



Kazimierz TWARDOWSKI*, Ryszard DROŻDŻAK**, Joanna LEWANDOWSKA-ŚMIERZCHALSKA*

Ocena wybranych metod laboratoryjnych pomiaru współczynnika filtracji gruntów spoiстых oparta na analizie wariancji

Streszczenie: Praca przedstawia efekty reinterpretacji archiwalnych wyników badań laboratoryjnych współczynnika filtracji gruntów spoiстых wykonanych pod kierunkiem prof. Ryszarda Kaczyńskiego w Zakładzie Geologii Inżynierskiej Wydziału Geologii Uniwersytetu Warszawskiego w Warszawie. Obejmują one ponad 200 niezależnych oznaczeń uzyskanych z wykorzystaniem sześciu różnych metod laboratoryjnych, w tym czterech bezpośrednich obejmujących badania z wykorzystaniem sakedometru (zmodyfikowanego edometru), przepuszczalnościomierza kompresyjnego norweskiej firmy GEONOR, klasycznego edometru oraz aparatu trójosiowego ściskania TRX, a także dwóch metod pośrednich reprezentowanych przez konsolidometr oraz metodę SEM/STIMAN. Badane były próbki sześciu rodzajów gruntów spoiстых, w szczególności glin oraz itów. W celu oceny dokładności, w tym zarówno poprawności, jak i precyzji stosowanych metod pomiarowych wykorzystano dwuczynnikową analizę wariancji w wersji modelu III rodzaju, tzw. mieszanego, który uwzględnił w analizie zarówno czynniki stałe, jak i losowe. Zasadniczym celem pracy była analiza porównawcza analizowanych metod laboratoryjnych i ocena możliwości ewentualnego, zamiennego wykorzystania ich w praktyce. Uzyskane rezultaty przeprowadzonej analizy porównawczej świadczą przede wszystkim o porównywalności wyników pomiarów uzyskanych z wykorzystaniem czterech, wymienionych powyżej, bezpośrednich metod laboratoryjnych i możliwości ich zamiennego wykorzystania w praktyce. Pośrednie metody badawcze dają natomiast z reguły wyniki znacznie zawyżone.

Słowa kluczowe: współczynnik filtracji, badania laboratoryjne, grunty spoiyste, analiza wariancji dwuczynnikowa

Evaluation of selected laboratory methods used for measuring filtration coefficient in compact soils on the basis of variance method

Abstract: This paper presents the results of reinterpretations of archival laboratory measurements of the filtration coefficient in compact soils carried out under the direction of Prof. Ryszard Kaczyński at the Department of Geological Engineering, University of Warsaw. The analyses covered over 200 independent measurements

* AGH Akademia Górniczo-Hutnicza, Wydział Wiertnictwa, Nafty i Gazu, Kraków; e-mail: twardows@agh.edu.pl

** Były doktorant AGH Akademii Górniczo-Hutniczej, Wydziału Wiertnictwa, Nafty i Gazu, Kraków

made with the use of 6 different laboratory methods, including four direct methods using a sakedometer (modified edometer), a compression permeameter (Norwegian company GEONOR), a classic edometer, and a triaxial compression apparatus TRX. Two indirect methods included a consolidometer and an SEM/STIMAN method. Samples of six types of compact soils, silts, and clays were tested.

The accuracy, with a focus on the correctness and precision of the applied measurement methods, was evaluated with the use of a two-component analysis of variance (III-type mixed model accounting for the fixed and random effects). The basic objective of this study was to conduct a comparative analysis of the analyzed laboratory methods and to evaluate them for their potential interchangeability use in practice. The analysis indicated primarily that the measurement results obtained using the four, above-mentioned direct laboratory methods were indeed comparable, whereas the indirect laboratory methods usually gave considerably inflated results.

Key words: filtration coefficient, laboratory measurements, compact soils, two-component analysis of variance

Wprowadzenie

Niniejsza praca powstała w wyniku reinterpretacji archiwalnych wyników badań laboratoryjnych współczynnika filtracji gruntów spoistych wykonanych w 1997 r. w Zakładzie Geologii Inżynierskiej Wydziału Geologii Uniwersytetu Warszawskiego w Warszawie [3, 5]. Obejmują one ponad 200 niezależnych oznaczeń uzyskanych m.in. z wykorzystaniem sześciu różnych metod laboratoryjnych w odniesieniu do sześciu rodzajów gruntów spoistych. Wyniki te zostały życzliwie udostępnione przez prof. Ryszarda Kaczyńskiego, który kierował pracami badawczymi w 1997 r.

Zasadnicze rezultaty tych badań były w 2000 r. prezentowane na seminarium nt. „Aktualne problemy geologiczno-inżynierskich badań podłoża budowlanego i zagospodarowania terenu” oraz opublikowane w materiałach [3].

Wyniki prac zespołu prof. R. Kaczyńskiego są trudne do przecenienia ze względu m.in. na to, że:

- w ostatnich kilkudziesięciu latach opracowano i wdrożono do praktyki wiele różnych metod i sposobów laboratoryjnej oceny współczynnika filtracji gruntów, w szczególności gruntów spoistych [6, 14];
- różne metody badań laboratoryjnych współczynnika filtracji gruntów, w tym spoistych, oparte są na odmiennych założeniach fizycznych i wykorzystują różne parametry wejściowe, co jest powodem, że przyjęta metoda i warunki badania mogą mieć istotny wpływ na uzyskiwane wyniki [3, 5, 6];
- wyniki te stwarzają możliwość analizy porównawczej i oceny przydatności w praktyce poszczególnych metod laboratoryjnych badania gruntów; efekty takiej analizy przedstawione są w niniejszej pracy, w której wykorzystano efektywną i sprawdzoną wcześniej metodę dwuczynnikowej analizy wariancji [12, 15].

1. Charakterystyka badanych gruntów [3, 5]

Próbki gruntu o strukturze nienaruszonej (NNS) poddane badaniom pochodziły z: mady wiślanej (głina pylasta) z Warszawy (Saska Kępa), gliny zwałowej (głina piaszczysta) – cztery wiercenia z Krzyżanówka koło Kutna, iłu plioceńskiego z Warszawy (poletko doświadczone Stegny).

Mada wiślana (średnia zawartość frakcji iłowej 18%) pobrana na tarasie zalewowym z głębokości 1,5 m p.p.t. Główne składniki to kwarc (68%) i minerały ilaste (28,3%), w większości illit, występuje także kaolinit oraz beidelit. Brak kalcytu, zawartość frakcji organicznej 0,7%. Według normy gleboznawczej [10], która powinna być stosowana m.in. w inżynierii i ochronie środowiska, badane próbki reprezentują pył ilasty.

Glina zwałowa o średniej zawartości frakcji iłowej w granicach 18–22% i 12–25%, pobrana z głębokości 4,2–5,8 m p.p.t. Wszystkie gliny wykazują jednolity skład mineralny. Główne ich składniki to kwarc (60–65%) i minerały ilaste (24–27,5%), głównie illit i beidelit; gliny zawierają także kalcyt (8,4–10,3%), getyt (1–2,5%) oraz substancję organiczną (0,2–0,4%). Z uwagi na to, że glina zwałowa pobierana była z czterech różnych otworów wiertniczych zakwalifikowano ją do badań jako cztery odrębne grunty, należące według normy [10] do gliny średniej oraz gliny lekkiej.

Ił plicieński o średniej zawartości frakcji iłowej (77%), pobrany z głębokości 5,1–7,0 m p.p.t. Głównym jego składnikiem są minerały ilaste – około 67%, w tym beidelit występujący w przewadze nad illitem i kaolinitem. Zawartość kwarcu – 27,7%, getytu – 5,4%. Brak kalcytu i substancji organicznej. Według normy [10] badany grunt scharakteryzowano jako ił ciężki. Wybrane właściwości fizyczne analizowanych gruntów przedstawia tabela 1 [3, 5].

TABELA 1. Zestawienie średnich arytmetycznych oraz zakresów zmienności ($x_{\min} - x_{\max}$) wybranych właściwości fizycznych badanych gruntów spoistych (Kaczyński 1997, ze zmianami)

TABLE 1. Summary of arithmetic averages and ranges of variation ($x_{\min} - x_{\max}$) of selected physical properties of measurable compact soils (Kaczyński 1997, with modifications)

Grunt	Właściwości fizyczne				
	gęstość właściwa gruntu ρ_s [t/m ³]	gęstość objętościowa gruntu ρ [t/m ³]	wilgotność naturalna w_n [%]	porowatość n [%]	stopień wilgotności S_r [1]
1*	2	3	4	8	9
Pył ilasty (mada)	2,68	1,85	19,21	42,31	0,71
	2,67–2,69	1,83–1,87	18,53–20,05	41,42–43,28	0,67–0,76
Gлина lekka (gлина 1)	2,65	2,12	9,10	26,79	0,66
	2,63–2,67	2,10–2,15	8,50–9,50	26,03–27,17	0,63–0,73
Gлина średnia (gлина 2)	2,66	2,13	9,85	27,07	0,71
	2,64–2,68	2,10–2,15	9,45–10,15	26,32–28,20	0,69–0,72
Gлина średnia (gлина 3)	2,68	2,11	13,53	30,59	0,82
	2,66–2,69	2,08–2,13	12,96–14,05	28,85–31,34	0,76–0,84
Gлина lekka (gлина 4)	2,67	2,14	11,35	28,9	0,78
	2,66–2,68	2,13–2,16	10,96–11,73	27,71–28,46	0,76–0,82
Ił ciężki (ił)	2,67	1,88	33,55	47,27	1
	2,60–2,70	1,87–1,89	33,15–34,05	46,82–47,57	0,99–1,00

* Określenia gruntu w nawiasie – według materiałów źródłowych

Z przedstawionej analizy właściwości fizycznych wynika, że badane grunty spoiste charakteryzują się stosunkowo małym stopniem niejednorodności. Dotyczy to w szczególności glin, od których wyraźnie różnią się (przede wszystkim porowatością) mada oraz ił.

2. Charakterystyka metod badawczych wykorzystanych do badań współczynnika filtracji gruntów

Badania współczynnika filtracji wykonywano wykorzystując sześć następujących laboratoryjnych aparatów i metod: sakedometr, GEONOR, edometr, aparat trójosiowego ściskania TRX, konsolidometr, SEM/STIMAN. Dla każdej metody przeprowadzono serie niezależnych badań dla wszystkich sześciu rodzajów gruntów. Badania bezpośrednio wykonywano przy naprężeniach równych obciążeniu geologicznemu nadkładu i przy spadkach hydraulicznych równych i większych od 30.

Sakedometr (zmodyfikowany edometr) pozwala na kontrolę ciśnienia ssania gruntów, które maleje wraz ze wzrostem nasycenia. Badania w sakedometrze wykonane zostały przez S. Żakowicza i K. Grabulewskiego z SSGW; były prowadzone przy założeniu pełnego nasycenia gruntu wodą (stopień wilgotności $S_r = 1$).

Permeometr (przepuszczalnościomierz) kompresyjny do samodzielnego badania przepuszczalności gruntów spoistych zastosowany w ramach opisywanych badań był wyprodukowany przez norweską firmę **GEONOR**. Współczynnik filtracji określany był zgodnie z prawem Darcy'ego w zakresie spadków hydraulicznych do 100. Metoda oparta była na zasadzie stałego spadku hydraulicznego.

Edometryczne badania współczynnika filtracji prowadzono w klasycznym edometrze wyprodukowanym przez Zakład Aparatury Naukowej w Krakowie. Aparat umożliwiał zadawanie wymaganych spadków hydraulicznych oraz kontrolowanie wysokości słupa wody w czasie badania. Jest to jedna z najstarszych, lecz do dzisiaj stosowanych metod badawczych gruntów.

Badania współczynnika filtracji w **aparacie trójosiowego ściskania TRX** wykonywano zgodnie z metodyką Heada (1985). W aparacie sprawdzano stopień nasycenia próbek badanych gruntów określając parametr Skemptona [9]. Jeśli jego wartość $B = 0,95-1,00$, uznawano grunt za nasycony wodą. W przypadku $B < 0,95$ próbkę gruntu poddawano procesowi nasączenia wodą, za pomocą przystawki *back pressure* wraz z kolumną naczyń przelewowych. Dla wszystkich testów spadek hydrauliczny był równy 30.

Za pomocą **konsolidometru** badania wykonywano w dwóch etapach. W pierwszym dokonywano wstępnej konsolidacji, następnie badano proces konsolidacji przy stałej prędkości obciążania. Interpretację badań konsolidometrycznych opierano na jednowymiarowej teorii konsolidacji zaproponowanej przez K. Terzaghi'ego (1943) oraz Vu Cao Minha (1976) prowadzącego badania w Instytucie Hydrogeologii i Geologii Inżynierskiej Uniwersytetu Warszawskiego. Metoda konsolidometryczna należy do badań pośrednich; współczynnik filtracji K jest wyznaczany na podstawie ustalonego w tych badaniach współczynnika konsolidacji gruntu c_v [9].

Ostatnią metodą wykorzystaną do badań była pośrednia metoda **SEM/STIMAN**, oparta na analizie ilościowej mikrostruktury gruntu ze zdjęć skaningowych. Dużą zaletą mikroskopów skaningowych jest to, że stwarzają one możliwości otrzymania obrazu rzeczywistego

analizowanej powierzchni próbki. Analiza taka, przy zastosowaniu specjalistycznego oprogramowania i oprogramowania komputerowego pozwala m.in. oszacować właściwości filtracyjne gruntów.

3. Teoretyczne podstawy dwuczynnikowej analizy wariancji

Analiza wariancji (*Analysis Of Variance* – ANOVA) jest zespołem metod statystycznych wykorzystywanych do porównania kilku populacji. Ogólnie mówiąc, służy do badania wyników (doświadczeń, obserwacji), które zależą od jednego czynnika (analiza jedno-czynnikowa) lub kilku czynników działających równocześnie (analiza wieloczynnikowa). Analiza wariancji pozwala sprawdzić, czy czynniki te wywierają istotny wpływ na obserwowane wyniki [7, 12].

Celem analizy wariancji jest testowanie istotności różnic między średnimi zmiennej zależnej w populacji; układ hipotez w niej testowanych ma postać:

- hipotezy zerowej (podstawowej) $H_0: m_1 = m_2 = \dots = m_k = m$,
- hipotezy alternatywnej H_1 : nie wszystkie m_i ($i = 1, 2, \dots, k$) są sobie równe,

gdzie m_i oznacza średnią i -tej grupy obserwacji.

Przedmiotem badania jest k populacji, z których pobierane są niezależne od innych próby losowe. Przy stosowaniu analizy wymagane jest spełnienie pewnych założeń:

- próby pobierane są niezależnie od siebie z każdej populacji (warunek randomizacji),
- w każdej z k badanych populacji rozkład jest normalny o tej samej wariancji; analiza wariancji daje także dobre wyniki w warunkach, gdy rozkłady w populacjach są zbliżone do normalnego, a wariancje są tylko w przybliżeniu równe [7, 12].

Analiza wariancji z klasyfikacją podwójną (dwuczynnikową) wykorzystywana jest do wykrywania możliwego wpływu dwóch czynników A i B na badaną cechę populacji generalnej, przy czym czynnik A występuje w p odmianach (poziomach) A_1, \dots, A_p , a czynnik B w q odmianach B_1, \dots, B_q . Pomiaru są klasyfikowane zgodnie z dwoma kryteriami A i B , wszystkie obserwacje podzielone są na pq grup przyporządkowanym wariantom ($A_i B_j$), $i = 1, \dots, p; j = 1, \dots, q$. Przyjmując, że dla każdego wariantu ($A_i B_j$) dokonano jednakowej liczby r pomiarów (replikacji), rozporządzamy rpq danymi. Klasyfikację podwójną nazywamy krzyżową, gdy określona klasyfikacja B_j ma to samo znaczenie dla wszystkich grup względem klasyfikacji A .

W ujęciu modelowym, dla łącznego przedstawienia oddziaływań czynników A i B przyjmujemy model zwany modelem klasyfikacji dwukierunkowej lub klasyfikacji krzyżowej z r obserwacjami w klatce; ma on następującą postać [7, 12]:

$$x_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

gdzie:

- x_{ijk} – wartość zmiennej zależnej – obserwacja uzyskana z eksperymentu,
- μ – średnia ogólna,
- α_i – efekt główny i -tego poziomu czynnika A ,
- β_j – efekt główny j -tego poziomu czynnika B ,

- $(\alpha\beta)_{ij}$ – efekt współdziałania (interakcji) i -tego poziomu czynnika A oraz j -tego poziomu czynnika B,
 ε_{ijk} – losowy błąd doświadczalny o rozkładzie normalnym ze średnią równą 0 i wariancją σ^2 .

Na opisywany model nakładają się następujące ograniczenia:

$$\sum_1 \alpha_1 = \sum_j \beta_j = \sum_{ij} (\alpha\beta)_{ij} = 0 \quad (2)$$

Hipotezy zerowe dla tego modelu przyjmują następującą postać:

$$H_{0A} : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_i = 0, \quad H_{0B} : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_j = 0, \quad (3)$$

$$H_{0AB} : (\alpha\beta)_{11} = (\alpha\beta)_{12} = \dots = (\alpha\beta)_{ij} = 0$$

Pierwsza z nich wyraża brak różnicującego działania czynnika A, druga – brak istotnego działania czynnika B, a trzecia – brak interakcji między tymi czynnikami.

W konstrukcji testu dla sprawdzenia hipotez wykorzystuje się następujące statystyki przedstawione w tabeli 2.

Tabela 2 zawiera następujące elementy: SS_A – suma kwadratów odchyłeń wynikająca z działania czynnika A, SS_B – suma kwadratów odchyłeń wynikająca z działania czynnika B, $SS_{(AB)}$ – suma kwadratów odchyłeń wynikająca z interakcji czynników A i B.

Końcowym wynikiem analizy są statystyki (ilorazy) F , cechujące się rozkładem F Fishera-Snedecora. Iloraz F dla każdej z testowanych hipotez jest ilorazem odpowiedniego średniego kwadratu odchyłeń MS i MS_E , oznaczającego średni kwadratowy błąd (*mean square error*), będący nieobciążonym estymatorem wspólnej wszystkim populacjom wariancji σ^2 . Przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej analizy wariancji, gdy średnie

TABELA 2. Tabela analizy wariancji dla krzyżowej klasyfikacji podwójnej z r obserwacjami w klatce

TABLE 2. The table of analysis of variance for dual cross-classification with r observations in the cage

Źródło zmienności	Suma kwadratów odchyłeń	Liczba stopni swobody	Średnie kwadratowe odchylenie	Iloraz F
Czynnik A	SS_A	$p - 1$	$MS_A = \frac{SS_A}{p - 1}$	$F = \frac{MS_A}{MS_E}$
Czynnik B	SS_B	$q - 1$	$MS_B = \frac{SS_B}{q - 1}$	$F = \frac{MS_B}{MS_E}$
Interakcja czynników AB	$SS_{(AB)}$	$(p - 1)(q - 1)$	$MS_{(AB)} = \frac{SS_{(AB)}}{(p - 1)(q - 1)}$	$F = \frac{MS_{(AB)}}{MS_E}$
Błąd	SS_E	$pq(r - 1)$	$MS_E = \frac{SS_E}{pq(r - 1)}$	×
Suma	SS_T	$pqr - 1$	×	×

danego czynnika są równe, MS_E i MS danego efektu są dwoma niezależnymi estymatorami wspólnej wariancji. Natomiast jeśli hipoteza zerowa nie jest prawdziwa, wówczas ujawniają się różnice między średnimi i w konsekwencji wartość MS dla danego efektu jest większa od MS_E dla błędów.

W takim przypadku wartość ilorazu MS_{efekt}/MS_E będzie większa od 1,0; wartość ta będzie tym większa, im bardziej istotny będzie dany efekt badanego czynnika.

W ramach uzupełnienia podstaw teoretycznych analizy wariancji należy dodać, że w szerszym zastosowaniu analizy wariancji wieloczynnikowej występują trzy modele. W wielu publikacjach nie rozróżnia się tych modeli, głównie z powodu podobieństwa obliczeń, jednakże interpretacja otrzymywanych wyników jest inna. Te modele to [12, 15]:

- model I rodzaju – stały,
- model II rodzaju – losowy,
- model III rodzaju – mieszany.

Model stały (*fixed – effects model*) charakteryzuje się tym, że przeprowadzony eksperyment można dowolnie powtórzyć, czyli czynnik zmienności jest pod naszą kontrolą i ma z góry ustalone poziomy. Jednakże otrzymane wyniki są ważne tylko dla analizowanych poziomów. W naszym przypadku wyniki analizy byłyby ważne tylko dla gruntów określonych w tej analizie.

Odmianą sytuację opisuje **model losowy** (*random – effects model*), gdzie zbiór wszystkich rodzajów gruntów uwzględnianych w analizie wybierany jest z całej populacji gruntów. Przy takim podejściu można wyciągać wnioski dotyczące całej populacji, a więc także gruntów o nieco innej charakterystyce petrofizycznej.

Model mieszany opisuje przypadek, w którym jeden z czynników jest stały, a drugi losowy. Dla różnych eksperymentów stosuje się różne modele, a wybór modelu jest uzależniony od eksperymentatora i wpływa na właściwą interpretację otrzymanych wyników.

Poniżej przedstawiony zostanie układ równań opisujący model losowy (II rodzaju) dla dwuczynnikowej analizy wariancji, zakładający, że działają dwa czynniki losowe A i B równocześnie. Czynnik A działa na a poziomach, czynnik B na b poziomach; przyjmujemy również, że czynniki A i B współdziałają na każdym poziomie. W takim przypadku model losowy opisuje następujące równanie:

$$x_{ijk} = \mu + A_i + B_j + (AB)_{ij} + e_{ijk} \quad (4)$$

gdzie A_i , B_j , $(AB)_{ij}$ oraz e_{ijk} to zmienne losowe wzajemnie nieskorelowane o rozkładach normalnych ze wspólną wartością oczekiwaną równą 0 i wariancjami odpowiednio równymi σ_A^2 , σ_B^2 , σ_{AB}^2 oraz σ_e^2 .

W modelu losowym, w porównaniu z modelem stałym (tab. 2) obserwujemy różnicę w sposobie weryfikacji hipotez. Różnica dotyczy składnika błędu występującego w mianowniku ułamka definiującego statystyki F . W tabeli 3 zestawiono porównanie odpowiednich statystyk dla modelu stałego i losowego.

W modelu mieszanym (II rodzaju) jeden z czynników jest stały, a drugi losowy. Jeśli czynniki stałe oznaczymy literami greckimi, natomiast czynniki losowe literami łacińskimi, to model taki opisuje następujące równanie:

TABELA 3. Porównanie statystyk F dla modelu stałego i losowego w dwuczynnikowej analizie wariancji

TABLE 3. Comparison of statistics F for fixed and random effects model in two-component analysis of variance

Hipoteza	Model stały	Model losowy
$H_0: \sigma_A^2 = 0$	$F = \frac{MS_A}{MS_E}$	$F = \frac{MS_A}{MS_{AB}}$
$H_0: \sigma_B^2 = 0$	$F = \frac{MS_B}{MS_E}$	$F = \frac{MS_B}{MS_{AB}}$
$H_0: \sigma_{AB}^2 = 0$	$F = \frac{MS_{(AB)}}{MS_E}$	$F = \frac{MS_{(AB)}}{MS_E}$

$$x_{ijk} = \mu + \alpha_i + B_j + (\alpha B)_{ij} + e_{ijk} \quad (5)$$

gdzie:

- efekty typu A są stałe (α_i),
- efekty typu B losowe (B_j).

W modelu tym dla efektów stałych przyjmujemy takie założenia jak dla modelu stałego, a dla efektów losowych takie jak dla modelu losowego. W odniesieniu do efektów interakcji dla modelu mieszanego istnieje możliwość wyboru, czy interakcję czynnika losowego ze stałym uważamy za czynnik losowy, czy za stały.

Dwuczynnikową analizę wariancji w niniejszej pracy prowadzono w wersji modelu III rodzaju czyli mieszanego. Przy tym czynnik jakościowy dotyczący metody („Metoda”) przyjęto jako stały (opisuje wpływ dającego się powtórzyć eksperymentu), natomiast czynnik związany z gruntem („Rodzaj gruntu”) uznano za losowy. Za takim wyborem przemawia fakt, że próbki do badań były pobierane losowo (dla wszystkich poziomów o r -replikacjach). Taka sytuacja powoduje, że na wyniki oznaczeń laboratoryjnych może mieć wpływ zmienność losowa związana z niejednorodnością fizyczno-geologiczną gruntów. Natomiast jako zmienna zależna ilościowa występuje w analizie współczynnik filtracji gruntów K .

4. Uzyskane wyniki analizy

Wymienione powyżej, uwzględnione w analizie wariancji, laboratoryjne metody oznaczania współczynnika filtracji gruntów można podzielić na metody bezpośrednie, oparte na bezpośrednim pomiarze współczynnika filtracji (sakedometr, GEONOR, edometr, aparat trójosiowy TRX) oraz metody pośrednie, oparte na obliczaniu współczynnika filtracji na podstawie badań innych właściwości gruntu (konsolidometr, metoda SEM/STIMAN).

Wszystkie otrzymane wyniki badań poddano analizie statystycznej w celu wykrycia w seriach pomiarowych ewentualnych tzw. wartości odstających¹ lub tzw. wyników wą-

¹ Wartości odstające – obserwacje, których wartości zgodnie z normą krajową [8], tak dalece odbiegają od pozostałych, iż sugeruje to, że mogą pochodzić z innej populacji lub być spowodowane błędem grubym pomiaru

pliwych². W niniejszej pracy zastosowano test, służący do weryfikacji pojedynczego wyniku wątpliwego w próbie (serii pomiarowej) – przypadek nieznanego odchylenia standardowego [8]. W wyniku testowania zbioru wyników pomiarów współczynnika filtracji gruntów stwierdzono występowanie tylko jednego wyniku odstającego. Wystąpił on w próbie dla gliny lekkiej 2 przy wykorzystaniu metody konsolidometrycznej.

Analizę statystyczną prowadzono z wykorzystaniem ogólnie znanego pakietu statystycznego *STATISTICA 8*, w szczególności korzystano z modułu *Ogólne modele liniowe*. Przed przystąpieniem do właściwych obliczeń sprawdzono, czy oceniane wyniki badań laboratoryjnych odpowiadają warunkom wynikającym z założeń związanych z analizą wariancji, tj. rozkładów zbliżonych do rozkładu normalnego oraz zbliżonych wartości wariancji.

Dwuczynnikową analizę wariancji w niniejszej pracy prowadzono w wersji modelu III rodzaju czyli mieszanego. Przy tym czynnik jakościowy dotyczący modelu („Metoda”) przyjęto jako stały (opisuje wpływ dającego się powtórzyć eksperymentu), natomiast czynnik związany z gruntem („Rodzaj gruntu”) uznano za losowy. Za takim wyborem przemawia fakt, iż próbki do badań były pobierane losowo (dla wszystkich poziomów o r -replikacjach). Taka sytuacja powoduje, że na wyniki oznaczeń laboratoryjnych może mieć wpływ zmienność losowa związana z niejednorodnością fizyczno-geologiczną gruntów. Natomiast jako zmienna zależna ilościowa występuje w analizie współczynnik filtracji gruntów K .

Przy analizach statystycznych wyników badania współczynnika filtracji gruntów K operowano zlogarytmowanymi wartościami liczbowymi ($\log K$) ze względu na ogólnie znany logarytmiczno-normalny charakter ich rozkładów, potwierdzony także w tym przypadku [2].

Jednorodność statystyczną wariancji w obrębie wszystkich grup, zestawianych według rodzajów gruntów oraz zastosowanych metod badawczych, badano z wykorzystaniem testów Cochra (C), Hartleya (F – maks) oraz Bartletta (Chi – kw.). Na podstawie wyników testowania można stwierdzić, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej H_0 (przy poziomie istotności testowania $\alpha = 0,05$) o równości wariancji w grupach.

Kolejne badania miały na celu weryfikację hipotezy o równości średnich w obrębie poszczególnych grup. Jak było wspomniane wcześniej, analizowany jest model dwuczynnikowej analizy wariancji III rodzaju – mieszaney; wyniki pokazuje tabela 4.

Na podstawie tabeli 4, przedstawiającej główne wyniki analizy można stwierdzić, że należy odrzucić na poziomie prawdopodobieństwa testowego $p < 0,05$ hipotezy zerowe o:

- braku istotnego efektu czynnika „Metoda”; występują istotne różnice między średnimi wartościami współczynnika filtracji uzyskanego różnymi metodami laboratoryjnymi, o czym świadczy duża wartość statystyki $F = 13,84$;
- braku istotnego efektu czynnika „Rodzaj gruntu”; wystąpiły istotne różnice między średnimi dla poszczególnych rodzajów gruntów; wartość statystyki $F = 20,75$;
- braku interakcji między czynnikami „Metoda” i „Rodzaj gruntu”, co oznacza, że czynniki te oddziałują na siebie wzajemnie.

Otrzymane wyniki przedstawiono w tabeli 5 – dla różnych rodzajów gruntów i tabeli 6 – dla różnych metod badawczych.

² Wynik wątpliwy – wynik, który zgodnie z normą międzynarodową [11] różni się od pozostałych wyników w stopniu przewyższającym różnice, jakie w stosowanej metodzie pomiarów są spodziewane

TABELA 4. Wielkości efektów głównych dla dwuczynnikowej analizy wariancji

TABLE 4. Values of the main effects for two-component analysis of variance

Efekt	Jednowymiarowe testy istotności dla współczynnika filtracji K							
	Dekompozycja typu III							
	efekt (S/L)	SS	stopnie swobody	MS	łącz. Mn. df dla b	łącz. Mn. MS dla b	F	p
Wyraz wolny	Stałe	9 733,749	1	9 733,749	5,0018	18,07506	538,5184	0,00000310
Metoda	Stałe	75,100	5	15,020	25,0889	1,08519	13,8409	0,00000154
Rodzaj gruntu	Losowy	94,075	5	18,815	25,9105	0,90654	20,7547	0,00000003
Metoda · Rodzaj gruntu	Losowy	27,736	25	1,109	149,0000	0,08154	13,6069	0,00000000
Błąd		12,149	149	0,082				

TABELA 5. Wartości średnich dla 6 różnych rodzajów gruntów

TABLE 5. Values of averages for 6 different types of soils

Nr podkl.	Rodzaj gruntu; średnie					
	Bieżący efekt: $F(5, 25, 91) = 20,755, p = ,00000$					
	Dekompozycja typu III					
	rodzaj gruntu	współczynnik filtracji K Średnie	współczynnik filtracji K Bł. Std.	współczynnik filtracji K -95,00%	współczynnik filtracji K +95,00%	N
1.	pył ilasty	-6,88314	0,141546	-7,17183	-6,59446	32
2.	głina lekka 1	-8,36711	0,114314	-8,60091	-8,13332	30
3.	głina średnia 1	-8,30642	0,137360	-8,58826	-8,02458	28
4.	głina średnia 2	-8,56091	0,198456	-8,96742	-8,15439	29
5.	głina lekka 2	-8,24984	0,129579	-8,51378	-7,98589	33
6.	ił ciężki	-9,52076	0,128627	-9,78276	-9,25875	33

Procedury porównań wielokrotnych – testy POST-HOC służą do weryfikacji efektów, które zostały wykryte po przeprowadzeniu eksperymentu, stąd nazwa post-hoc (po fakcie lub *a posteriori*). Metody te są przydatne do uściślenia różnic wykrytych przez analizę wariancji [12, 13]. Ogólnie mówiąc testy POST-HOC polegają na porównaniu wszystkich par średnich w celu wykrycia występujących istotnych różnic. Test polega na grupowaniu średnich; średnie należące do dwóch różnych grup różnią się w sposób istotny, a należące do jednej grupy nie różnią się istotnie, grupy takie nazywamy jednorodnymi.

Wszystkie procedury porównań wielokrotnych opierają się na porównaniu różnic między parami średnich z próby z wielkością nazwaną najmniejszą istotną różnicą (NIR). Porównanie to opisuje następująca nierówność [12, 16]:

TABELA 6. Wartości średnich dla 6 różnych metod badawczych

TABLE 6. Values of averages for 6 different research methods

Nr podkl.	Metoda; średnie					
	Bieżący efekt: $F(5, 25, 089) = 13,841, p = ,00000$ Dekompozycja typu III					
metoda	współczynnik filtracji K Średnie	współczynnik filtracji K Bł. Std.	współczynnik filtracji K -95,00%	współczynnik filtracji K +95,00%	N	
1.	Sakedometr	-8,65552	0,148695	-8,95963	-8,35140	30
2.	GEONOR	-8,95366	0,165345	-9,28868	-8,61864	38
3.	Edometr	-8,78516	0,198617	-9,22231	-8,34800	12
4.	TRX	-8,43561	0,155504	-8,75015	-8,12107	40
5.	Konsolidometr	-8,25434	0,130140	-8,52092	-7,98776	29
6.	SEM/STIMAN	-7,12286	0,179091	-7,48644	-6,75929	36

$$|\bar{x}_i - \bar{x}_j| \leq K_\alpha \underbrace{\sqrt{MS_{blqd} \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)}}_{NIR} \quad (6)$$

gdzie:

- K_α – wartość odpowiedniego kwantyla w rozkładzie statystyki wykorzystanej w danej procedurze,
- MS_{blqd} – średni kwadrat dla błędu z analizy wariancji,
- n_i i n_j – liczebności i -tej i j -tej grupy (próby).

Jeśli zachodzi nierówność przeciwna – $|\bar{x}_i - \bar{x}_j| > NIR$ to średnią \bar{x}_i uznajemy za istotnie różniącą się od \bar{x}_j na poziomie istotności α .

W literaturze znanych jest szereg różnych procedur porównań wielokrotnych, z których zdecydowano wykorzystać procedurę Tukeya oraz test Sheffego. Wynika to przede wszystkim z faktu, iż badany układ jest układem mieszanym.

Wyniki uzyskane dla procedury Tukeya przedstawione są w tabeli 7 i 8, przy czym tabela 7 przedstawia wyniki istotnych różnic, gdzie prezentowane są przybliżone oceny prawdopodobieństwa dla testów POST-HOC.

W wyniku testowania zostały utworzone cztery jednorodne grupy, obejmujące nie różniące się między sobą istotnie metody. Pierwszą grupę tworzą metody sakedometr i edometr, drugą – metody GEONOR i edometr, trzecią – metody TRX i konsolidometr, natomiast czwartą grupę tworzy tylko jedna metoda – SEM/STIMAN.

Wyniki w tabeli 8 przedstawiają jednorodne grupy, pokrywają się one z wynikami z tabeli 7. Widzimy więc, że metoda SEM/STIMAN nie tworzy grupy z żadną inną metodą; potwierdza to rysunek 1, gdzie wyniki dla tej metody są zdecydowanie zawyżone.

TABELA 7. Test Tukeya dla różnych n – istotne różnice.
Wyniki badań współczynnika filtracji uzyskane 6 metodami

TABLE 7. Turkey test for different n – significant differences.
The results of measurements of filtration coefficient obtained by 6 methods

Nr podkl.	HSD (nierówne N); zmienna współczynnik filtracji K Przybliżone prawdopodobieństwa dla testów POST HOC Błąd: MS międzygrupowe = ,08154, df = 149,00						
	metoda	1 -8,656	2 -8,954	3 -8,785	4 -8,436	5 -8,254	6 -7,123
1.	Sakedometr		0,000756	0,876612	0,033995	0,000021	0,000020
2.	GEONOR	0,000756		0,699015	0,000020	0,000020	0,000020
3.	Edometr	0,876612	0,699015		0,032425	0,000094	0,000020
4.	TRX	0,033995	0,000020	0,032425		0,150136	0,000020
5.	Konsolidometr	0,000021	0,000020	0,000094	0,150136		0,000020
6.	SEM/STIMAN	0,000020	0,000020	0,000020	0,000020	0,000020	

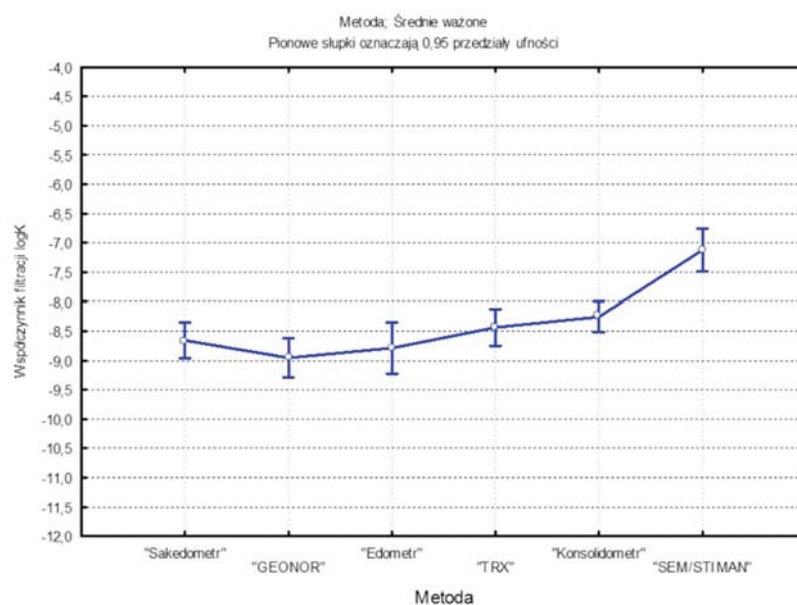
TABELA 8. Test Tukeya dla różnych n – jednorodne grupy.
Wyniki badań współczynnika filtracji uzyskane 6 metodami

TABLE 8. Turkey test for different n – homogeneous groups.
The results of measurements of filtration coefficient obtained by 6 methods

Nr podkl.	HSD (nierówne N); zmienna współczynnik filtracji K Grupy jednorodne, alfa = ,050 Błąd: MS międzygrupowe = ,08154, df = 149,00					
	metoda	współczynnik filtracji K Średnie	1	2	3	4
2.	GEONOR	-8,95366	****			
3.	Edometr	-8,78516	****	****		
1.	Sakedometr	-8,65552		****		
4.	TRX	-8,43561			****	
5.	Konsolidometr	-8,25434			****	
6.	SEM/STIMAN	-7,12286				****

Z kolei metoda konsolidometru jest powiązana w jednorodną grupę tylko w jednym przypadku; w grupie trzeciej wyniki dla metody TRX i konsolidometru nie różnią się statystycznie. Pozostały dwie grupy wiążą się ze sobą wzajemnie, co może świadczyć o ich porównywalności.

Tabele 9 i 10 przedstawiają wyniki testu Scheffego, przy czym tabela 9 prezentuje wyniki istotnych różnic, natomiast tabela 10 – jednorodne grupy. Test Scheffego okazał się bardziej czuły od poprzedniego, gdyż wykazał istnienie pięciu jednorodnych grup. Podobnie jak



Rys. 1. Średnie wyników badań laboratoryjnych współczynnika filtracji $\log K$ wraz z oszacowanymi 95% przedziałami ufności dla 6 różnych metod badawczych

Fig. 1. The averages of the results of laboratory measurements of filtration coefficient $\log K$ with estimated 95% confidence intervals for 6 different research methods

TABELA 9. Test Scheffego – istotne różnice.
Wyniki badań współczynnika filtracji uzyskane 6 metodami

TABLE 9. Scheffe test – significant differences.
The results of measurements of filtration coefficient obtained by 6 methods

Nr podkl.	Test Scheffego; zmienna współczynnik filtracji K Prawdopodobieństwa dla testów POST-HOC Błąd: MS międzygrupowe = ,08154, df = 149,00						
	Metoda	1	2	3	4	5	6
		-8,656	-8,954	-8,785	-8,436	-8,254	-7,123
1.	Sakedometr		0,003782	0,879453	0,077135	0,000061	0,00000
2.	GEONOR	0,003782		0,673163	0,000000	0,000000	0,00000
3.	Edometr	0,879453	0,673163		0,020235	0,000056	0,00000
4.	TRX	0,077135	0,000000	0,020235		0,244594	0,00000
5.	Konsolidometr	0,000061	0,000000	0,000056	0,244594		0,00000
6.	SEM/STIMAN	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	

TABELA 10. Test Scheffego – jednorodne grupy. Wyniki badań współczynnika filtracji uzyskane 6 metodami

TABLE 10. Scheffe test – homogeneous groups.
The results of measurements of filtration coefficient obtained by 6 methods

Nr. podkl.	Test Scheffego; zmienna współczynnik filtracji K Grupy jednorodne, alfa = ,050 Błąd: MS międzygrupowe = ,08154, df = 149,00						
	Metoda	współczynnik filtracji K Średnie	1	2	3	4	5
2.	GEONOR	-8,95366	****				
3.	Edometr	-8,78516	****	****			
1.	Sakedometr	-8,65552		****	****		
4.	TRX	-8,43561			****	****	
5.	Konsolidometr	-8,25434				****	
6.	SEM/STIMAN	-7,12286					****

poprzednio metoda SEM/STIMAN tworzy samodzielnie jednorodną grupę; statystycznie różni się istotnie od pozostałych metod, co wykazał również poprzedni test.

Pozostałe metody tworzą podobne grupy, z tym że test Scheffego pokazuje istnienie dodatkowej: sakedometr – TRX. Ciekawą obserwację poczyniono dla grup 1 i 3, gdzie wyniki dla metod sakedometru, GEONORu i edometru nie różnią się statystycznie, co potwierdza wcześniejszą tezę o porównywalności tych metod. Co więcej, test ten utworzył jednorodną grupę dla metod sakedometru i TRX, mimo że dla tej ostatniej wyniki badań są wyższe.

Podsumowanie

Dla celów porównawczych różnych metod laboratoryjnych pomiaru współczynnika filtracji gruntów, w szczególności gruntów spoistych, zastosowano dwuczynnikową analizę wariancji w wersji modelu III rodzaju – mieszanego. Wybór taki wynikał z unikatowego charakteru materiału badawczego; badania były prowadzone z wykorzystaniem sześciu metod laboratoryjnych w odniesieniu do sześciu różnych rodzajów gruntów spoistych. Dodatkowy problem stwarzała niejednorodność fizyczno-geologiczna badanych gruntów oraz sposób poboru próbek do badań, stąd czynnik „Rodzaj gruntu” uznano za losowy, a cały model jako mieszany. W dalszym etapie analizy wariancji zastosowano liczne testy statystyczne, w tym procedury porównań wielokrotnych POST-HOC.

Podsumowując wyniki analizy wariancji dla sześciu laboratoryjnych metod badania współczynnika filtracji w odniesieniu do sześciu różnych rodzajów gruntów możemy sformułować następujące końcowe wnioski.

1. Analiza porównawcza bezpośrednich metod badawczych uzasadnia przyjęcie tezy o porównywalności wyników uzyskanych metodami z wykorzystaniem sakedometru, GEONORU-u, edometru i TRX. Potwierdza to test F analizy wariancji, a także częściowo, użyte procedury porównań wielokrotnych POST-HOC. Świadczy to o możliwości zamiennego wykorzystania tych metod w praktyce badawczej.

2. Pośrednie metody badawcze, tj. z wykorzystaniem konsolidometru oraz SEM/STIMAN dają z reguły wyniki znacznie zawyżone i są odpowiedzialne za odrzucenie hipotezy zerowej o braku różnic między średnimi w odniesieniu do czynnika „METODA”.
3. Na obserwowaną zmienność wyników badań współczynnika filtracji gruntów z użyciem różnych metod ma wpływ niewątpliwie fakt zróżnicowania fizyczno-geologicznego badanych gruntów.
4. Wyniki badań współczynnika filtracji gruntów prowadzonych sakedometrem, metodą GEONOR, aparatem trójosiowego ściskania TRX, konsolidometrem, edometrem, a także metodą SEM/STIMAN praktycznie nie zawierają błędów grubych. Weryfikacja statystyczna 200 wyników badań wykazała, że wśród nich występuje zaledwie jeden wynik obarczony błędem grubym.

Praca ta została wykonana w ramach badań statutowych AGH Akademii Górniczo-Hutniczej, Wydziału Wiertnictwa, Nafty i Gazu w Krakowie

Literatura

- [1] Aczel, A.D. 2000. *Statystyka w zarządzaniu*. Wyd. Nauk. PWN, Warszawa.
- [2] Drożdżak, R. 2011. *Wpływ chemizmu filtrującej wody na mierzoną wartość przepuszczalności gruntów*. Praca doktorska, Wydział Wiertnictwa, Nafty i Gazu AGH, Kraków (praca niepublik.).
- [3] Kaczyński, R., Drągowski, A., Krogulec E. i inni. 2000. Współczynnik filtracji gruntów spoistych wyznaczony różnymi metodami. *Aktualne problemy geologiczno-inżynierskich badań podłoża budowlanego i zagospodarowania terenu*. Mat. sem. Bogucki Wyd. Nauk. S.C., Poznań.
- [4] Kaczyński, R. 1969. Oznaczanie współczynników filtracji gruntów słabo przepuszczalnych, półprzepuszczalnych i praktycznie nieprzepuszczalnych. *Przegląd Geologiczny* nr 10.
- [5] Kaczyński, R. 1997. *Wykonanie analizy porównawczej wyników badań współczynnika przepuszczalności gruntów spoistych wyznaczonego różnymi metodami*. Archiwum ZPG UW i NFOŚiGW, Warszawa (praca niepublik.).
- [6] Krogulec, E. 1996. Wpływ metodyki badań na otrzymywane wartości współczynnika filtracji osadów słabo przepuszczalnych, cz. 2. *Przegląd Geologiczny* vol. 44, nr 11.
- [7] Magiera, R. 2002. *Modele i metody statystyki matematycznej*. Ofic. Wyd. GiS, Wrocław.
- [8] PN-87/N-01052/13: Badania statystyczne – Zasady wykrywania w próbce wyników obarczonych błędami grubymi. Polski Komitet Normalizacji, Miar i Jakości, Warszawa 1987.
- [9] PN-98/B-02481: Geotechnika – Terminologia podstawowa, symbole literowe i jednostki miar. Polski Komitet Normalizacyjny, Warszawa 1998.
- [10] PN-98/R-04033: Gleby i utwory mineralne – Podział na frakcje i grupy granulometryczne. Polski Komitet Normalizacyjny, Warszawa 1998.
- [11] PN-ISO 5725-1: Dokładność (poprawność i precyzja) metod pomiarów i wyników pomiarów – Część 1: Ogólne zasady i definicje. Polski Komitet Normalizacyjny, Warszawa 2002.
- [12] Stanisław, A. 2007. *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny. Tom 2. Modele liniowe i nieliniowe*. StatSoft Polska Sp. z o.o., Kraków.
- [13] Tukey, J.W. 1953. *The problem of multiple comparisons*. Department of mathematics, Princeton University, Princeton, New Jersey.
- [14] Twardowski, K. i Drożdżak, R. 2007. Uwarunkowania dotyczące laboratoryjnych metod oznaczania wodoprzepuszczalności gruntów. *Zesz. Nauk. AGH, Ser. „Wiertnictwo-Nafta-Gaz”* t. 24, z. 1.
- [15] Twardowski, K., Kwarciański, J. i Broda, P. 2005. Wykorzystanie dwuczynnikowej analizy wariancji do badania wpływu miejsca pobrania i sortymentu prób węgla na oceny jego metanośności. *Zesz. Nauk. Pol. Śl.* z. 267.
- [16] Volk, W. 1973. *Statystyka stosowana dla inżynierów*. Wyd. Nauk.-Techn., Warszawa.

