 4) & \mathbf{N}_3^* = \mathbf{1}_t \mathbf{1}'_{t'} \otimes \mathbf{N}_3 \end{array}$$

gdzie $t', u' \in \mathbb{N}$.

- Niech dla zrównoważonego układu NRC o parametrach $v, b, r_0 = b_1, c_0 = b_2, r, \xi$ gdzie $\xi = r(r_0 - 1)(c_0 - 1) / (v - 1)$ oraz $r_0 \leq c_0$, macierz informacji \mathbf{C}_1 jest postaci $\mathbf{C}_1 = (\xi v) / (r_0(c_0 - 1))(\mathbf{I}_v - \mathbf{1}_v \mathbf{1}'_v / v)$, wówczas istnieje układ blokowy z zagnieżdżonymi wierszami i kolumnami grup podzielnych o macierzy incydencji obiektowo-kolumnowej \mathbf{N}_2^* postaci:

$$\begin{array}{ll} 1) & \mathbf{N}_2^* = \mathbf{N}_2 \otimes \mathbf{1}_u \\ 2) & \mathbf{N}_2^* = \mathbf{N}_2 \otimes \mathbf{1}_u \mathbf{1}'_{u'} \\ 3) & \mathbf{N}_2^* = \mathbf{1}_t \otimes \mathbf{N}_2 \\ 4) & \mathbf{N}_2^* = \mathbf{1}_t \mathbf{1}'_{t'} \otimes \mathbf{N}_2 \end{array}$$

gdzie $t', u' \in \mathbb{N}$.

Udowodniono również warunek konieczny i dostateczny na to, by układ GD NRC posiadał własność C. Zgodnie z przedstawionym w [A1] dowodem, będzie on spełniony wtedy i tylko wtedy, gdy zajdzie jeden z następujących warunków:

$$\begin{array}{ll} 1) & a_2 t u = -r, \\ 2) & a_0 - a_1 = r. \end{array}$$

Dzięki zaproponowanym narzędziom konstrukcyjnym dającym możliwość uzyskania obszernej bazy układów GD NRC o zadanych wyżej parametrach, zasadne stało się zaimplementowanie ich również dla doświadczeń prawie-czynnikowych. Autorzy wskazują zatem, że

- Każdy układ GD NRC z $v = tu$ może być zaimplementowany do doświadczeń prawie-czynnikowych poprzez zastąpienie wszystkich pierwszych partnerów pierwszego obiektu obiektem kontrolnym. W ten sposób uzyskać można układ dla $v^* = (t - 1)u + 1$ obiektów. Wybierając układ bazowy GD NRC charakteryzujący się wysokimi warstwowymi współczynnikami efektywności estymacji w dolnej warstwie, w szczególności układ o własności C, możemy przystosować go do

doświadczeń prawie-czynnikowych, jednocześnie zachowując własności układu bazowego.

Rozwinięcie tego zagadnienia jest jednym z celów pracy [A2]. Oprócz zdefiniowania w niej kryterium optymalności układu NRC opartego na majoryzacji (słabej majoryzacji), podano tu nowe twierdzenia określające parametry konstrukcyjne czterech nowych klas częściowo zrównoważonych układów NRC dedykowanych ściśle dla doświadczeń prawie-czynnikowych. Każda z prezentowanych konstrukcji spełnia nie tylko warunek ortogonalności układu względem obiektu kontrolnego, ale również zapewnia estymację pozostałych kontrastów bazowych w dolnej warstwie z efektywnością dążącą do 1 (przy $v \rightarrow \infty$). Wskazano na istnienie układów o powyższych własnościach dla następujących zestawów parametrów:

- $v = 3t + 1$, $b = t$, $r_0 = c_0 = 3t$, $r_k = 6t^2$, $r = t(3t - 2)$; $t \geq 2$, $t \in \mathbb{N}$ (klasa układów niebinarnych NRC), gdzie r_k to liczba replikacji obiektu kontrolnego, a r – replikacje pozostałych obiektów,
- $v = 3t + 1$, $b = 2$, $r_0 = c_0 = 3t$, $r_k = 12t$, $r = 2(3t - 2)$, $t = 2p > 2$, $p \in \mathbb{N}$,
- $v = tu + 1$, $u \geq 2$, $b = t$, $r_0 = c_0 = tu$, $r_k = btu$, $r = b(tu - 1)$ (klasa układów binarnych NRC),
- $v = tu + 1$, $u \geq 2$, $b = t$, $r_0 = c_0 = tu$, $r_k = t^2u$, $r = t(tu - 1)$ (klasa układów binarnych NRC).

Przedstawione wyżej rozważania pozwoliły zauważyć pewne interesujące prawidłowości dotyczące własności układów NRC dedykowanych dla doświadczeń prawie-czynnikowych (w odniesieniu do warstwy dolnej). Spostrzeżono mianowicie, że – przy spełnieniu pewnych warunków – układy te mogą być klasyfikowane ze względu na schemat partnerstwa obiektów nie kontrolnych, co szczegółowo przedstawiono w [A4]. Biorąc pod uwagę odmienne położenie wzorca względem pozostałych obiektów doświadczalnych, w celu uzyskania pożądaných własności układu, przyjęto założenie, że istnieją dodatnie liczby całkowite m_2 i m_3 , takie, że obiekt kontrolny występuje m_2 razy w każdym wierszu i m_3 razy w każdej kolumnie układu NRC. Stąd $r_0 m_2 = c_0 m_3$, a ogólna liczba replikacji r_k kontroli spełnia warunek $r_k = b r_0 m_2$. Warunek ten zapewnia, że kontrast między efektem kontroli a efektami innych obiektów jest estymowany z pełną efektywnością w dolnej warstwie. Spełniony jest zatem warunek ortogonalności układu względem kontroli.

Jeśli ponadto przyjmiemy, że istnieje schemat partnerstwa \mathfrak{S} dla obiektów nie kontrolnych Bailey (2004), to wartości na przecięciu i -tego wiersza i j -tej kolumny $1 \leq i \leq j \leq tu$ w macierzach asocjacji dla bloków, wierszy i kolumn, zależą tylko od klasy partnerstwa \mathfrak{S} dla pary obiektów (i, j) . Co więcej, niech każdy obiekt poza wzorcem ma liczbę replikacji równą r . Dla trywialnej (pojedynczej) klasy partnerstwa \mathfrak{S} układ doświadczalny będzie wówczas S-układem o własności C; w przeciwnym razie mówimy o częściowo zrównoważonych uzupełnionych układach NRC [A4]. W [A4] pokazano, że przy powyższych założeniach macierz informacji dla warstwy dolnej układu NRC będzie postaci

$$\mathbf{C}_1 = \begin{bmatrix} wd & -d\mathbf{1}_{w'} \\ -d\mathbf{1}_w & \mathbf{L} + \frac{d}{w}\mathbf{J}_w \end{bmatrix},$$

Gdzie $w = tu$, $d = r_k r / n$, \mathbf{L} natomiast należy do algebry Bose-Mesner'a, która wynika ze struktury kombinatorycznej schematu partnerstwa \mathfrak{S} (z a klasami partnerstwa). Dzięki takiemu przedstawieniu macierzy informacji, możliwe było wyznaczenie jej uogólnionej odwrotności Moore–Penrose'a, którą następnie wykorzystano do obliczenia wariancji kontrastów obiektowych. To zatem schemat partnerstwa \mathfrak{S} decyduje o wariancjach (a tym samym i o efektywnościach) kontrastów będących przedmiotem zainteresowania eksperymentatora, które to z kolei są kluczowe przy wyborze odpowiedniego planu układu doświadczalnego. Dla eksperymentów bez dodatkowego wzorca (kontroli) zdefiniowano czynnikowo zrównoważone (factorially balanced), równoreplikowalne układy w następujący sposób: istnieją stałe λ_T , λ_U , λ_{TU} , takie, że wszystkie kontrasty dla efektów głównych czynnika T mają współczynnik efektywności λ_T , wszystkie kontrasty dla efektów głównych czynnika U mają współczynnik efektywności λ_U , a wszystkie kontrasty interakcyjne mają efektywność λ_{TU} . Powyższa definicja jest równoważna ze stwierdzeniem, że układ jest częściowo zrównoważony ze względu na prostokątny schemat partnerstwa R(t,u). Niektóre inne schematy partnerstwa można uznać za szczególne przypadki schematu R(t,u). Jeśli wszystkie trzy współczynniki efektywności są równe, to układ jest zrównoważony w zwykłym sensie, co oznacza częściowe zrównoważenie ze względu na trywialny schemat partnerstwa ($a = 1$). Jeśli $\lambda_U = \lambda_{TU}$, to układ jest częściowo zrównoważony ze względu na schemat partnerstwa grup podzielnych GD(t,u) i $a = 2$. Jeśli $t = u$, to istnieje możliwość, że $\lambda_U = \lambda_T$, ale różne od λ_{TU} , w związku z tym mamy do czynienia ze schematem partnerstwa zdefiniowanym przez wzajemnie ortogonalne kwadraty

łacińskie. Te i powiązane z nimi schematy odpowiadające za strukturę macierzy \mathbf{L} szczegółowo przedstawiono w [A4], dając tym samym podstawę klasyfikacji układów NRC dla doświadczeń prawie-czynnikowych, uwzględniającą schemat partnerstwa \mathcal{S} dla obiektów nie kontrolnych.

Dla pięciu różnych schematów partnerstwa \mathcal{S} szczegółowo przedstawionych w pracy [A4] podano metody konstrukcji układów o określonych parametrach.

- dla $a=1$ zaproponowano dwie konstrukcje generujące układy NRC typu S, dla dowolnego b i $r_0 = c_0 = w + c$, w oparciu o własności kwadratów łacińskich. Pierwsza z konstrukcji, dla $c = \sqrt{w}$, dla zadanych b , r_0 i c_0 minimalizuje średnią wariancję kontrastu dla porównania obiektu kontrolnego z obiektem nie kontrolnym (Bailey, 2008). W drugiej konstrukcji $c = 0$ i $w \neq 2$, a liczby replikacji obiektów są równe $r = (w-1)b$ i $r_\kappa = wb$. Ze względu na dowolną liczbę bloków, układy te mają zastosowanie również w planowaniu doświadczeń w układach wierszowo-kolumnowych.
- dla $a=2$ podano konstrukcję uzupełnionych układów grup podzielnych z $b=t$, $r_0 = c_0 = w$. Proponowane układy zapewniają pełną efektywność estymacji kontrastów dla interakcji T i U ($\lambda_{TU} = 1$) w dolnej warstwie oraz $\lambda_T = 1 - 1/(t-1)$.
- dla $a=3$ rozważono konstrukcję rozszerzonych układów prostokątnych i dwie konstrukcje uzupełnionych rozszerzonych układów typu grup podzielnych, dla których $t = pq$, $b = p$ oraz $r_0 = c_0 = w$. Zaproponowana w [A4] konstrukcja nr 4 pozwala na tworzenie układów dla szerokiego spektrum parametrów z liczbą replikacji obiektów $r = p(w-u+1)$ i $r_\kappa = u(u-1)p^2q$. Dwa specjalne przypadki tej konstrukcji dla $q=1$ i $p \neq 1$ oraz $p=1$ i $q \neq 1$ generują układy o schemacie partnerstwa typu grup podzielnych dla obiektów nie kontrolnych.
- podano dwie ogólne konstrukcje mającą zastosowanie gdy $t = u$. Pierwsza z metod pozwala na konstrukcję układów NRC z wykorzystaniem układów BIB otrzymanych z wykorzystaniem idealnych zbiorów różnicowych (perfect difference set) dla $t+1$ liczb modulo $t^2 + t + 1$. Uzyskuje się wówczas układ z $r_0 = t+1$ i $c_0 = t(t+1)$, dowolnym b oraz $r_\kappa = t(t+1)b$ i $r = (t+1)b$. Jest to układ typu S. Metoda druga bazuje na wykorzystaniu wzajemnie ortogonalnych kwadratów łacińskich i gwarantuje efektywność estymacji wszystkich kontrastów niezwiązanych z kontrolą równą $1 - (t^2 - t + 2) / (t^3 - t)$.

W tabeli zamieszczonej w pracy [A4] zestawiono parametry układów uzyskanych dzięki ośmiu zaproponowanym tu nowym konstrukcjom układów NRC. Dzięki przedstawionemu zestawieniu oraz wskazaniu wartości współczynników efektywności i wariancji dla kontrastów, możliwy jest wybór układu doświadczalnego najlepiej spełniającego oczekiwania eksperymentatora. Dotyczy to zwłaszcza sytuacji, gdy dla wybranych parametrów dostępnych jest kilka konstrukcji. W zależności od kontekstu praktycznego, eksperymentator może być zainteresowany przede wszystkim porównaniem wszystkich kombinacji doświadczalnych z kontrolą, może jednakowo ocenić wagę wszystkich kontrastów obiektowych, może być bardziej zainteresowany efektami głównymi czynników T i U niż ich interakcją lub może być bardziej zainteresowany interakcją niż efektami głównymi. Z tego względu, dla każdej przedstawianej w pracy [A4] konstrukcji, pokazano, jak obliczyć wariancję estymatorów kontrastów, aby ułatwić wybór spośród różnych planów układów NRC zgodnie z priorytetami eksperymentu. W [A4] pokazano, że w rozważanych klasach układów suma wariancji dla $v-1$ ortonormalnych kontrastów jest równa $\frac{w}{v} \left(\frac{1}{r_k} + \frac{1}{rw} + v\ell \right) \sigma^2$, gdzie ℓ to liczba na diagonalu

uogólnionej odwrotności macierzy \mathbf{L} . Układ, który minimalizuje tę wartość dla stałego σ^2 jest układem A- optymalnym. Zatem dla ustalonego r_k , niezależnie czy dążymy do minimalizacji wariancji dla kontrastu porównującego kontrolę z dowolnym obiektem nie kontrolnym, czy też dążymy do minimalizacji sumy wariancji kontrastów ortonormalnych, powinniśmy minimalizować ℓ . Jednakże, jeśli r_k może się zmieniać, wówczas układy minimalizujące pierwsze kryterium mogą nie minimalizować drugiego. Nie ma zatem jednej reguły wyboru konstrukcji do eksperymentu. W zależności od celu eksperymentu, eksperymentator, mając wzgląd na relatywne znaczenie różnych kontrastów, może użyć na przykład ważonego kryterium optymalności, sugerowanego przez Morgana i Wanga (2010) oraz Wanga i Morgana (2011), aby wybrać najlepszy układ [A4]. Nieco inne podejście do wyboru układu doświadczalnego zaproponowano w [A2]. Proponuje się tu klasyfikację układów z uwzględnieniem kryterium majoryzacji wektorów kanonicznych współczynników efektywności związanych z dolną warstwą w oparciu o definicję układu M_R -lepszego i M_R -optymalnego. Wskazano również układy M_R -lepsze w pewnych klasach układów (min. dla układów NRC typu S).

Cel 2.

Uzyskane w doświadczeniu dane, po poddaniu ich analizie determinowanej przez wcześniejsze założenia badacza, stanowią podstawę do sformułowania wniosków dotyczących podjętej problematyki badawczej, zwykle do określenia wpływu badanych obiektów na zmienną obserwowaną (LeClerg i inni, 1966). Jak wcześniej wspomniano, schemat randomizacyjny polegający na trzykrotnym losowaniu, w pierwszej kolejności bloków a następnie wierszy i kolumn w obrębie każdego z bloków, prowadzi do analizy według wyprowadzonego mieszanego modelu obserwacji. Zgodnie z klasyczną procedurą, analizę wariancji (ANOVA) w takim modelu przeprowadza się najpierw w warstwach i – o ile nie ma podstaw do ograniczenia wnioskowania do dolnej warstwy – następnie łączy uzyskane w nich informacje, jak pierwotnie sugerował Yates (1939, 1940) i wnikliwie omówił Kala (2019). Analiza wariancji w układzie NRC związana jest z czterema warstwami (poza warstwą piątą, związaną z estymacją średniej ogólnej), są to: warstwa między blokami ($i = 4$), warstwa między kolumnami w blokach ($i = 3$), warstwa między wierszami w blokach ($i = 2$) i tak zwana warstwa dolna ($i = 1$). Cztery warstwy oznaczają również cztery tabele analizy wariancji i konieczność kombinowania (łączenia) informacji w nich zawartych co szczegółowo opisano w pracach Mejza i Mejza (1994) oraz [Z.4.II.4.7].

Co więcej, po przeprowadzeniu doświadczenia, gdy proces wydaje się kompletny, powinno nastąpić sprzężenie zwrotne, gdyż dobry eksperyment zwykle prowadzi do kolejnych pytań i hipotez. Pozyskana wiedza powinna posłużyć do odpowiedzi na nowe pytania tak biologiczne jak i statystyczne – co pozwoli na wzrost efektywności eksperymentów (Casler, 2015; [A7]). Należy zatem zawsze zweryfikować pierwotnie przyjęte założenia również w kontekście przyjętego układu doświadczalnego. Jeśli oszacowane komponenty wariancyjne związane z wierszami (lub kolumnami) są małe, bliskie zeru, to analiza powinna powrócić do modelu dla prostszej struktury blokowej – układu o blokach zagnieżdżonych (NB), lub w specyficznej sytuacji – do układu split-plot. Jeśli obie wariancje, te związane z wierszami jak i z kolumnami są bliskie zeru, to adekwatnym będzie model dla (właściwego) układu blokowego (Bailey i Williams, 2007). W doświadczeniach polowych należy zawsze liczyć się z możliwością utraty części materiału biologicznego w wyniku nieprzewidzianych zdarzeń, na przykład niekorzystnych warunków atmosferycznych, takich jak podtopienia pól lub grad, w wyniku których część upraw może ulec zniszczeniu. Jeśli, w wyniku takich zdarzeń, pozyskamy materiał badawczy tylko z jednego bloku, analiza przebiegnie zgodnie z modelem dla układu wierszowo-kolumnowego (RC). Ponieważ punktem wyjścia dla analizy

statystycznej jest układ NRC, każda z ewentualnych zmodyfikowanych analiz będzie przeprowadzona dla układu o ortogonalnej strukturze blokowej.

Tak złożona procedura analityczna może zniechęcać do planowania doświadczeń umożliwiających wielokierunkową eliminację niejednorodności materiału doświadczalnego. Podjęto zatem badania nad uproszczeniem analizy danych doświadczalnych, zarówno dla wyjściowego układu NRC jak i dla struktur mniej złożonych, wynikających z pominięcia w układzie blokowym z zagnieżdżonymi wierszami i kolumnami pewnych systemów grupowania jednostek doświadczalnych.

Próbę przedstawienia pewnych uproszczeń procedury analitycznej, w szczególności związanej z odzyskiwaniem informacji z wyższych warstw, dla układów o blokach zagnieżdżonych (NB), zaproponowano w pracy [A3]. Ogólne ujęcie tego zagadnienia zostało przedstawione między innymi przez Calińskiego i Kageyamę (2000). W pracy [A3] zauważono, że jeśli układ doświadczalny ma własność ogólnego zrównoważenia GB o korzystnych kombinatorycznych i statystycznych właściwościach, to analiza staje się mniej złożona niż w przypadku ogólnym. Warunek ogólnego zrównoważenia spełniają układy (konstrukcje), dla których wszystkie warstwowe macierze informacji mają wspólny zbiór wektorów własnych wyznaczony względem macierzy r^δ (macierz diagonalna o elementach przekątniowych równych replikacjom obiektów). Dzięki tej własności możliwe było przedstawienie macierzy informacji z wykorzystaniem ich dekompozycji spektralnej, której bazą jest wspólny zbiór wektorów ortonormalnych s_h , $h = 1, \dots, v-1$ (uwzględnia się podzbiory tych wektorów odpowiadające jednakowym wartościom własnym). Dało to podstawę analizy kombinowanej dla takich struktur. Należy zwrócić uwagę, że w proponowanym ujęciu zarówno najlepszy liniowy nieobciążony estymator wektora efektów obiektowych τ jak i kontrastu $c'\tau$ zależy od zwykle nieznanymi wag w_{ih} (związanych z h -tym kontrastem w i -tej warstwie). W szczególności BLUE dla kontrastu bazowego jest liniową kombinacją odpowiednich wag w_{ih} i najlepszych liniowych nieobciążonych estymatorów tego kontrastu w warstwach. Wagi te są uwzględniane również w wyznaczaniu macierzy dyspersji dla wektora τ oraz wariancji kontrastu. Z kolei w_{ih} zależne są od wartości, zwykle również nieznanymi, wariancji warstwowych. Do oszacowania wariancji warstwowych i wyznaczenia wag zaproponowano zastosowanie procedury iteracyjnej. Uzyskane w ten sposób empiryczne estymatory zostały wykorzystane w analizie wariancji do aproksymacji statystyki F i związanej z tym testem liczby stopni swobody d . Rozkład tej statystyki, przy prawdziwości hipotezy

zerowej i rozkładzie normalnym wektora obserwacji może być przybliżony przez rozkład

$$\frac{\chi_d^2 / d}{\chi_{n-b-h_1}^2 / (n-b-h_1)}.$$

Formuły podane w [A3] znacznie upraszczają klasyczne podejście do analizy doświadczeń w układach NB przy przyjętym randomizacyjnym modelu mieszanym obserwacji, lecz w formie ogólnej nadal wydają się skomplikowane. W praktyce stają się one znacznie prostsze, gdy zmniejsza się liczba różnych wartości własnych związanych z kontrastami bazowymi w warstwach. Dobrze ilustruje to przykład analizy rzeczywistego doświadczenia o własności ogólnego zrównoważenia, przedstawiony w [A3]. Szczegółowo opisano w nim proponowaną metodykę. W pierwszym kroku wyznaczono ortonormalną bazę wektorów s_h oraz odpowiadające im współczynniki efektywności estymacji kontrastów w warstwach. Następnie wyznaczono najlepsze liniowe nieobciążone estymatory kontrastów bazowych we wszystkich warstwach, ich wariancje oraz przeprowadzono testowanie hipotez dotyczących tych kontrastów niezależnie w każdej warstwie. Z ogólnej teorii przedstawionej w [A3] wynika, że dla kontrastów, które są estymowalne tylko w jednej warstwie (z pełną efektywnością), BLUE uzyskany w tej warstwie jest również BLUE w modelu ogólnym, a testowanie hipotezy związanej z tym kontrastem można ograniczyć tylko do tej jednej warstwy. Taka sytuacja występuje dla pięciu z jedenastu kontrastów analizowanego przykładu, dla każdego z nich odrzucana jest hipoteza zerowa. Estymacja pozostałych kontrastów jest związana z dwiema warstwami, a efektywności estymacji są w nich równe $(1/2)$. Na uwagę zasługują tu szczególnie dwa kontrasty, dla których wnioskowanie nie jest spójne między odpowiednimi warstwami. Pokazuje to, że ograniczanie uwagi wyłącznie do analiz wewnątrzwarstwowych jest niewystarczające w odniesieniu do wyciąganych wniosków, w szczególności w związku z równą efektywnością estymacji tych kontrastów w obu warstwach. Zatem, w celu uzyskania estymatorów kombinowanych, przeprowadzono procedurę iteracyjną dla wyznaczenia ocen estymatorów warstwowych i oszacowań wag w_{ih} (łącznie 33 wagi) związanych z kontrastami w warstwach. Obliczenia zostały zrealizowane w specjalnie do tego celu napisanym programie na platformie R. Zadeklarowano 50 kroków iteracyjnych, a jako wartości początkowe przyjęto wagi równe 1. Już na drugim etapie procedury uzyskano stosunkowo dobre wyniki. Wyniki, które można uznać za w pełni satysfakcjonujące, zapewniające zgodność do dziewiątego miejsca dziesiętnego uzyskano już w kroku piątym. W celu zastosowania przybliżonego testu F proponowanego w pracy, konieczne było wyznaczenie również

powiązanej z nim liczby stopni swobody tak dla hipotezy ogólnej jak i dla hipotez szczegółowych, czego szczegóły analityczne dokładnie przedstawiono w [A3].

Biorąc pod uwagę, że wiele proponowanych w literaturze konstrukcji układów posiada własność GB – na przykład wszystkie konstrukcje rozważane w pracach [A1], [A2] i [A4] dla układów NRC i RC – pierwotnie planowano przedstawienie analogicznych rozważań jak dla układów NB również dla innych klas układów blokowych powiązanych z układami NRC oraz dla samego układu blokowego z zagnieżdżonymi wierszami i kolumnami. W toku prac nad tym zagadnieniem stwierdzono, że jakkolwiek proponowane podejście upraszcza ogólną teorię, jednak nadal wymaga zwykle bardzo złożonych obliczeń. **Należy zatem zaproponować nowe metody i zapewnić pełny zestaw narzędzi analitycznych, które pozwolą na przeprowadzenie analizy statystycznej doświadczeń bezpośrednio, z pominięciem analiz warstwowych i konieczności łączenia informacji z warstw.** Kompleksową odpowiedzią na taką potrzebę jest praca [A7], rozszerzająca metodykę przedstawioną w cyklu publikacji dotyczących bezpośredniego podejścia do analizy wariancji w układach z ortogonalną strukturą blokową. Prace [A5] i [A6] stanowią część tego, złożonego z czterech publikacji, cyklu; pozostałe prace, obie autorstwa Caliński i Siatkowski zostały wydane w latach 2017 i 2018. Ponieważ praktyczne zastosowanie sugerowanego w tym cyklu podejścia analitycznego zależy od struktury układu eksperymentalnego, istotne było przedstawianie odpowiedniej metodologii oddzielnie dla różnych klas układów, co jest związane między innymi z różnymi postaciami macierzy dyspersji w zależności od rozważanej struktury.

Szczegóły teoretyczne podejścia bezpośredniego dla układów NRC zostały przedstawione w [A5], natomiast metodologia dla układów o zredukowanej liczbie systemów blokowych (względem układu NRC) została omówiona: w [A5] dla układu RC, w [A6] dla szczególnego przypadku indukującego układ split-plot, dla układu NB w pracy z roku 2018 oraz dla klasycznego (właściwego) układu blokowego w pracy z roku 2017. Podsumowanie tych wyników znajduje się w [A7]. Idea proponowanego podejścia, wspólna dla prac [A5], [A6] i [A7], z pominięciem szczegółów technicznych charakterystycznych dla poszczególnych klas układów blokowych i szeroko omówionych w cyklu publikacji, zostanie przedstawiona poniżej w odniesieniu do układu blokowego z zagnieżdżonymi wierszami i kolumnami. Następnie przedstawione zostaną elementy, o które metodykę rozszerza praca [A7].

Podstawą nowego, bezpośredniego podejścia do analizy wariancji jest następująca dekompozycja wektora obserwacji:

$$\mathbf{y} = \mathbf{P}_{X_1(V^{-1})}\mathbf{y} + (\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_{X_1(V^{-1})})\mathbf{y}$$

na dwa nieskorelowane składniki z wykorzystaniem \mathbf{V}^{-1} -ortogonalnego operatora $\mathbf{P}_{\mathbf{X}_1(\mathbf{V}^{-1})} = \mathbf{X}_1(\mathbf{X}_1'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{X}_1)^{-1}\mathbf{X}_1'\mathbf{V}^{-1}$. Ich rola jest następująca:

Pierwszy ze składników dekompozycji dostarcza najlepszego liniowego nieobciążonego estymatora $\mathbf{X}_1\boldsymbol{\tau}$:

$$\mathbf{X}_1\boldsymbol{\tau} = \mathbf{P}_{\mathbf{X}_1(\mathbf{V}^{-1})}\mathbf{y}.$$

Drugi składnik należy rozumieć jako wektor błędów, pozwalający na wyznaczenie sumy kwadratów dla błędów:

$$\left\|(\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_{\mathbf{X}_1(\mathbf{V}^{-1})})\mathbf{y}\right\|_{\mathbf{V}^{-1}}^2 = \mathbf{y}'\mathbf{V}^{-1}(\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_{\mathbf{X}_1(\mathbf{V}^{-1})})\mathbf{y}$$

z liczbą stopni swobody równą $\text{rank}(\mathbf{V} : \mathbf{X}_1) - \text{rank}(\mathbf{X}_1) = n - v$.

W celu przeprowadzenia analizy wariancji, czyli dla weryfikacji hipotezy zerowej dotyczącej efektów głównych wektora $\boldsymbol{\tau}$:

$$H_0 : \boldsymbol{\tau}_* = \mathbf{0},$$

gdzie $\boldsymbol{\tau}_* = (\mathbf{I}_v - n^{-1}\mathbf{1}_v\mathbf{r}')\boldsymbol{\tau}$, a \mathbf{r} to wektor replikacji obiektów, zwykle konieczna jest estymacja nieznanymi komponentów wariancyjnych. Analogicznie jak w [A3], również i tu wykorzystano do tego celu rozwiązania równań:

$$\left\|\boldsymbol{\phi}_i(\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_{\mathbf{X}_1(\mathbf{V}^{-1})})\mathbf{y}\right\|^2 = \sigma_i^2 d'_i \text{ dla } d'_i = \text{tr}[\boldsymbol{\phi}_i(\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_{\mathbf{X}_1(\mathbf{V}^{-1})})], \quad (5)$$

$i = 1, 2, 3, 4$ (Nelder, 1968; Houtman Speed, 1983) oraz metodę iteracyjną. W cyklu publikacji, którego częścią są [A5] i [A6], zaproponowano jednak nowatorskie rozwiązanie. Zauważono mianowicie, że komponent $\sigma_5^{-2}\boldsymbol{\phi}_5$ macierzy \mathbf{V}^{-1} wydaje się nie odgrywać żadnej roli we wzorach stosowanych w rozważanej analizie danych eksperymentalnych. Zaproponowano zatem przeformułowanie metodologii, które uprości analizę bez zmiany jej wyników. Jest to możliwe dzięki zastąpieniu macierzy \mathbf{V} macierzą \mathbf{V}_* , wyznaczoną indywidualnie dla każdego z rozważanych układów doświadczalnych, która dla układu NRC będzie miała postać:

$$\mathbf{V}_* = \sigma_1^2\boldsymbol{\phi}_1 + \sigma_2^2\boldsymbol{\phi}_2 + \sigma_3^2\boldsymbol{\phi}_3 + \sigma_4^2(\boldsymbol{\phi}_4 + \boldsymbol{\phi}_5)$$

W pracach pokazano ponadto, że najlepszy liniowy nieobciążony estymator wektora $\boldsymbol{\tau}_*$ jest postaci:

$$\boldsymbol{\tau}_* = (\mathbf{I}_v - n^{-1}\mathbf{1}_v\mathbf{r}')(\mathbf{X}_1'\mathbf{V}_*^{-1}\mathbf{X}_1)^{-1}\mathbf{X}_1'\mathbf{V}_*^{-1}\mathbf{y}_*, \text{ gdzie } \mathbf{y}_* = (\mathbf{I}_n - n^{-1}\mathbf{1}_n\mathbf{1}_n')\mathbf{y}.$$

Przyjmując założenie, że $\mathbf{y} \sim N_n(\mathbf{X}_1\boldsymbol{\tau}, \mathbf{V})$ i wykorzystując oszacowania wariancji warstwowych uzyskane dzięki rozwiązaniu równań (5), weryfikacja hipotezy zerowej oparta będzie na wzorach przedstawionych w poniższej tabeli, które korespondują ze statystyką

$$\hat{F} = \frac{n-v}{v-1} \frac{SS_V}{n-v} = \frac{SS_V}{v-1}. \quad (6)$$

Tabela 1. Analiza wariancji dla układu NRC – podejście bezpośrednie [A7]

Źródło zmienności	Stopnie Swobody	Sumy Kwadratów	Średnie Kwadraty
Obiekty	$v-1$	$SS_V = \boldsymbol{\tau}'_* \mathbf{X}'_1 \mathbf{V}_*^{-1} \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\tau}_*$	$MS_V = \frac{SS_V}{(v-1)}$
Błąd	$n-v$	$SS_R = \mathbf{y}'_* [\mathbf{V}_*^{-1} - \mathbf{V}_*^{-1} \mathbf{X}_1 (\mathbf{X}'_1 \mathbf{V}_*^{-1} \mathbf{X}_1)^{-1} \mathbf{X}'_1 \mathbf{V}_*^{-1}] \mathbf{y}_*$ $= n-v$	1
Całość	$n-1$	$SS_T = \mathbf{y}'_* \mathbf{V}_*^{-1} \mathbf{y}_*$	

Jak wykazano w cyklu publikacji, którego częścią są prace [A5] i [A6] i przedstawiono w tabeli [A7], proponowane procedury prowadzą do redukcji sumy kwadratów dla błędów do $n-v$, co z kolei prowadzi do postaci statystyki F wyrażonej wzorem (6). Ma to konsekwencje związane z rozkładem tej statystyki – może być on jedynie przybliżony. W podejściu aplikacyjnym wystarczy nam jednak, że estymowany średni kwadrat dla obiektów ma (przy prawdziwości H_0) przybliżony rozkład $\chi^2(v-1, 0)/(v-1)$. Przybliżenie to będzie tym bliższe, im większa jest liczba obserwacji w eksperymencie. A zatem również test hipotezy H_0 i odpowiadający mu krytyczny poziom istotności uważa się za przybliżone. Wnioski te korespondują z tymi przedstawionymi przez Volaufową (2009) i Johnsona i innych (1995).

Odrzucenie ogólnej hipotezy H_0 zwykle generuje kolejne pytania, a co za tym idzie kolejne hipotezy. Dzięki przedstawieniu w pracach [A5], [A6] i [A7] formuł pozwalających na testowanie hipotezy dotyczącej grupy kontrastów (oraz pojedynczego kontrastu) możliwe stało się zastosowanie podejścia bezpośredniego również dla hipotez szczegółowych. Wskazano także warunek konieczny dla rozbicia sumy kwadratów dla obiektów na sumę sum kwadratów dla grup kontrastów. Rozbicie to będzie szczególnie istotne w doświadczeniach czynnikowych i prawie-czynnikowych, gdzie przedmiotem zainteresowania doświadczalnika może być weryfikacja hipotez dotyczących efektów głównych oraz efektów interakcyjnych. Problematyka ta została bogato zilustrowana przykładami analiz rzeczywistych doświadczeń

rolniczych (polowych, szklarniowych i laboratoryjnych), które szczegółowo przedstawiono w [A5] i [A6].

Należy podkreślić, że:

- Zaproponowana metodologia wynika z zastosowania w procedurach estymacji i testowania hipotez, macierzy dyspersji nie w postaci

$$\mathbf{V} = \sigma_1^2[\phi_1 + (\sigma_2^2 / \sigma_1^2)\phi_2 + (\sigma_3^2 / \sigma_1^2)\phi_3 + (\sigma_4^2 / \sigma_1^2)\phi_4 + (\sigma_5^2 / \sigma_1^2)\phi_5] = \sigma_1^2 \mathbf{F}$$

zwykle stosowanej w literaturze (Kala, 2019), ale w swojej pierwotnej postaci (4), co zapewnia, że $E(SS_R) = n - v$.

- Zaletą proponowanego podejścia jest uproszczenie procedur analitycznych. Jedną z wynikających z tego korzyści jest zmniejszenie w formułach liczby wariancji warstwowych z 5 do 4, co znacznie upraszcza obliczenia.
- Równanie (5) pokrywa się – jak zaobserwowali Patterson i Thompson (1971) – z równaniami uzyskanymi z ich podejścia największej wiarygodności przy założeniu, że \mathbf{y} ma wielowymiarowy rozkład normalny. Zaletą proponowanej tu metody jest to, że uzyskuje się te same równania bez założenia o rozkładzie normalnym składników losowych w modelu. Szczególnie jest to korzystne w wypadku małych doświadczeń, w których trudno jest zbadać prawdziwość założenia o normalności składników losowych. Oznacza to, że proponowana metoda jest odporna na odstępstwa od normalności składników losowych w modelu.
- Proponowane podejście pozwala ignorować analizy wewnątrzwarstwowe oparte na modelach warstwowych i powiązaną z nimi analizę kombinowaną.
- Główną zaletą proponowanego podejścia jest to, że wyniki analizy wariancji można uzyskać bezpośrednio, a nie przeprowadzając najpierw analizy wewnątrz warstw, a następnie łącząc uzyskane w nich wyniki, jak w podejściu klasycznym [A3].

Jak dotąd brakowało narzędzi – pakietów i programów – które umożliwiają przeprowadzenie nowej procedury bezpośredniej. Luka ta została uzupełniona. W Apendyksie [A7] zamieszczono oryginalne kody i procedury w R, umożliwiające przeprowadzenie analizy wariancji w układzie NRC zgodnie z opracowaną metodyką. W kodach tych uwzględniono dwa wiersze kontrolne, które pozwalają zweryfikować, czy 1) analizowane dane zostały przygotowane zgodnie z wymogami, 2) czy przyjęta liczba cykli iteracyjnych jest

wystarczająca. W wyniku zastosowania kodu uzyska się klasyczną tabelę analizy wariancji, dla procedury bezpośredniej ANOVA.

W [A7] zwrócono ponadto uwagę, że zwykle, po przeprowadzeniu ogólnego wnioskowania, możemy być zainteresowani bardziej szczegółowymi wnioskami niż może to wynikać ze wspomnianego wyżej rozbicia sumy kwadratów dla obiektów. Dopełnieniem analizy i standardem w prezentacji wyników jest dziś „literowa” reprezentacja (letter-based representation) wszystkich porównań między parami obiektów. Dla prezentowanej procedury analitycznej nie przedstawiono dotąd wygodnego rozwiązania tej kwestii. W pracy [A7] zaproponowano rozwiązanie oparte na analizie wszystkich $(v-1)v/2$ kontrastów między parami obiektów. Należy oczywiście pamiętać, że nie jest to zbiór kontrastów ortogonalnych, a zatem porównań nie należy traktować jako jednoczesne. Literową reprezentację porównań otrzymano dzięki wykorzystaniu algorytmu Piepho (2004) i pakietu multcompView w R.

Pakiet multcompView został zaimplementowany tak, by wykorzystać metodykę analityczną testowania bezpośredniego. Bazując na p-wartościach uzyskanych podczas weryfikacji wszystkich hipotez dla kontrastów prostych dla v obiektów uzyskano reprezentację literową, w której obiekty, które nie różnią się istotnie, są połączone wspólną literą. Szczegółowa procedura analityczna, która daje możliwość bezpośredniego zastosowania proponowanej metodyki dla dowolnego zbioru danych dla układu NRC, została przedstawiona w Apendyksie pracy [A7]. Przedstawione kody są oryginalne i dotąd nie były prezentowane ani publikowane.

W cyklu publikacji, którego częścią są prace [A5] i [A6], szczegółowo omówiono teorię bezpośredniego podejścia do analizy wariancji dla różnych klas układów blokowych. W pracy [A7] przedstawiono relacje między modelami dla rozważanych układów, co jest istotne w kontekście weryfikacji pierwotnie przyjętych założeń dotyczących układu doświadczalnego. Proponowanym punktem wyjścia dla analizy statystycznej jest układ NRC, dlatego w tabeli przedstawionej w [A7] pokazano, jak zmieni się model obserwacji dla tego układu, gdy pominiemy pewne struktury blokowe. Oczywiście, dla nowych klas układów zmienia się struktura macierzy dyspersji \mathbf{V} i w związku z tym należy dla każdej z nich zastosować inną macierz \mathbf{V}_* . Dalej procedura analityczna przebiegnie analogicznie jak opisano wyżej. Notacja zastosowana w pracy [A7] jest oparta na notacji wyjściowego układu NRC, stąd w macierzy \mathbf{V} pojawiają się tylko niektóre komponenty $\sigma_i^{-2}\phi_i$. Dzięki temu możliwe jest również dostosowanie prezentowanych w pracy [A7] kodów do potrzeb doświadczalnika.

- Praca [A7] dostarcza kompletny zestaw narzędzi – teoretycznych i praktycznych – dzięki którym w sposób prosty – bezpośrednio, bez konieczności przeprowadzania procedury odzyskiwania informacji – można analizować każde doświadczenie przeprowadzone w układzie NRC oraz w innych układach z własnością OBS.
- Narzędzia te obejmują: ogólną analizę wariancji dla podejścia bezpośredniego, analizy dedykowane dla doświadczeń czynnikowych i prawie-czynnikowych oraz „literową” reprezentację porównań między parami obiektów.

4.3.3. Najważniejsze osiągnięcia

Do najważniejszych osiągnięć naukowych przedstawionych w cyklu siedmiu monotematycznych publikacji, które zawierają elementy nowości naukowej i stanowią istotny wkład w poszerzenie wiedzy w zakresie doświadczalnictwa rolniczego, należy zaliczyć:

1. Zaproponowanie wielu metod konstrukcji układów NRC typu grup podzielnych oraz metody implementowania tych układów dla doświadczeń prawie-czynnikowych. Udowodnienie warunku koniecznego i wystarczającego na to, by układ GD NRC posiadał własność C.
2. Zaproponowanie metody klasyfikacji układów dedykowanych dla doświadczeń prawie-czynnikowych opartej na schemacie partnerstwa \mathfrak{S} dla obiektów nie kontrolnych. Zaproponowana klasyfikacja pozwoliła na przedstawienie właściwości statystycznych układów o zadanej strukturze macierzy informacji, w szczególności na podanie ogólnych postaci wariancji kontrastów bazowych i dowolnych oraz ich współczynników efektywności w dolnej warstwie.
3. Zaproponowanie licznych nowych konstrukcji układów NRC dedykowanych ściśle dla doświadczeń prawie-czynnikowych, w tym: układów typu S, uzupełnionych układów grup podzielnych, rozszerzonych układów prostokątnych i uzupełnionych rozszerzonych układów typu grup podzielnych.
4. Zilustrowanie jak własność ogólnego zrównoważenia (o pożądanym wzorcu) układu o blokach zagnieżdżonych wpływa na uproszczenie klasycznej procedury analizy doświadczeń, w szczególności na formuły wykorzystywane do odzyskiwania informacji z wyższych warstw.
5. Zaproponowanie nowego podejścia do analizy wariancji dla niektórych klas układów o ortogonalnej strukturze blokowej, pozwalającego na przeprowadzenie

analizy statystycznej doświadczeń bezpośrednio, z pominięciem analiz warstwowych i konieczności łączenia informacji z warstw.

6. Zaproponowanie metody uzyskania reprezentacji „literowej” dla wszystkich porównań między parami obiektów opartej na analizie kontrastów prostych – metoda dedykowana jako test post-hoc dla bezpośredniego podejścia do analizy wariancji.
7. Udostępnienie kodów w języku R, wraz z przykładowym zestawem danych, które pozwalają na przeprowadzenie analizy wariancji i testów post-hoc przy pomocy procedury bezpośredniej.

4.3.4. Literatura

1. Bagchi, S., 2004: Construction of group divisible designs and rectangular designs from resolvable and almost resolvable balanced incomplete block designs. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 119, 401–410.
2. Bailey, R.A., 2004: *Association Schemes: Designed experiments, algebra and combinatorics*. Cambridge University Press, Cambridge.
3. Bailey, R.A., 2020: Hasse diagrams as a visual aid for linear models and analysis of variance. *Commun. Stat. A-Theory*, 50, 5034–5067.
4. Bailey, R.A., Williams, E.R., 2007: Optimal nested row-column designs with specified components. *Biometrika*, 94, 459–468.
5. Bose, R.C., Connor, W.S., 1952: Combinatorial properties of group divisible incomplete block designs. *Ann. Math. Statist.*, 23, 367–383.
6. Bose, M., Mukerjee, R., 2017: Near-factorial experiments in nested row-column designs regulating efficiencies. *J. Stat. Plan. Inference*, 193, 109–116.
7. Calinski, T., 1971: On some desirable patterns in block designs. *Biometrics*, 275–292.
8. Caliński, T., Kageyama, S., 2000: *Block Designs: A Randomization Approach, Vol. I: Analysis; Lecture Notes in Statistics (Volume 150)*; Springer: New York, NY, USA, pp. 154–196.
9. Caliński, T., Siatkowski, I., 2017: On a new approach to the analysis of variance for experiments with orthogonal block structure. I. Experiments in proper block designs. *Biom. Lett.*, 54, 91–122.
10. Caliński, T., Siatkowski, I., 2018: On a new approach to the analysis of variance for experiments with orthogonal block structure. II. Experiments in nested block designs. *Biom. Lett.*, 55, 147–178.
11. Casler, M.D., 2015: *Fundamentals of Experimental Design: Guidelines for Designing Successful Experiments*. *Agron. J.*, 107, 692–705.
12. Ceranka, B., 1983: Planning of experiments in C-designs. *Ann. Pozn. Agricult. Univ. Sc. Diss.*, 136.
13. Chang, J.Y., Notz, W.I., 1994: Some optimal nested row-column designs. *Stat. Sin.*, 4, 249–263.
14. Clatworthy, W.H., 1973: *Tables of two associates partially balanced designs*. National Bureau of Standards, Washington D.C.
15. Federer, W.T., 1983: *Principles of statistical design with special reference to experiment and treatment design*.

16. Fisher, R.A., 1925: *Statistical Methods for Research Workers*, 11th ed. rev.; Oliver and Boyd: Edinburgh, UK.
17. Fisher, R.A., 1926: The arrangement of field experiments. *J. Minist. Agric.* 33, 503–515.
18. Hartung, J., Wagener, J., Reiner, R., Piepho, H.-P., 2019: Blocking and re-arrangement of pots in greenhouse experiments: Which approach is more effective? *Plant Methods*, 15, 143.
19. Hedayat, A. S., Jacroux, M., Majumdar, D., 1988: Optimal designs for comparing test treatments with controls (with discussion). *Statist. Sci.*, 3, 462–491.
20. Hinkelmann, K. Kempthorne, O., 2008: *Design and Analysis of Experiments*. Vol. 1. *Introduction to Experimental Design*, 2nd ed.; Wiley-Interscience: New York, NY, USA.
21. Hoblyn, T., Pearce, S., Freeman, G., 1954: Some considerations in the design of successive experiments in fruit plantations. *Biometrics*, 503–515.
22. Houtman, A.M., Speed, T.P., 1983: Balance in designed experiments with orthogonal block structure. *Ann. Stat.*, 11, 1069–1085.
23. Kala, R. 2019: A new look at combining information from stratum submodels. In *Matrices, Statistics and Big Data, Selected Contributions from IWMS 2016*; Ahmed, S.E., Carvalho, F., Puntanen, S., Eds.; Springer: Berlin/Heidelberg, Germany, pp. 35–49.
24. Kozłowska, M., 2001: Planowanie doświadczeń z zakresu ochrony roślin w układach blokowych z zagnieżdżonymi wierszami i kolumnami. *Roczniki Akademii Rolniczej w Poznaniu*, 313.
25. LeClerg, E.L., Leonard, W.H., Clark, A.G., 1966: *Field Plot Technique*, 2nd ed.; Burgess Publishing Company: Minneapolis, MN, USA.
26. Mejza, I., Mejza, S., 1994: Model Building and Analysis for Block designs with Nested Rows and Columns. *Biom. J.*, 36, 327–340.
27. Morgan, J. P., 1996: 25 Nested designs. *Handbook of statistics*, 13, 939–976.
28. Morgan, J.P., Wang, X., 2010: Weighted optimality in designed experimentation. *Journal of the American Statistical Association*, 105, 1566–1580.
29. Mutoh, Y., 2005: On the existence of balanced incomplete block designs with nested rows and columns. *J Statist Plant Inter*, 133, 489–508. 10.1016/j.jspi.2004.03.019
30. Nelder, J.A., 1965: The analysis of randomized experiments with orthogonal block structure. *Proc. R. Soc. Lond. A*, 283, 147–178.
31. Nelder, J.A., 1968: The combination of information in generally balanced designs. *J. R. Stat. Soc. Ser. B*, 30, 303–311.
32. Patterson, H.D.; Thompson, R., 1971: Recovery of inter-block information when the block sizes are unequal. *Biometrika*, 58, 545–554.
33. Pearce, S.C., 1960: Supplemented balance. *Biometrika*, 47(3 and 4), 263–271.
34. Pearce, S.C., 1965: *Biological Statistics: An Introduction*, McGraw-Hill, New York.
35. Pearce, S.C., 1995: Some design problems in crop experimentation. {III}. {N}on-orthogonality. *Experimental Agriculture*, Cambridge University 31,409–422.
36. Pearce, S., 2005: The factorial field experiment. *Exp. Agric.*, 41, 109–120.
37. Saha, G.M., 1976: On Calinski's patterns in block designs. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series B*, 383-392
38. Sakda A., Uiyasathian C., 2017: Group divisible designs GDD(n, n, n, 1; λ_1, λ_2), *Australas. J. Comb.*, 69(1), 18–28.
39. Seeger, P., 2010: Balanced nested row column designs with binary rows and columns, Working Paper Series 2010, https://pub.epsilon.slu.se/13834/7/seeger_p_161109.pdf

40. Singh, M., Dey, A., 1979: Block designs with nested rows and columns. *Biometrika*, 66, 321–326.
41. Srivastava, J., 1978: Statistical design of agricultural experiments. *J. Indian Soc. Agric. Stat.*, 30, 1–10.
42. Wang, X., Morgan, J.P. 2011: Blocking, efficiency and weighted optimality. *Biometrika*, 98, 967–978.
43. Yates, F., 1937: A further note on the arrangement of variety trials: quasi-latin squares. *Ann. Eugen.* 7, 319–332.
44. Yates, F., 1940: The recovery of inter-block information in balanced incomplete block designs. *Ann. Eugen.*, 10, 317–325.
45. Yates, F.A., 1967: Fresh look at the basic principles of the design and analysis of experiments. In *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, Statistical Laboratory, University of California, Berkeley, CA, USA, 21 June–18 July 1965 and 27 December 1965–7 January 1966; University of California Press: Berkeley, CA, USA, pp. 777–790.

5. Informacja o wykazywaniu się istotną aktywnością naukową albo artystyczną realizowaną w więcej niż jednej uczelni, instytucji naukowej lub instytucji kultury, w szczególności zagranicznej.

5.1. Przed uzyskaniem stopnia doktora

Od początku pracy naukowej moje zainteresowania badawcze obejmowały tematykę z zakresu biometrii i dotyczyły przede wszystkim metodyki planowania, modelowania i analizy doświadczeń z zakresu ochrony roślin. Podczas prac nad rozprawą doktorską podjęłam współpracę z Instytutem Ochrony Roślin PIB w Poznaniu. W tym okresie uczestniczyłam w cyklicznych, cotygodniowych konsultacjach statystycznych dla pracowników tej instytucji prowadzonych przez prof. Marię Kozłowską. W wyniku tej współpracy powstały dwie prace dotyczące reakcji przędziorka chmielowca (*Tetranychus urticae* Koch) na różne gatunki zbóż oraz jego rozwoju na wybranych gatunkach mięt [Z.4.II.4.4 i Z.4.II.4.8]. Uczestniczyłam również w badaniach dotyczących problematyki związanej z występowaniem szkodników w uprawach polowych, między innymi w celu oceny szkodliwości nagiego ślimaka *Arion rufus* (Linnaeus) i ślimaka *Cepaea hortensis* (Müller) dla młodych roślin warzywnych. W badaniach wykorzystano metody regresji liniowej oraz analizę kontrastów bazowych. Porównywano również procedurę testowania zagnieżdżonego i odrębnego (separate test) w badaniach dotyczących skuteczności środków ochrony roślin, takich jak insektycydy, akarycydy i moluskocydy, realizowanych poprzez monitoring pola doświadczalnego [Z.4.II.4.1, Z.4.II.4.3].

W roku 2008 uzyskałam grant British Council (WAR/342/116) w ramach British-Polish Young Scientists Programme i odbyłam pierwszą, dwutygodniową, wizytę naukową w School of Mathematical Sciences, Queen Mary University of London. Był to początek mojej – w dalszym ciągu kontynuowanej – współpracy naukowej z tą instytucją. Problematyka badawcza realizowana w ramach przyznanego finansowania była ściśle związana z tematyką mojej rozprawy doktorskiej i dotyczyła zagadnień związanych z układami blokowymi z zagnieżdżonymi wierszami i kolumnami. W wyniku współpracy z dr Barbarą Bogacką (Queen Mary University of London) powstała praca [Z.4.II.4.7], opublikowana już po obronie rozprawy doktorskiej, dotycząca modelowania i analizy, w tym klasycznej procedury analizy warstwowej i odzyskiwania informacji dla układów NRC. Istotny wpływ na moje ówczesne badania miała współpraca z prof. Rosemary Bailey, zainicjowana podczas konferencji XXIVth International Biometric Conference w Dublinie i kontynuowana dzięki przyznanemu grantowi. W tym czasie opublikowałam pracę dotyczącą optymalnych układów NRC w badaniach nad alternatywnymi metodami ograniczania uszkodzeń przez ślimaki [Z.4.II.4.6], we współpracy z Instytutem Ochrony Roślin PIB w Poznaniu. Powstała również pierwsza praca dotycząca

planowania doświadczeń czynnikowych z obiektem kontrolnym w układach NRC. Zapropnowałam w niej nowe konstrukcje układów typu S oraz, między innymi, zestaw wektorów określających składowe kontrastów bazowych, mających zastosowanie w tego typu doświadczeniach [Z.4.II.4.5].

5.2. Po uzyskaniu stopnia doktora

W roku 2009 uzyskałam finansowanie na drugi rok badań realizowanych w Queen Mary University of London w ramach grantu WAR/342/116 i odbyłam drugą wizytę naukową w tej Uczelni. Wówczas rozpoczęły się wieloletnie badania dotyczące klasyfikacji układów NRC dla doświadczeń prawie-czynnikowych [A4]. W roku 2012 uzyskałam zaproszenie od prof. Borisa Khoruzhenko (Head of Department, School of Mathematical Sciences), i odbyłam trzecią dwutygodniową wizytę w tej instytucji. W ramach tego pobytu, na seminarium ze Statystyki w School of Mathematical Sciences, wygłosiłam wykład dotyczący ogólnie zrównoważonych układów NRC. W kolejnych latach na moje zaproszenie prof. Rosemary Bailey wielokrotnie wizytowała Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu podejmując współpracę naukową również z innymi pracownikami mojej Uczelni i instytucjami powiązanymi, dzięki organizowanym przeze mnie seminariom i spotkaniom naukowym dla pracowników Katedry Metod Matematycznych i Statystycznych Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu.

Moje zainteresowania naukowe dotyczące problematyki z zakresu ochrony roślin były rozwijane w ramach trzymiesięcznego stażu naukowego, który odbyłam w roku 2015 w Instytucie Ochrony Roślin PIB w Poznaniu. Podjęłam wówczas tematykę dotyczącą skuteczności chwastobójczej herbicydowych cieczy jonowych. Analizowałam między innymi ciecze jonowe z anionem mekopropu i kationem 1-alkilo-1-metylopiperydyniowym w celu określenia wpływu długości łańcucha alkilowego na ich działanie chwastobójcze [Z.4.II.4.29]. Zastosowałam między innymi metodę nieparametrycznej lokalnej regresji wielomianowej (LOESS) oraz analizę skupień z wykorzystaniem hierarchicznego grupowania metodą Warda i odległości euklidesowej. Wyniki tych badań wykazały, że długość łańcucha miała wpływ na skuteczność chwastobójczą. Biorąc pod uwagę wszystkie rośliny testowe (komosa biała, gorczyca biała i chaber), najwyższą skutecznością charakteryzowały się ciecze jonowe o krótkim (5-6 atomów węgla) lub długim (16 do 18 atomów węgla) łańcuchu alkilowym. Zaobserwowano również hamujący wpływ badanych cieczy jonowych na rozwój systemu korzeniowego komosy. Uczestniczyłam także w badaniach nad określeniem dawki efektywnej dla sześciu herbicydowych cieczy jonowych zawierających glifosat [N-(fosfonometylo)glicynę]. Metody analityczne oparłam o krzywe efektywności dawki (dose

response curves) i modele log-logistyczne z trzema lub czterema parametrami. Dzięki zaproponowanym analizom stwierdzono zróżnicowaną aktywność biologiczną badanych związków w zależności od rodzaju kationu i docelowych gatunków roślin [Z.4.II.4.32].

W ramach stażu uczestniczyłam również w badaniach dotyczących usprawnienia stosowania fungicydów przeciwko zarazie ziemniaka (*Phytophthora infestans* (Mont.) de Bary) (PLB) w przetwórstwie pomidora, których wyniki zostały przedstawione w dwóch pracach [Z.4.II.4.20] i [Z.4.II.4.26]. Dane doświadczalne analizowano między innymi za pomocą analizy wariancji z rozbiciem sumy kwadratów dla obiektów na sumę sum kwadratów dla kontrastów bazowych. W pracach wykorzystano również testy post hoc Tukeya i Dunna. Na podstawie porażenia roślin analizowałam wpływ stałej (300 L/ha, SV300) i zmiennej (PSV) objętości oprysku oraz adiuwantów podczas naprzemiennego stosowania azoksystrobiny i chlorotalonilu w przypadku oprysku gruboziarnistego z dwustrumieniową dyszą indukcyjną IDKT12003. Analizowałam również odporność krzyżową *Cercospora beticola* na fungicydy triazolowe (DMI) [Z.4.II.4.19].

Kolejny obszar moich badań naukowych dotyczy gospodarki leśnej, a w szczególności nowoczesnych technik pozyskiwania drewna w Polsce. Tematykę tę realizuję w ramach współpracy z Katedrą Użytkowania Lasu UPP w Poznaniu oraz Instytutem Technologii Drewna. W ramach tego szerokiego zagadnienia uczestniczyłam w badaniach dotyczących identyfikacji przyczyn powstawania oraz możliwości ograniczania uszkodzeń surowca drzewnego przez walce podające głowicy harwestera oraz w badaniach dotyczących jakości surowca drzewnego pozyskanego w procesach zmechanizowanych i właściwości samego drewna.

Podjęto badania mające na celu ustalenie głębokości uszkodzeń surowca drzewnego przez kolce walców podających dla trzech gatunków drewna: liściastego – olsza czarna (*Alnus glutinosa* Geartn.) oraz dwóch iglastych – sosna zwyczajna (*Pinus sylvestris* L.) i świerk pospolity (*Picea abies* (L.) H. Karst) [Z.4.II.4.22]. Badania prowadzono na drewnie średniowymiarowym pozyskanym harvesterem Valmet 911.4 z głowicą 360.2. Surowiec drzewny podzielony został na drewno z części środkowej pnia oraz z części wierzchołkowej. Stwierdzono silną korelację liniową (0,78 dla średnich głębokości i 0,74 dla głębokości maksymalnych) pomiędzy grubością kory na sortymentach, a głębokością uszkodzeń. Analiza regresji pozwoliła na stworzenie liniowych modeli głębokości uszkodzeń w zależności od grubości kory. Głębokość uszkodzenia surowca iglastego istotnie różniła się pomiędzy gatunkami. Nie stwierdzono natomiast różnic ani w głębokościach uszkodzeń drewna, ani w grubości kory z sortymentów drzewnych pochodzących z części środkowej i wierzchołkowej.

Kolejne badania prowadzone były w celu weryfikacji wielkości rozstępów uszkodzeń drewna iglastego – sosnowego i świerkowego – w porównaniu z drewnem liściastym reprezentowanym przez drewno olszy czarnej w układzie osiowym oraz obwodowym [Z.4.II.4.16] i dotyczyły oceny wpływu stwierdzonych uszkodzeń na możliwość pełnego wykorzystania surowca w wybranych kierunkach przerobu, m.in. sklejkowym [Z.4.II.4.23]. Celem późniejszych badań było ujawnienie potencjalnych różnic w uszkodzeniach surowca sosnowego (*Pinus sylvestris* L.) spowodowanych kolcami głowicy harwestera w czterech porach roku oraz przy różnych obrotach. Zakres tych badań obejmował analizę głębokości uszkodzeń drewna w różnych partiach pnia i badanie odporności drewna na penetrację pilodynem w strefie przyległej do uszkodzeń [Z.4.II.4.27]. We wszystkich analizowanych zagadnieniach konieczne było uwzględnienie powtarzanych pomiarów na jednej jednostce doświadczalnej. W studiach nad jakością surowca drzewnego pozyskanego w zmechanizowanych procesach w 61-letnim drzewostanie dębowym przeprowadzono badania dokładności wyrzynki wałków pochodzących z odziomkowej, środkowej i wierzchołkowej partii drzew oraz wydajności harwestera w wykorzystaniu pnia na sortymenty [Z.4.II.4.28]. Zbadano również dokładności wyrzynki sortymentów kłodowanych z zastosowaniem harwestera z głowicą CTL 40HW w drzewostanach III klasy wieku w zależności od gatunku drzewa (brzoza i osika) oraz od średnicy sortymentów w połowie ich długości [Z.4.II.4.15].

Uczestniczyłam również w badaniach dotyczących estymacji i modelowania wydajności pozyskiwania drewna, których efektem było uzyskanie modelu zależności wydajności od pierśnicy drzew z uwzględnieniem klasy wieku oraz intensywności trzebieży [Z.4.II.4.18]. Inne badania prowadzone były w celu oceny wpływu wzrostu drzew przy szlaku operacyjnym na powstawanie wad kształtu oraz wad budowy drewna dla 34-letnich drzewostanów świerkowych w 5 lat po wycięciu szlaków [Z.4.II.4.10] oraz na powstawanie spłaszczenia po 25 latach rośnięcia przy szlakach [Z.4.II.4.13]. Szczegółową analizę wpływu zagęszczenia drzewostanu na zasobność oraz wartość grubizny sosny zwyczajnej przedstawiono natomiast w pracy [Z.4.II.4.12].

Ważny obszar mojej działalności naukowej związany jest z szacowaniem bioróżnorodności ekosystemów rzecznych z wykorzystaniem metod rarefakcji i ekstrapolacji i jest realizowany we współpracy z Katedrą Ekologii i Ochrony Środowiska UPP oraz Wojewódzkim Inspektoratem Ochrony Środowiska w Poznaniu. Badania podjęte w tej tematyce dotyczyły szacowania asymptotycznej liczby gatunków z uwzględnieniem niewykrytych taksonów występujących w skali dorzecza rzeki Wel [Z.4.II.4.25], w pięciu klasach czystości średnich rzek nizinnych Polski [Z.4.II.4.31] oraz dla grup makrofitów

związanych z różnymi cechami gatunkowymi [Z.4.II.4.36]. W trzech opublikowanych dotychczas pracach dotyczących tego zagadnienia zwrócono uwagę, że inwentaryzacja przyrodnicza w oparciu o niepełne dane – dane uzyskane ze zbyt małej liczby stanowisk badawczych – może prowadzić do niewłaściwej waloryzacji ekosystemów i w konsekwencji do błędnych decyzji środowiskowych. Ze względu na fakt, że tradycyjne estymatory bioróżnorodności nie uwzględniają informacji na temat relatywnej obfitości gatunków, zaproponowano zastosowanie metod nieparametrycznych do realizacji celu badawczego. Pokazano, że wykorzystanie liczb Hilla oraz estymatorów Chao poprawia ocenę różnorodności gatunkowej w oparciu o zbadaną liczbę próbek. W pracach wykreślono między innymi zintegrowane krzywe rarefakcji/ekstrapolacji odpowiadające bogactwu gatunkowemu, wykładniczemu indeksowi Shannona i odwrotności indeksu Gini-Simpsona. Dla krzywych tych wyznaczono przedziały ufności metodą bootstrapową.

Przeprowadzone badania pokazały, że, w przypadku rzeki Wel, ocena bioróżnorodności na podstawie 18 stanowisk badawczych była niewystarczająca: zidentyfikowano 111 gatunków, natomiast prognozowane pełne bogactwo gatunkowe tej rzeki to 151 [Z.4.II.4.25]. W celu uzyskania pełnego pokrycia należałoby przeprowadzić dalsze badania, a liczbę dodatkowych stanowisk oszacowano na około 129. Również w badaniach dotyczących klas czystości rzek wykryto niekompletność makrofitów zidentyfikowanych w badaniach terenowych dla każdej z rozważanych klas czystości [Z.4.II.4.31]. Zastosowanie metod rarefakcji i ekstrapolacji pozwoliło na przeprowadzenie analizy porównawczej bioróżnorodności dla pięciu klas czystości średnich rzek nizinnych pod względem pierwszych trzech liczb Hilla.

W pracy [Z.4.II.4.36] wykazano, że identyfikacja wszystkich szacowanych makrofitów jest szczególnie trudna dla niskich wskaźników trofii i roślin całkowicie zanurzonych, a także dla gatunków drobnolistnych. Badania terenowe obejmujące pełną (oczekiwaną) różnorodność makrofitów występujących w rzece najłatwiej przeprowadzić w przypadku roślin swobodnie pływających i wielkolistnych makrofitów, a także gatunków o wysokiej tolerancji troficznej. Badania dowiodły, że ocena ekologiczna rzek na podstawie niewielkiej liczby jednostek próbnych może prowadzić do błędnych szacunków różnorodności, natomiast estymacja wzorców zróżnicowania na poziomie indeksów Shannona i Simpsona nie wymaga obszernego próbkowania, a podejście ekstrapolacyjne nie jest potrzebne. Wskazano, że skuteczność oceny różnorodności w ekosystemach rzecznych można zwiększyć poprzez ekstrapolację „ciemnej różnorodności”, którą należy uwzględnić przy planowaniu programów monitoringowych.

Pozwoli to na efektywne identyfikowanie wzorców ekologicznych i porównywanie bioróżnorodności w regionach i ekosystemach.

Moja działalność naukowa skupiała się zatem na następujących, omówionych wyżej, obszarach tematycznych:

- 1) Aspekty ochrony roślin. Analiza statystyczna skuteczności fungicydów, cieczy jonowych z glifosatem oraz cieczy jonowych z anionem mekopropu i kationem 1-alkilo-1-metylopiperydyniowym w zwalczaniu agrofagów.
- 2) Gospodarka leśna - nowoczesne techniki pozyskiwania drewna w Polsce.
- 3) Bioróżnorodność ekosystemów rzecznych z wykorzystaniem metod rarefakcji i ekstrapolacji.

Na mój dorobek naukowy z okresu po doktoracie składa się również szereg innych działań, nie zawsze pasujących do podanej klasyfikacji. Należą do nich, między innymi, badania realizowane we współpracy z Instytutem Włókien Naturalnych i Roślin Zielarskich Państwowym Instytutem Badawczym, dotyczące produkcji bioetanolu z biomasy wybranych odmian sorgo uprawianych jako plon główny i wtórny [Z.4.II.4.34]. Podjęłam również zagadnienie dotyczące oceny wpływu zmian klimatycznych na okres utajenia rdzy liściowej na pszenicy w Polsce [Z.4.II.4.33]. Uczestniczyłam w badaniach, których celem była analiza zależności pomiędzy zawartością miększu w łodydze odmian pszenicy jarej a ich zdolnością do regeneracji w kulturach pylników [Z.4.II.4.24]. Ponadto rozważałam zagadnienie dotyczące predykcji plonów pszenicy ozimej poprzez porównanie równań regresji [Z.4.II.4.14]. W rozważanych zagadnieniach wykorzystuję różne metody biometrii przeprowadzając zarówno analizy parametryczne jak i nieparametryczne, takie jak: analiza skupień, analiza składowych głównych, metody analiz doświadczeń konkurencyjnych, metody oparte o wskaźnik AUDPC-obszar pod krzywą postępu choroby, ograniczona metoda największej wiarygodności (REML) dla liniowych modeli mieszanych, metody doboru liczby klas oparte na statystyce odstępów $Gap(K)$ i metodzie K-średnich, czy też diagramy Taylora.

6. Informacja o osiągnięciach dydaktycznych, organizacyjnych oraz popularyzujących naukę lub sztukę.

6.1. Wprowadzenie

Zarówno moja praca dydaktyczna jak i organizacyjna są ściśle związane z podejmowaną przez mnie aktywnością naukową. Jej ważnym aspektem jest praca w dwóch komitetach redakcyjnych. Począwszy od roku 2008 jestem członkiem redakcji *Biometrical*

Letters, oficjalnego czasopisma Polskiego Towarzystwa Biometrycznego, najpierw w charakterze Członka Sekretariatu Komitetu Redakcyjnego, natomiast od roku 2017 do roku 2020 pełniłam funkcję co-editora, a obecnie, od roku 2021 – edytora. W ramach prac na rzecz redakcji przygotowałam również formatkę edytorską w języku składania tekstu LaTeX. W latach 2015 – 2019 byłam członkiem redakcji, w roli co-editora, w *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics* (Springer, IF₂₀₂₀=1.834), oficjalnym czasopiśmie International Biometric Society i American Statistical Association. Dzięki podjętej w ramach stażu współpracy naukowej zorganizowałam cztery wizyty naukowe prof. Rosemary A. Bailey, (Queen Mary University of London; University of St. Andrews) na Uniwersytecie Przyrodniczym w Poznaniu. W tym czasie organizowałam seminaria i spotkania naukowe dla pracowników Katedry Metod Matematycznych i Statystycznych UPP oraz innych jednostek współpracujących. W przyszłości planowane są kolejne wizyty naukowe. W roku 2014 zostałam zaproszona do międzynarodowej grupy naukowej zajmującej się metodami statystycznymi w ocenie odmian i uczestniczyłam w Working Seminar on Statistical Methods in Variety Testing (COBORU). Dotychczas wzięłam udział w dwóch seminariach, zostałam także zaproszona do udziału w kolejnym, planowanym na lipiec 2022 roku. Współpracuję i prowadzę konsultacje statystyczne zarówno dla pracowników jednostek Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu, jak i licznych innych jednostek naukowych.

W ramach działalności organizacyjnej brałam udział w przygotowaniu czterech konferencji, jestem członkiem dwóch stowarzyszeń, biorę udział w pracach Rady Dyscypliny Rolnictwo i Ogrodnictwo, w pracach Komisji do Spraw Nauki, ogólnouczelnianej grupy roboczej System Nauka. Zostałam również powołana do zespołu do spraw II kryterium ewaluacji działalności naukowej dyscypliny Rolnictwo i Ogrodnictwo na Wydziale Rolnictwa Ogrodnictwa i Bioinżynierii. Przez dwa lata organizowałam i prowadziłam Seminarium z zastosowań biometrii w Katedrze Metod Matematycznych i Statystycznych UPP. Obecnie jestem odpowiedzialna również za układanie planów na studiach stacjonarnych w tej jednostce. Moja praca naukowa, dydaktyczna i organizacyjna była wielokrotnie nagradzana przez JM Rektora UP Poznań, otrzymałam również medal brązowy za długoletnią służbę przyznany przez Prezydenta Rzeczypospolitej Polskiej.

6.2. Redakcje czasopism

1. **2015 - 2019** co-editor w *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics* (Springer, IF₂₀₂₀=1.834), oficjalnym czasopiśmie International Biometric Society i American Statistical Association.

2. **Od roku 2008**, praca w redakcji *Biometrical Letters* - oficjalnego czasopisma Polskiego Towarzystwa Biometrycznego, najpierw w charakterze Członka Sekretariatu Komitetu Redakcyjnego, od roku 2017 funkcja co-editora, od roku 2021 – edytora.

6.3. Zorganizowane wizyty naukowe:

Profesor Rosemary A. Bailey, School of Mathematical Sciences, Queen Mary University of London oraz School of Mathematics and Statistics, University of St Andrews.

Główny cel wizyty naukowej: kontynuacja tematu badawczego podjętego w ramach British – Polish Young Scientists Programme, grant nr WAR/342/116.

Terminy wizyt:

3. wizyta 1 25 – 30.05.2013
4. wizyta 2 02 – 09.09.2013
5. wizyta 3 05 – 11.07.2014
6. wizyta 4 25 – 31.08.2018

6.4. Zestawienie osiągnięć w zakresie popularyzacji nauki i sztuki

7. Od roku 2019 współpraca z fundacją Uniwersytet Dzieci. Opracowanie zajęć „Co to jest histogram?” dla grupy wiekowej dzieci 9-10 lat.

6.5. Zestawienie osiągnięć organizacyjnych

8. Członek Rady Naukowej Dyscypliny Rolnictwo i Ogrodnictwo UPP w kadencji 2020 – 2024.
9. Członek Komisji do Spraw Nauki przy Radzie Naukowej Dyscypliny Rolnictwo i Ogrodnictwo (od 2020 roku).
10. Członek ogólnouczelnianej grupy roboczej System Nauka – do spraw systemów dla gromadzenia i prezentacji zasobów naukowych pracowników i jednostek uczelnianych (od roku 2019).
11. Członek zespołu do spraw II kryterium ewaluacji działalności naukowej dyscypliny Rolnictwo i Ogrodnictwo na Wydziale Rolnictwa Ogrodnictwa i Bioinżynierii UPP – powołanej w roku 2020.
12. Członek Rady Katedry Metod Matematycznych i Statystycznych.
13. Prowadzenie Seminarium z zastosowań biometrii w latach 2011-2012 oraz 2014-2015.

14. Układanie planów pracowników Katedry Metod Matematycznych i Statystycznych UPP dla wszystkich kierunków studiów stacjonarnych (od roku 2021).

6.6. Zestawienie osiągnięć dydaktycznych

15. Przygotowanie i prowadzenie wykładów z przedmiotu **Matematyka B2** – kierunek Ekoenergetyka I stopień, 2021-2022 (semestr letni i zimowy).

16. Przygotowanie i prowadzenie zajęć ćwiczeniowych z przedmiotu **Matematyka B2** – kierunek Ekoenergetyka I stopień, 2012-2021.

17. Przygotowanie i prowadzenie zajęć ćwiczeniowych z przedmiotu **Algebra liniowa i statystyka** – kierunek Ekoenergetyka I stopień, 2011-2012.

18. Przygotowanie i prowadzenie zajęć ćwiczeniowych z przedmiotu **Matematyka i Statystyka I** – kierunek Gospodarka Przestrzenna I stopień, 2013-2021.

19. Przygotowanie i prowadzenie zajęć ćwiczeniowych z przedmiotu **Matematyka i Statystyka II** – kierunek Gospodarka Przestrzenna I stopień, 2012-2021.

20. Przygotowanie i prowadzenie zajęć ćwiczeniowych z przedmiotu **Matematyka A1** – kierunek Gospodarka Przestrzenna I stopień, 2008-2012.

21. Przygotowanie i prowadzenie zajęć ćwiczeniowych z przedmiotu **Statystyka** – kierunek Gospodarka Przestrzenna I stopień, 2010-2012.

22. Przygotowanie i prowadzenie zajęć ćwiczeniowych z przedmiotu **Matematyka II** – kierunek Gospodarka Przestrzenna I stopień, 2012-2013.

23. Przygotowanie i prowadzenie zajęć ćwiczeniowych z przedmiotu **Matematyka I** – kierunek Gospodarka Przestrzenna I stopień, 2013-2014.

24. Przygotowanie i prowadzenie zajęć ćwiczeniowych z przedmiotu **Matematyka I** – kierunek Inżynieria i Gospodarka Wodna I stopień, 2020-2021.

25. Przygotowanie i prowadzenie zajęć ćwiczeniowych z przedmiotu **Technologie Informacyjne** – kierunek Ochrona Środowiska I stopień, 2011-2013.

26. Przygotowanie i prowadzenie zajęć ćwiczeniowych z przedmiotu **Technologie Informacyjne** – kierunek Ogrodnictwo I stopień, 2012-2013.

27. Przygotowanie i prowadzenie zajęć ćwiczeniowych i wykładów z przedmiotu **Statystyka matematyczna** – Wydział Technologii Drewna, Studia magisterskie II stopień, 2009-2010.

28. Przygotowanie i prowadzenie zajęć ćwiczeniowych z przedmiotu **Matematyka A1** – kierunek Technologia Żywności i Żywnienie Człowieka stopień, 2020-2021.
29. Konsultacje w zakresie opracowań danych statystycznych do prac doktorskich.
30. Przygotowanie i prowadzenie strony internetowej dla studentów (**www.agnieszkalacka.pl**), na której zamieszczane są materiały ćwiczeniowe, warunki zaliczenia ćwiczeń, terminy kolokwium, wyniki kolokwium, informacje kontaktowe oraz inne bieżące informacje.
31. Przygotowanie dodatkowych materiałów dydaktycznych i testów pozwalających studentom utrwalić wiedzę zdobytą podczas zajęć dydaktycznych, materiałów dedykowanych dla nauki zdalnej.

7. Oprócz kwestii wymienionych w pkt. 1-6, wnioskodawca może podać inne informacje, ważne z jego punktu widzenia, dotyczące jego kariery zawodowej.

7.1. Współpraca z innymi ośrodkami

Współpraca międzynarodowa i krajowa opiera się na wspólnych badaniach w ramach projektów badawczych międzyuczelnianych, bądź prowadzonych w ramach badań własnych. Wyniki badań prowadzonych w ramach współpracy zostały opublikowane głównie w czasopiśmie o zasięgu międzynarodowym i prezentowane były na wielu konferencjach. Ośrodki i organizacje, z którymi prowadziłam i prowadzę współpracę badawczą:

Jednostki spoza Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu:

1. School of Mathematical Sciences, Queen Mary University of London
2. School of Mathematics and Statistics, University of St Andrews, Scotland
3. Institute of Forest Utilization and Forest Technology, Dresden University of Technology, Tharandt, Germany
4. Swedish University of Agricultural Sciences, Uppsala, Sweden
5. Zakład Technologii Chemicznej, Politechnika Poznańska
6. Zakład Meteorologii i Klimatologii. Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu
7. Instytut Ochrony Roślin - Państwowy Instytut Badawczy
8. Instytut Włókien Naturalnych i Roślin Zielarskich Państwowy Instytut Badawczy
9. Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin - Państwowy Instytut Badawczy
10. Sieć Badawcza Łukasiewicz - Przemysłowy Instytut Maszyn Rolniczych
11. Sieć Badawcza Łukasiewicz - Instytut Technologii Drewna
12. Centrum Doradztwa Rolniczego w Poznaniu

Jednostki Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu:

13. Katedra Technologii Żywności Pochodzenia Roślinnego
14. Katedra Inżynierii Biosystemów
15. Katedra Użytkowania Lasu
16. Katedra Urządzania Lasu
17. Katedra Chemii Rolnej i Biogeochemii Środowiska
18. Katedra Genetyki i Hodowli Roślin
19. Katedra Ekologii i Ochrony Środowiska

7.2. Międzynarodowe i krajowe nagrody za działalność naukową i organizacyjną

1. Nagroda „2007 Best Student Presentation Award” otrzymana podczas 18th TIES 2007 Conference
2. Nagroda zespołowa I stopnia JM Rektora AR Poznań za osiągnięcia naukowe przyznana w roku 2007
3. Wyróżnienie Polskiego Towarzystwa Biometrycznego za zaprezentowanie pracy pt. „Planning of factor experiments in a block design with nested rows and columns” podczas 37th International Biometrical Colloquium
4. Nagroda zespołowa III stopnia JM Rektora AR Poznań za rok 2009 za działalność organizacyjną
5. Nagroda I stopnia JM Rektora UP Poznań za rok 2010 za wyróżniającą pracę doktorską oraz osiągnięcia naukowe udokumentowane publikacjami
6. Nagroda II stopnia JM Rektora UP Poznań za rok 2013 za osiągnięcia dydaktyczno-organizacyjne
7. Nagroda zespołowa III stopnia JM Rektora UP Poznań za rok 2015 za osiągnięcia naukowe udokumentowane publikacjami
8. Nagroda zespołowa III stopnia JM Rektora UP Poznań za rok 2016 za osiągnięcia naukowe udokumentowane publikacjami
9. Nagroda zespołowa III stopnia JM Rektora UP Poznań za rok 2017 za osiągnięcia naukowe udokumentowane publikacjami
10. Nagroda zespołowa II stopnia JM Rektora UP Poznań za rok 2019 za osiągnięcia naukowe udokumentowane publikacjami
11. Medal brązowy za długoletnią służbę przyznany przez Prezydenta Rzeczypospolitej Polskiej na wniosek Ministra Edukacji Narodowej za wzorowe i wyjątkowo sumienne wykonywanie obowiązków wynikających z pracy zawodowej przyznany w roku 2021

7.3. Zestawienie całego dorobku naukowo – badawczego

Mój dotychczasowy dorobek publikacyjny obejmuje łącznie **43** pozycje, z których większość – **29** pozycji, posiada współczynnik wpływu (IF). Wśród pozostałych publikacji, 12 opublikowano w czasopiśmie, które znajdują się na liście opublikowanej w „Komunikacie Ministra Edukacji i Nauki z dnia 1 grudnia 2021 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych i recenzowanych materiałów z konferencji międzynarodowych”. Pozostałe dwie prace zostały opublikowane w języku angielskim, w czasopiśmie, które do roku 2018 znajdowało się na liście B (MNiSW).

Łączna liczba punktów wg MNiSW w danym roku opublikowania mojego dorobku naukowego wynosi **1275**, (w tym **1065** bez publikacji wchodzących w skład osiągnięcia naukowego) i **2980** wg punktacji obowiązującej od 1 grudnia 2021 r. (**2590** bez publikacji wchodzących w skład osiągnięcia naukowego).

Sumaryczny *impact factor* wg listy JCR wynosi **46,013** według roku opublikowania publikacji. Liczba cytowań wg Web of Science: 144 (120 – bez autocytowań).

Indeks Hirscha wg Web of Science wynosi 7.

.....
(podpis wnioskodawcy)