

Μελέτη της Υδραυλικής Αγωγιμότητας Κορεσμού στο Ύπαιθρο με Στατιστικές και Γεωστατιστικές Μεθόδους

Χ.Δ. ΤΖΙΜΟΠΟΥΛΟΣ
Καθηγητής Α.Π.Θ.

Μ. ΣΑΚΕΛΛΑΡΙΟΥ
Καθηγήτρια Πανεπ. Θεσσαλίας

Σ.Ι. ΓΙΑΝΝΟΠΟΥΛΟΣ
Αναπληρωτής Καθηγητής Α.Π.Θ.

Περίληψη

Η χωρική μεταβλητότητα της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού μελετήθηκε με τη χρήση κλασικών στατιστικών και γεωστατιστικών μεθόδων. Οι μετρήσεις έγιναν σε έναν πειραματικό αγρό του Πανεπιστημίου της Θεσσαλίας στο Βελεστίνο με τη συσκευή *Guelph permeameter*. Από τη στατιστική επεξεργασία των μετρήσεων προέκυψε ότι η χωρική μεταβλητότητα της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού μπορεί να περιγραφεί όχι μόνο από τη λογαριθμοκανονική κατανομή, που αναφέρεται στη βιβλιογραφία, αλλά και από τις κατανομές Γάμμα και Weibull. Επίσης, διαπιστώθηκε ότι η τιμή του συντελεστή μεταβλητότητας CV που προέκυψε βρίσκεται σε πλήρη συμφωνία με τις παρατηρήσεις άλλων ερευνητών, σύμφωνα με τις οποίες οι δυναμικές παράμετροι του εδάφους παρουσιάζουν συντελεστή μεταβλητότητας $CV > 50\%$. Από την επεξεργασία των μετρήσεων με μεθόδους της Γεωστατιστικής προέκυψε ότι η περιοχή του πειραματικού αγρού παρουσιάζει ισοτροπία ως προς την υδραυλική αγωγιμότητα κορεσμού, πλην όμως εμφανίζει και μια αρκετά έντονη χωρική μεταβλητότητα.

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Οι υδραυλικές ιδιότητες του εδάφους μεταβάλλονται χωρικά και χρονικά εξαιτίας φυσικών αιτιών και ανθρωπογενών επεμβάσεων. Μελέτες των Peck [11], Warrick and Nielsen [17]), καθώς επίσης και πολλών άλλων, έχουν δείξει ότι οι ιδιότητες μεταφοράς και ροής του εδαφικού νερού είναι από τις περισσότερο μεταβαλλόμενες. Από τις ιδιότητες αυτές η ικανότητα του εδάφους να μεταφέρει νερό θεωρείται η σημαντικότερη. Η ιδιότητα αυτή περιγράφεται από μια υδροδυναμική παράμετρο, η οποία είναι γνωστή ως υδραυλική αγωγιμότητα. Στην ακόρεστη κατάσταση η υδραυλική αγωγιμότητα είναι συνάρτηση της περιεχομένης υγρασίας ή του ύψους πίεσεως του νερού των πόρων, ενώ στην περίπτωση της κορεσμένης ροής καλείται υδραυλική αγωγιμότητα κορεσμού, είναι σταθερή και καθορίζει τη μέγιστη ικανότητα του εδάφους να μεταφέρει νερό.

Σε πολλά προβλήματα, που αφορούν π.χ. στη μελέτη και το σχεδιασμό των στραγγιστικών δικτύων, των αρδευτικών δικτύων, των εγκαταστάσεων των υγρών και των στερεών αποβλήτων κ.λπ., ενδιαφέρει η χωρική μεταβλητότητα της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού. Συνήθως, μέχρι σήμε-

ρα, οι μηχανικοί αντιμετωπίζουν το σχεδιασμό των έργων αυτών εισάγοντας την έννοια ενός *ισοδύναμου ομοιόμορφου πορώδους μέσου*. Λόγω, όμως, της ετερογένειας του εδάφους οι τιμές της αγωγιμότητας, ακόμη και για τις περιπτώσεις που οι θέσεις μέτρησης απέχουν λίγα μέτρα μεταξύ τους, μπορούν να διαφέρουν δραστικά [2], [10]. Έτσι ορισμένα προβλήματα ροής δεν μπορούν να λυθούν με τον ορισμό ενός *«ισοδύναμου ομοιόμορφου πορώδους μέσου»* [4], [5]. Ακόμη, η χρησιμοποίηση ενός τέτοιου πορώδους μέσου είναι προφανές ότι δεν μπορεί να δώσει κάποια εικόνα του μεγέθους της χωρικής μεταβλητότητας της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού. Έτσι, επιβάλλεται η χαρτογράφηση της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού στην περιοχή της μελέτης, για να εξεταστεί ο βαθμός της χωρικής της μεταβλητότητας.

Οι παραπάνω διαπιστώσεις έχουν οδηγήσει στη θεώρηση της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού ως *στοχαστικής μεταβλητής* και στη χρησιμοποίηση στατιστικών όρων για τη μελέτη της χωρικής της μεταβλητότητας. Χρησιμοποιήθηκαν κατ' αρχήν μέθοδοι της κλασικής Στατιστικής, σύμφωνα με τις οποίες οι μετρημένες τιμές θεωρούνται ως ανεξάρτητες μεταβλητές χωρίς να εξετάζεται η χωρική τους θέση. Μακροχρόνιες, όμως, παρατηρήσεις οδήγησαν στο συμπέρασμα ότι υπάρχει μια δομημένη χωρική διευθέτηση του φυσικού πορώδους μέσου, την οποία δεν λαμβάνει υπόψη της η κλασική Στατιστική. Η εισαγωγή της θεωρίας των περιφερειακών μεταβλητών ή Γεωστατιστική από το Georges Matheron [9] έδωσε τη δυνατότητα της ποιοτικής περιγραφής και της χωρικής μεταβλητότητας των φυσικών ιδιοτήτων του εδάφους. Από το έτος 1962 μέχρι σήμερα, η Γεωστατιστική έχει εφαρμοστεί σε διάφορες περιοχές της επιστήμης, όπως είναι π.χ. η Μεταλλειολογία, η Επιφανειακή Υδρολογία, η Εδαφολογία, η Υπόγεια Υδραυλική κ.λπ.

Ανεξάρτητα από τη μέθοδο που θα εφαρμοστεί κάθε φορά για τη μελέτη της χωρικής μεταβλητότητας της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού, χρειάζεται σειρά μετρήσεων των τιμών αυτής σε διάφορες θέσεις στον αγρό. Οι μετρήσεις αυτές μπορούν να γίνουν στο εργαστήριο ή στο ύπαιθρο.

Εκτεταμένες κριτικές βιβλιογραφικές ανασκοπήσεις των μεθόδων μέτρησης της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού στο ύπαιθρο, K_{fs} , και στο εργαστήριο, K_s , έχουν παρουσιαστεί από τους Amoozegar and Warrick [1] και Klute [8], αντιστοίχως.

Οι μετρήσεις στο εργαστήριο γίνονται σε αδιατάρακτα δείγματα εδάφους (πυρήνες) και πραγματοποιούνται είτε με τη συσκευή σταθερού φορτίου είτε με τη συσκευή μεταβλητού φορτίου. Τα δείγματα εδάφους λαμβάνονται στο ύπαιθρο και στη συνέχεια μεταφέρονται στο εργαστήριο. Η διαδικασία αυτή μπορεί να δημιουργήσει διατάραξη της φυσικής συνοχής των πυρήνων και συνεπώς να προκαλέσει εσφαλμένες, μη αντιπροσωπευτικές μετρήσεις.

Οι μέθοδοι μέτρησης της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού στο ύπαιθρο έχουν αναπτυχθεί σε ικανοποιητικό βαθμό τα τελευταία χρόνια και προτιμώνται από τις εργαστηριακές μεθόδους, γιατί τα αποτελέσματά τους θεωρούνται πιο αξιόπιστα και αντιπροσωπευτικά [3]. Τέτοιες μέθοδοι είναι του κυλινδρικού διηθητομέτρου, του διπλού σωλήνα, αυτές που βασίζονται στο διαπερατόμετρο σταθερού φορτίου κ.λπ. Κατά τα τελευταία χρόνια, αναπτύχθηκε η μέθοδος του Guelph permeameter, η οποία στηρίζεται στο διαπερατόμετρο σταθερού φορτίου [12], [13], [14], [15]. Η μέθοδος αυτή προτιμήθηκε στην παρούσα έρευνα λόγω της απλότητάς της, της ταχύτητας στις μετρήσεις και της ακρίβειας των αποτελεσμάτων της.

Στο παρόν άρθρο περιγράφονται οι μετρήσεις της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού K_{fs} σε πειραματικό αγρό της Θεσσαλίας με τη μέθοδο του Guelph permeameter, η στατιστική και γεωστατιστική ανάλυση των μετρήσεων, καθώς και η χαρτογράφηση της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού K_{fs} .

2. ΣΥΜΒΟΛΙΣΜΟΙ

$x_1, x_2, \dots, x_n$	: μετρημένες τιμές
X	: τυχαία μεταβλητή
$F(x)$	: συνάρτηση κατανομής της X
$Z(x)$	: περιφερειακή μεταβλητή της X
$E\{Z(X)\}$	: η μαθηματική προσδοκία της $Z(x)$
Cov	: η συμμεταβλητότητα
Var	: η μεταβλητότητα
N	: το πλήθος των μετρημένων σημείων
h	: η απόσταση των μετρημένων σημείων
$Z(x_i)$	: η μετρημένη τιμή στη θέση x_i
a	: το κατώφλι (sill) του βαριογράμματος
b	: το εύρος επίδρασης (influence range) του βαριογράμματος
C_0	: η επίδραση «nugget» (φαινόμενο σβώλου)
p	: η κλίση για $0 \leq h \leq b$

d	: μέγιστη απόσταση στην οποία ορίζεται το βαριόγραμμα
$Z^*(x_k)$	: η εκτιμώμενη τιμή στη θέση x_k
λ_i	: τα βάρη που δίνουν την καλύτερη εκτίμηση
$\underline{\mu}$	: άγνωστος πολλαπλασιαστής Lagrange
$\bar{x}$	: η μέση τιμή
σ	: η τυπική απόκλιση
m	: η μεσαία τιμή
CV	: ο συντελεστής μεταβλητότητας
K_{sf}	: η υδραυλική αγωγιμότητα κορεσμού στο ύπαιθρο
$\gamma(h)$	: το πειραματικό βαριόγραμμα
$\gamma^*(h)$	: το θεωρητικό βαριόγραμμα
ϕ_m	: το μητρώο δυναμικό ροής
f	: απόλυτη συχνότητα
$\phi(x)$	: συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας της X
EC	: ηλεκτρική αγωγιμότητα

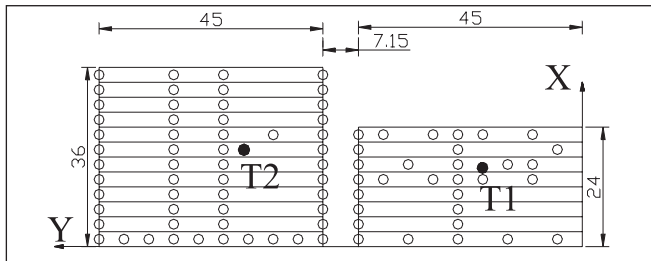
3. ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΗ ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ

Οι μετρήσεις έγιναν με τη συσκευή Guelph permeameter σε 86 προεπιλεγμένες θέσεις ενός πειραματικού αγρού του Πανεπιστημίου της Θεσσαλίας, στο Βελεστίνο. Οι θέσεις των μετρήσεων απεικονίζονται με κύκλο στο σχήμα 1.

3.1. Περιγραφή της συσκευής Guelph permeameter

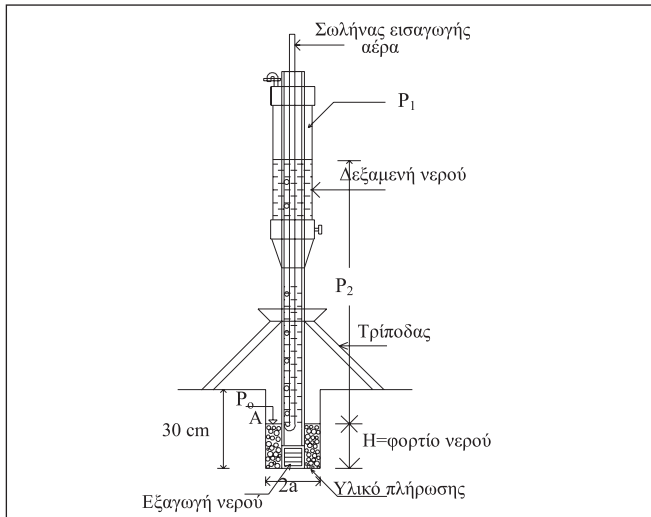
Η συσκευή Guelph permeameter (σχήμα 2) στηρίζεται στην αρχή της λειτουργίας φιάλης Mariotte. Αποτελείται από δύο ομοκέντρους σωλήνες, που πληρούνται και οι δύο ή μόνο ο ένας με νερό, όταν οι μετρήσεις γίνονται σε ελαφρύ ή σε βαρύ έδαφος αντίστοιχα. Ένας άλλος σωλήνας με μικρή διάμετρο στο κέντρο χρησιμεύει για να εισέρχεται ατμοσφαιρικός αέρας. Μια βάνα στο πέρας των δύο ομοκέντρων κυλίνδρων ρυθμίζει την εκροή του νερού προς την οπή του εδάφους, επιτρέποντας είτε την ταυτόχρονη εκροή των δύο σωλήνων (ελαφρύ έδαφος) είτε την εκροή του εσωτερικού σωλήνα (βαρύ έδαφος). Η στάθμη του νερού H στο σχήμα 2 διατηρείται σταθερή, γιατί το σημείο Α βρίσκεται συνεχώς σε επικοινωνία με τον ατμοσφαιρικό αέρα και έτσι, ανεξάρτητα από τη στάθμη του νερού στη δεξαμενή της συσκευής που κατέρχεται συνεχώς, στο σημείο Α επικρατεί η ατμοσφαιρική πίεση P_0 .

Η υδραυλική αγωγιμότητα κορεσμού του αγρού (field saturated hydraulic conductivity) K_{fs} είναι μικρότερη από την αντίστοιχη K_s , που μετρείται στο εργαστήριο σε αδιατάρακτο δείγμα εδάφους, το οποίο έχει κορεστεί με τεχνητές συνθήκες. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι στην πρώτη περίπτωση (αγρός) εγκλωβίζεται αέρας κατά τη διήθηση του νερού στο έδαφος (βροχή, άρδευση). Για το λόγο αυτό, η μέτρηση της K_{fs} απευθείας στο χωράφι είναι περισσότερο αντιπροσω-



Σχήμα 1: Πειραματικός αγρός.

Figure 1: Map of observation points.



Σχήμα 2: Πειραματική συσκευή Guelph permeameter.

Figure 2: Guelph permeameter apparatus.

πεντυκή. Η αρχή της μέτρησης της K_{fs} με τη συσκευή Guelph permeameter βασίζεται στη θεωρία που ανέπτυξαν οι Reynolds et al. [12] και τροποποίησαν και βελτίωσαν, στη συνέχεια, οι Reynolds et al. [14]. Σύμφωνα με τη θεωρία αυτή, η υδραυλική αγωγιμότητα του κορεσμένου εδάφους K_{fs} στο ύπαιθρο υπολογίζεται από τη σχέση:

$$Q_s = \frac{2\pi H^2}{C} K_{fs} + \pi a^2 K_{fs} + \frac{2\pi H}{C} \varphi_m \quad (3.1)$$

όπου Q_s = η απαιτούμενη σταθερή παροχή νερού για να διατηρηθεί ένα σταθερό βάθος νερού H στην οπή, a = η ακτίνα της οπής και C = αδιάστατος συντελεστής που εξαρτάται από το λόγο H/a .

Το μητρώο δυναμικό της ροής φ_m (δυναμικό Kirchhoff) στην εξίσωση (3.1) δίνεται από τη γνωστή εξίσωση του Gardner [6]:

$$\varphi_m = \int_{\psi_i}^0 K(\psi) d\psi \quad \psi_i \leq \psi \leq 0 \quad (3.2)$$

όπου ψ είναι η αρνητική πίεση του νερού των πόρων και ψ_i είναι η πίεση που αντιστοιχεί στην αρχική υγρασία του εδά-

φους. Για να προσδιοριστούν η K_{fs} και η φ_m λύνονται συγχρόνως οι εξισώσεις (3.1) και (3.2) [13].

Από την κατασκευάστρια εταιρεία του Guelph permeameter (Soil Moisture) δίνονται:

α) Για ελαφρύ έδαφος

$$K_{fs} = 0.0041 \cdot X \cdot R_2 - 0.0054 \cdot X \cdot R_1$$

$$\varphi_m = 0.0572 \cdot X \cdot R_1 - 0.0237 \cdot X \cdot R_2$$

β) Για βαρύ έδαφος

$$K_{fs} = 0.0041 \cdot Y \cdot R_2 - 0.0054 \cdot Y \cdot R_1$$

$$\varphi_m = 0.0572 \cdot Y \cdot R_1 - 0.0237 \cdot Y \cdot R_2$$

όπου R_1 και R_2 είναι οι σταθερές μεταβολές των πτώσεων της στάθμης του νερού της δεξαμενής της συσκευής σε cm/s για $H_1=5$ cm και $H_2=10$ cm αντιστοίχως, X και Y είναι σταθερές της δεξαμενής σε cm², οι οποίες είναι ίσες με 35,39 και 2,14 αντιστοίχως, φ_m είναι το μητρώο δυναμικό σε cm²/s και K_{fs} είναι η υδραυλική αγωγιμότητα του κορεσμένου εδάφους σε cm/s.

3.2. Εδαφολογικά χαρακτηριστικά

Για τον προσδιορισμό των εδαφολογικών χαρακτηριστικών του πειραματικού αγρού ελήφθησαν δείγματα εδάφους στις θέσεις T1 και T2 (σχήμα 1) από βάθη 0-15 και 15-30 cm. Στα δείγματα αυτά έγινε, στο Ινστιτούτο Χαρτογράφησης και Ταξινόμησης Εδαφών Λάρισας, μηχανική ανάλυση και προσδιορίστηκαν τα CaCO₃, pH και EC. Τα αποτελέσματα των μετρήσεων δίνονται στον πίνακα 1.

4. ΜΕΛΕΤΗ ΤΗΣ ΧΩΡΙΚΗΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΟΤΗΤΑΣ ΤΗΣ K_{fs}

4.1. Κλασικές στατιστικές μέθοδοι

Η μελέτη της χωρικής μεταβλητότητας μιας φυσικής παραμέτρου του εδάφους με τις κλασικές στατιστικές μεθόδους συνίσταται στον προσδιορισμό της συνάρτησης κατανομής. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιούνται οι στατιστικοί έλεγχοι, με τους οποίους επαληθεύεται αν ένα δείγμα n μετρημένων τιμών $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ μπορεί να προέρχεται από μια τυχαία μεταβλητή X με γνωστή στατιστική κατανομή $F(x)$. Οι στατιστικοί έλεγχοι που χρησιμοποιούνται είναι: α) Ο έλεγχος χ^2 και β) ο έλεγχος Kolmogorov-Smirnov. Λεπτομέρειες εφαρμογής του προσδιορισμού των συναρτήσεων κατανομής των συχνοτήτων με βάση τους ανωτέρω ελέγχους δίνεται από τους Τζιμόπουλος κ.ά. [19].

4.2. Γεωστατιστική ανάλυση

Είναι προφανές ότι ο προσδιορισμός της συνάρτησης κατανομής μιας ιδιότητας του εδάφους δεν μπορεί να δώσει καμμία πληροφορία για τις μεταβολές των τιμών αυτής σε σχέση με τη χωρική τους θέση. Από μελέτες έχει διαπιστω-

Πίνακας 1: Εδαφολογικά χαρακτηριστικά του πειραματικού αγρού.
Table 1: Soil characteristics of the experimental field.

Θέση	Βάθος (cm)	CaCO ₃ (%)	ΜΗΧΑΝΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ			Κατάταξη εδάφους (-)	EC*10 ³ (mmhos/cm)	pH H ₂ O 1:1
			Άμμος (%)	Ιλύς (%)	Αργίλος (%)			
T1	0-15	7.04	21	46	33	CL	<3	7.8
	15-30	10.05	29	36	35	CL	<3	7.9
T2	0-15	9.24	19	42	39	SiCL	<3	7.8
	15-30	10.34	24	35	41	C	<3	7.9

θεί ότι οι μεταβολές αυτές δεν είναι εντελώς τυχαίες και πρέπει να λαμβάνεται υπόψη η χωρική δομή του εδάφους στην επεξεργασία των μετρήσεων, την οποία, όμως, δεν λαμβάνουν υπόψη τους οι κλασικές στατιστικές μέθοδοι.

4.2.1. Το βαριόγραμμα

Ο Matheron [9] εισήγαγε τη θεωρία των περιφερειακών μεταβλητών, με τη βοήθεια της οποίας μπορεί να μελετηθεί η χωρική μεταβλητότητα των φυσικών παραμέτρων του εδάφους λαμβάνοντας υπόψη και τη χωρική τους θέση. Αυτό επιτυγχάνεται με τη βοήθεια μιας εσωτερικής συνάρτησης διασποράς, που καλείται *βαριόγραμμα* (variogram) και δίνεται από την εξίσωση:

$$2\gamma(h) = \text{Var}[Z(x+h) - Z(x)]$$

Το βαριόγραμμα είναι ένα από τα βασικά εργαλεία που χρησιμοποιούνται στην ανάλυση και τη μοντελοποίηση της χωρικής μεταβλητότητας των περιφερειακών μεταβλητών. Οι βασικές υποθέσεις (στασιμότητα και εσωτερική υπόθεση), που χρησιμοποιούνται στην ανάλυση του βαριογράμματος, είναι:

- Η μαθηματική προσδοκία $E\{Z(X)\}$ υπάρχει και δεν εξαρτάται από το πεδίο ορισμού της παραμέτρου X , δηλαδή $E\{Z(X)\} = m, \forall X$.
- Η μεταβλητότητα της αύξησης $[Z(x+h) - Z(x)]$ είναι πεπερασμένη και εξαρτάται μόνο από την απόσταση h , δηλαδή $\text{Var}\{Z(x+h) - Z(x)\} = E\{[Z(x+h) - Z(x)]^2\} = 2\gamma(h)$.

Μια άλλη υπόθεση, που χρησιμοποιείται στην ανάλυση του βαριογράμματος, είναι η υπόθεση της εργοδοτικότητας, η οποία υποθέτει ισότητα των ροπών πρώτης και δεύτερης τάξεως. Οι ροπές αυτές υπολογίζονται αφ' ενός με τους μέσους όρους των συνόλων (αριθμός πραγματοποιήσεων $N \rightarrow \infty$) και αφ' ετέρου με χωρικούς μέσους όρους ($D \rightarrow \infty$), οι οποίοι υπολογίζονται από μία μόνο πραγματοποίηση.

4.2.1.1. Το πειραματικό βαριόγραμμα

Για ένα πλήθος N μετρημένων τιμών, σημείων που απέχουν μεταξύ τους απόσταση h , το πειραματικό βαριόγραμμα $\gamma(h)$ υπολογίζεται από τη σχέση:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N [Z(x_i + h) - Z(x_i)]^2$$

όπου $Z(x_i)$ και $Z(x_i + h)$ είναι οι μετρημένες τιμές στις θέσεις x_i και $x_i + h$ αντιστοίχως και N είναι ο αριθμός των ζευγών των πειραματικών σημείων.

Η σύγκριση βαριογραμμάτων, που έχουν γίνει σε διαφορετικές διευθύνσεις, δείχνει αν το έδαφος είναι ισότροπο ως προς την παράμετρο που εξετάζεται.

4.2.1.2. Μοντέλα βαριογράμματος

Για την προσομοίωση του πειραματικού βαριογράμματος $\gamma(h)$ έχουν προταθεί διάφορα μοντέλα $\gamma^*(h)$, τα κυριότερα από τα οποία είναι [13]:

α. Το γραμμικό μοντέλο

$$\gamma^*(h) = \begin{cases} C_0 + p \cdot h, & 0 \leq h \leq b \\ C_0 + a, & h \geq b \end{cases} \quad (4.1)$$

β. Το μονωνυμικό μοντέλο

$$\gamma^*(h) = C_0 + p \cdot h^B, \quad 0 < B < 2 \quad (4.2)$$

γ. Το λογαριθμικό μοντέλο

$$\gamma^*(h) = C_0 + a \cdot \ln(1 + b \cdot h) \quad (4.3)$$

δ. Το μοντέλο Gauss

$$\gamma^*(h) = C_0 + a \cdot [1 - \exp(-h^2/b^2)] \quad (4.4)$$

ε. Το εκθετικό μοντέλο

$$\gamma^*(h) = C_0 + a \cdot [1 - \exp(-h/b)] \quad (4.5)$$

στ. Το σφαιρικό μοντέλο

$$\gamma^*(h) = C_0 + a \left\{ \begin{array}{l} \left(\frac{3}{2} \frac{h}{b} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{b} \right)^3 \right), \quad 0 \leq h \leq b \\ h \geq b \end{array} \right\} \quad (4.6)$$

Στις εξισώσεις (4.1)-(4.6) είναι: a = το κατώφλι (sill) του βαριογράμματος, που είναι η μέγιστη τιμή στην οποία σταθεροποιείται η $\gamma^*(h)$, καθώς η απόσταση h αυξάνει, b = το εύρος επίδρασης (influence range), που είναι η απόσταση πέραν της οποίας η $\gamma^*(h)$ παραμένει σταθερή, p = η κλίση για $0 \leq h \leq b$ και C_0 = η επίδραση «nugget» ή φαινόμενο σβώλου, δηλαδή μία ασυνέχεια, η οποία παρατηρείται, πολλές φορές, στην αρχή του βαριογράμματος και που οφείλεται στην ύπαρξη μεταβλητότητας μεταξύ των παρατηρήσεων που απέχουν απόσταση μικρότερη από το χωρικό βήμα μελέτης h . Η ασυνέχεια αυτή μπορεί να οφείλεται σε λάθη των μετρήσεων αλλά και σε τοπικές διαταραχές του φαινομένου στη μικροκλίμακα της μελέτης.

4.2.2. To Kriging

Ένα βασικό πρόβλημα στη Γεωστατιστική είναι η εκτίμηση των τιμών ενός μεγέθους σε θέσεις, όπου δεν έχουν γίνει μετρήσεις. Το πρόβλημα αυτό λύνεται με τη μέθοδο Kriging, η οποία αποτελεί μια τεχνική της εκτίμησης της βέλτιστης γραμμικής αμερόληπτης εκτιμήτριας, γνωστής ως B.L.U.E. (Best Linear Unbiased Estimator), μιας περιφερειακής μεταβλητής σε μια συγκεκριμένη διεύθυνση και σε έναν περιορισμένο χώρο. Η εκτιμήτρια αυτή σύμφωνα με τους Jenkins and Watts [7] οφείλει να ικανοποιεί τις εξής συνθήκες:

- Να είναι αμερόληπτη.
- Να έχει ελάχιστη μεταβλητότητα.

Το πρόβλημα, συνήθως, τίθεται ως εξής: «Έχουμε μια σειρά μετρημένων τιμών $Z(x_i)$ στις θέσεις x_i και ζητάμε την εκτίμηση της τιμής Z^* στη θέση x_k ».

Σύμφωνα με τη μέθοδο Kriging, μια εκτίμηση της Z^* υποτίθεται ότι είναι γραμμική συνάρτηση των γνωστών τιμών $Z(x_i)$, δηλαδή

$$Z^*(x_k) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i)$$

όπου λ_i = τα βάρη που δίνουν την καλύτερη εκτίμηση και N = ο αριθμός των μετρημένων σημείων.

Η εφαρμογή των παραπάνω δύο συνθηκών οδηγεί στο σύστημα (σημειακό Kriging):

$$\left. \begin{array}{l} \sum_{j=1}^N \lambda_j \gamma(x_i, x_j) + \mu = \gamma(x_i, x_k) \\ \sum_{j=1}^N \lambda_j = 1 \end{array} \right\} \quad (4.7)$$

ή σε μητρώα μορφή:

$$\begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \dots & \gamma_{1N} & 1 \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \dots & \gamma_{2N} & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \gamma_{N1} & \gamma_{N2} & \dots & \gamma_{NN} & 1 \\ 1 & 1 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_N \\ \mu \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma(x_1, x_k) \\ \gamma(x_2, x_k) \\ \vdots \\ \gamma(x_N, x_k) \\ 1 \end{bmatrix}$$

Η μεταβλητότητα της βέλτιστης εκτίμησης ή μεταβλητότητα Kriging (estimation variance) έχει τη μορφή:

$$\sigma_k^2 = \mu + \sum_{i=1}^N \lambda_i \gamma(x_i, x_k)$$

όπου μ είναι ο άγνωστος πολλαπλασιαστής Lagrange, που υπεισέρχεται για την επίλυση του συστήματος (4.7).

5. ΕΦΑΡΜΟΓΗ

5.1. Κλασικές στατιστικές μέθοδοι

Για τη στατιστική ανάλυση, οι 86 συνολικά μετρήσεις, που έγιναν κατατάχτηκαν σε 20 κλάσεις μεγέθους και υπολογίστηκαν η μέση τιμή $\bar{x} = 1,8847E-3$, η τυπική απόκλιση $\sigma = 2,38219E-3$, η μεσαία τιμή $m = 1,31E-3$ και ο συντελεστής μεταβλητότητας $CV = 1,26$.

Η μεταβολή των απόλυτων συχνοτήτων ως συνάρτηση της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού, K_{fs} , φαίνεται στο σχήμα 3. Από το σχήμα αυτό διαπιστώνεται μια ασυμμετρία των συχνοτήτων ως προς την υδραυλική αγωγιμότητα κορεσμού. Αυτό δείχνει ότι η κανονική κατανομή δεν ταιριάζει ως μοντέλο επιλογής και συνεπώς, η κατανομή αυτή δεν μπορεί να περιγράψει τη χωρική μεταβλητότητα της K_{fs} .

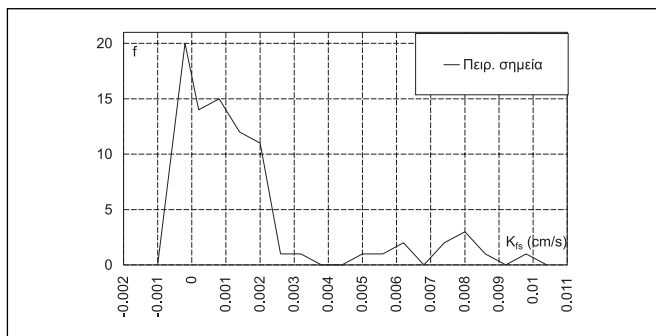
Στη συνέχεια, δοκιμάστηκαν οι κατανομές συχνοτήτων Γάμμα, Weibull, λογαριθμοκανονική και εκθετική. Στον πίνακα 2 δίνονται οι εξισώσεις και οι τιμές των παραμέτρων των κατανομών που εξετάστηκαν.

Στο σχήμα 4 απεικονίζονται οι αθροιστικές κατανομές $F(x)$ των κατανομών του πίνακα 2 μαζί με την αθροιστική πειραματική κατανομή.

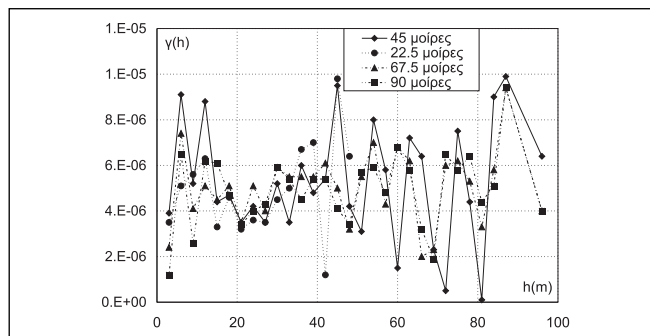
Στον πίνακα 3 δίνονται οι στατιστικοί έλεγχοι, οι οποίοι έγιναν για τις συναρτήσεις κατανομών που χρησιμοποιήθη-

Πίνακας 2: Συναρτήσεις πυκνότητας πιθανότητας.
Table 2: Probability density functions.

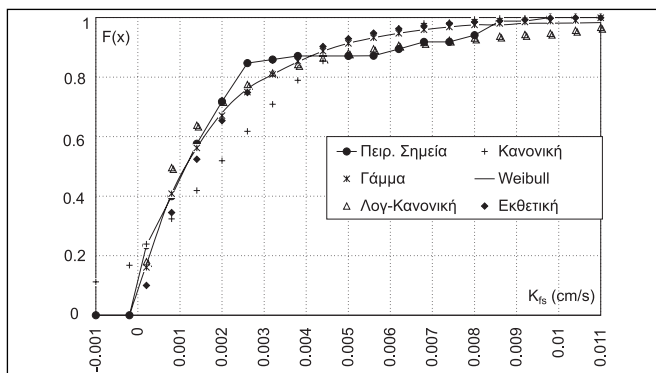
Κατανομή	Εξίσωση	Τιμές των παραμέτρων
Κανονική	$\varphi(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{\pi}} \cdot \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x - \bar{x}}{\sigma}\right)^2\right]$	$\bar{x} = 1,8847\text{E-}3$ $\sigma = 2,38219\text{E-}3$
Γάμμα	$\varphi(x) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-x/\beta}$	$\alpha = 0,735901$ $\beta = 390,64$
Weibull	$\varphi(x) = \frac{\alpha}{\gamma} \cdot \frac{x^{\alpha-1}}{\gamma} \cdot e^{-\left(\frac{x}{\gamma}\right)^\alpha}$	$\alpha = 0,805045$ $\gamma = 1,66043\text{E-}3$
Λογαριθμο-κανονική	$\varphi(\ln x) = \frac{1}{\sigma_n \sqrt{\pi}} \cdot \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln x - \mu_n}{\sigma_n}\right)^2\right]$	$\mu_n = 2,34251\text{E-}3$ $\sigma_n = 6,15\text{E-}5$
Εκθετική	$\varphi(x) = \lambda \cdot e^{-\lambda x}$	$\lambda = 530,5884$



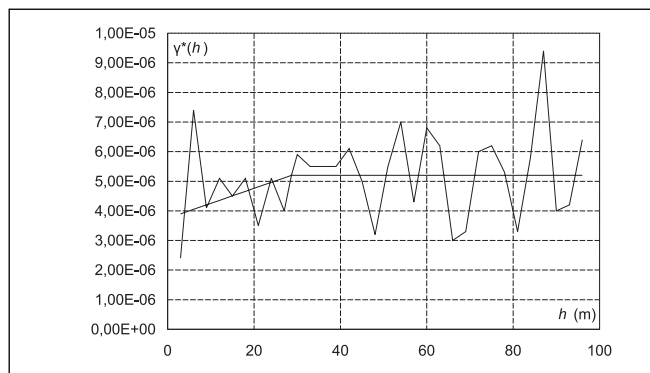
Σχήμα 3: Καμπύλη συχνότητων των μετρήσεων.
Figure 3: Frequency curve of measurements.



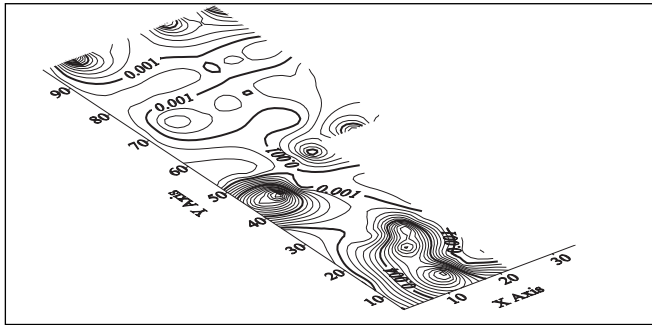
Σχήμα 5: Πειραματικά βαριογράμματα γ(h) κατά διάφορες διευθύνσεις.
Figure 5: Experimental variograms γ(h) in different directions.



Σχήμα 4: Αθροιστικές καμπύλες συχνότητων.
Figure 4: Cumulative frequency curves.



Σχήμα 6: Πειραματικό και θεωρητικά προσαρμοσμένο γραμμικό βαριόγραμμα.
Figure 6: Experimental and fitted theoretical linear variogram.



Σχήμα 7: Διάγραμμα ισοαγωγιμοτήτων.

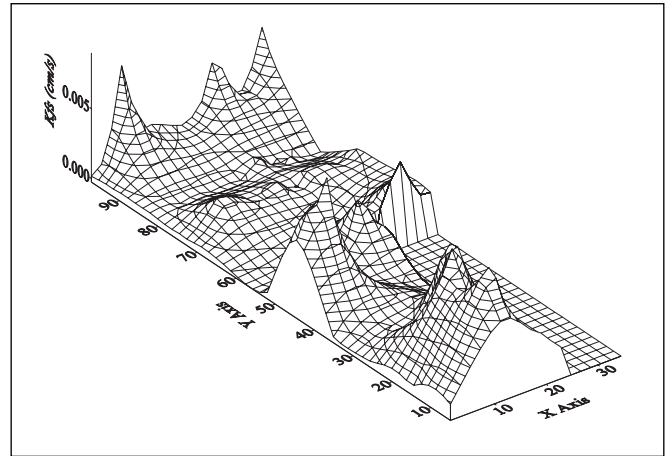
Figure 7: Isarithmic map of hydraulic conductivity.

καν. Από τους ελέγχους αυτούς διαπιστώνεται ότι με βάση τους ελέγχους χ^2 και Kolmogorov-Smirnov, οι κατανομές λογαριθμοκανονική, Γάμμα και Weibull γίνονται αποδεκτές με επίπεδο σημαντικότητας 10% και 15% αντιστοίχως και ότι μπορούν να περιγράψουν τη χωρική μεταβλητότητα της K_{fs} , όχι όμως η κανονική και η εκθετική κατανομή. Στον ίδιο πίνακα και στην τελευταία σειρά δίνεται η μεταβλητότητα μεταξύ πειραματικής και θεωρητικής συχνότητας. Όπως φαίνεται από τις αριθμητικές τιμές, η κατανομή Weibull παρουσιάζει τη μικρότερη μεταβλητότητα.

5.2. Γεωστατική ανάλυση - Χαρτογράφηση

Για τις 86 μετρημένες θέσεις της K_{fs} υπολογίστηκε το πειραματικό βαριόγραμμα $\gamma(h)$ με το υπολογιστικό πακέτο GEOSTAT [18].

Για τον έλεγχο της ισοτροπίας του πειραματικού αγρού ως προς την K_{fs} προσδιορίστηκαν τα βαριογράμματα κατά τις διευθύνσεις 22.5°, 45°, 67.5° και 90°. Τα βαριογράμματα αυτά φαίνονται στο σχήμα 5. Μακροσκοπικά γίνεται δεκτό ότι το έδαφος είναι ισότροπο ως προς την K_{fs} , αν και παρατηρείται ότι οι διευθύνσεις 22,5° και 45° καθώς και οι διευ-



Σχήμα 8: Ισοαγωγιμότητες σε τριδιάστατη μορφή.

Figure 8: 3-D map of hydraulic conductivity.

θύνσεις 67,5° και 90° παρουσιάζουν ανά δύο μεγαλύτερη σύγκλιση σημείων.

Ως αντιπροσωπευτικό βαριόγραμμα επιλέχτηκε η διεύθυνση 67,5°, ενώ ως μοντέλο βαριογράμματος επιλέχτηκε το γραμμικό βαριόγραμμα (εξίσωση 4.1, σχήμα 6), γιατί δίνει το μεγαλύτερο συντελεστή συσχέτισης $R = 0,77$ σε σχέση με τα άλλα μοντέλα βαριογράμματος (εξισώσεις 4.2-4.6).

Με βάση το γραμμικό βαριόγραμμα και τη μέθοδο Kriging έγινε η χαρτογράφηση του αγρού, η οποία φαίνεται στο σχήμα 7, ενώ στο σχήμα 8 δίνεται η ίδια χαρτογράφηση σε τριδιάστατη μορφή. Από τα σχήματα 7 και 8 διαπιστώνεται ότι υπάρχει μια αρκετά σημαντική χωρική μεταβλητότητα του εδάφους ως προς την υδραυλική αγωγιμότητα κορεσμού.

6. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Από την επεξεργασία των μετρήσεων με τις κλασικές στατιστικές μεθόδους προέκυψε ότι η χωρική μεταβλητότητα

Πίνακας 3: Στατιστικοί έλεγχοι.

Table 3: Statistical tests.

Κατανομές συχνοτήτων	Κανονική	Λογαριθμο- κανονική	Γάμμα	Weibull	Εκθετική
Έλεγχος χ^2	58,808	19,1382	17,1237	21,7884	29,14
$\alpha = 10\%$	24,77	24,77	24,77	24,77	25,99
Παρατήρησ η	Απορρίπτεται	Γίνεται αποδεκτή	Γίνεται αποδεκτή	Γίνεται αποδεκτή	Απορρίπτεται
Έλεγχος K-S	0,2559	0,1389	0,1110	0,0973	0,1730
$\alpha = 15\%$	0,254	0,254	0,254	0,254	0,254
Παρατήρησ η	Απορρίπτεται	Γίνεται αποδεκτή	Γίνεται αποδεκτή	Γίνεται αποδεκτή	Γίνεται αποδεκτή
Μεταβλητό- τητα	0,00859	0,0017	0,00139	0,00113	0,00276

της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού μπορεί να περιγραφεί όχι μόνο από τη λογαριθμοκανονική κατανομή, που αναφέρεται στη βιβλιογραφία [10], [16], αλλά και από τις κατανομές Γάμμα και Weibull.

Η τιμή του συντελεστή μεταβλητότητας CV (= 1,26) που προέκυψε βρίσκεται σε πλήρη συμφωνία με τις παρατηρήσεις του Vauclin [16], σύμφωνα με τις οποίες οι δυναμικές παράμετροι του εδάφους, δηλαδή ταχύτητα διηθήσεως, υδραυλική αγωγιμότητα, συντελεστής διασποράς κ.λπ., παρουσιάζουν συντελεστή CV > 50%.

Από την επεξεργασία των στοιχείων με μεθόδους της Γεωστατιστικής προέκυψε ότι ο πειραματικός αγρός εμφανίζει ιστροπία ως προς την υδραυλική αγωγιμότητα κορεσμού αλλά και μια σημαντική χωρική μεταβλητότητα ως προς την παράμετρο αυτή.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. Amoozegar, A. and Warrick, A.W., Hydraulic conductivity of saturated soils: Field methods in A. Klute (ed.) «**Methods of Soil Analysis**», Monogr., No 9(1), **Am. Soc. Agron.**, Madison Wisconsin, 1986, 735-770.
2. Beven, K. and Germann, P., Macropores and water flow in soils, **Water Resour. Res.**, 1982, 18, 1311-1325.
3. Bouma, J., Use of physical methods to expand soil survey interpretations of soil drainage conditions, **Soil Sci. Soc. Amer. Proc.**, 1973, 413-421.
4. Bresler, E. and Dagan, G., Unsaturated flow in spatially variable fields 2. Application of water flow models to various fields, **Water Resour. Res.**, 1983, 19(2), 421-428.
5. Freeze, R.A., A stochastic-conceptual analysis of one-dimensional groundwater flow in nonuniform homogeneous media, **Water Resour. Res.**, 1975, 11, 725-741.
6. Gardner, W.R., Some steady-state solutions of the unsaturated moisture flow equation with application to evaporation from a water table, **Soil Sci.**, 1958, 85, 228-232.
7. Jenkins, G. and Watts, P., **Spectral analysis and its Applications**, Holden-Day, 1968, pp. 525.
8. Klute, A., Laboratory measurement of hydraulic conductivity of saturated soil in C.A. Black et al. (eds.) «**Methods of Soil Analysis**», Monograph No 9, **Am. Soc. Agron.**, Madison, Wisconsin, 1965, 210-221.
9. Matheron, G., **Traité de Géostatistique Appliquée**, Technip, Paris, 1962, vol. 1, pp. 334.
10. Nielsen, D.R., Biggar, J.W. and Erh, K.T., Spatial variability of field measured soil water properties, **Hilgardia**, 1973, vol. 42, 215-260.
11. Peck, A.J., Field variability of soil physical properties in D. Hillel (ed.) **Advances in Irrigation**, vol. 2, Academic Press, New York, 1983, 189-221.
12. Reynolds, W.D., Elrick, D.E. and Topp, G.C., A Reexamination of the constant head well permeameter for measuring saturated hydraulic conductivity above the water table, 1983, **Soil Sci.**, 136, 250-268.
13. Reynolds, W.D. and Elrick, D.E., In situ measurement of field-saturated hydraulic conductivity, sorptivity, and the α -Parameter using the Guelph permeameter, 1985, **Soil Sci.**, 140, 293-302.
14. Reynolds, W.D., Elrick, D.E. and Clothier, B.E., The constant head well permeameter: Effect of unsaturated flow, **Soil Sci.**, 1985, 139(2), 172-180.
15. Reynolds, W.D. and Elrick, D.E., A laboratory and numerical assessment of the Guelph permeameter method, **Soil Sci.**, 1987, 144, 282-299.
16. Vauclin, M., Méthodes d'études de la variabilité spatiale des propriétés d'un sol. "Variabilité spatiale des processus de transfert dans les sols", ed. INRA Publ., **Les Colloques de l'INRA**, No 15, 1983.
17. Warrick, A.W. and Nielsen, D.R., Spatial variability of soil physical properties in the field in D. Hillel (ed.) «**Applications of Soil Physics**», Academic Press Inc., New York, N.Y., 1980, 319-344.
18. Σπυρίδης, Α., Γεωστατιστική προσέγγιση της πιεζομετρίας στην περιοχή του Δαμασίου-Τυρνάβου. Εφαρμογή της μεθόδου του μέσου τετραγωνικού σφάλματος παρεμβολής, **μεταπτυχιακή διατριβή**, Τμήμα Μεταπτυχιακών Σπουδών-Ειδίκευση Εργείων Βελτιώσεων, Τμήμα Γεωπονίας, Α.Π.Θ., 1995, σελ. 163.
19. Τζιμόπουλος, Χρ., Σακελλαρίου, Μ. και Γιαννόπουλος, Στ., Πειραματικές μετρήσεις και στατιστική ανάλυση της υδραυλικής αγωγιμότητας κορεσμού στον αγρό, **Πρακτικά 2^{ου} Πανελλήνιου Συνεδρίου ΓΕΩΤΕΕ** με θέμα «Εγγειοβελτιωτικά έργα. Διαχείριση υδατικών πόρων. Εκμηχάνιση Γεωργίας», 1996, 868-877.

Χρήστος Α. Τζιμόπουλος,

Καθηγητής, Τομέας Συγκοινωνιακών και Υδραυλικών Έργων, Τμήμα Αγρονόμων και Τοπογράφων Μηχανικών, Πολυτεχνική Σχολή, Α.Π.Θ., 540 06 Θεσσαλονίκη.

Μαρία Σακελλαρίου-Μακραντωνάκη,

Καθηγήτρια, Τμήμα Γεωπονίας, Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας, 383 34 Βόλος.

Σταύρος Ι. Γιαννόπουλος,

Αναπληρωτής Καθηγητής, Τομέας Συγκοινωνιακών και Υδραυλικών Έργων, Τμήμα Αγρονόμων και Τοπογράφων Μηχανικών, Πολυτεχνική Σχολή, Α.Π.Θ., 540 06 Θεσσαλονίκη.

Extended summary

Study of Saturated Hydraulic Conductivity in-situ with Statistical and Geostatistical Methods

CH.D. TZIMOPOULOS
Professor A.U.TH.

M. SAKELLARIOU
Professor U.TH.

S.J. YANNOPOULOS
Associate Professor A.U.TH.

Abstract

The spatial variability of saturated hydraulic conductivity was studied using geostatistical and conventional statistical methods. The measurements were conducted in an experimental area of the University of Thessaly with the help of a Guelph permeameter apparatus. From the statistical process, it is concluded that the spatial variability of saturated hydraulic conductivity can be described not only by Log-Normal distribution, as referred to in the literature, but also by Gamma and Weibull distributions. It was also found that the value of the coefficient of variation (CV) is in agreement with other investigators' observations, according to which soil dynamic parameters have $CV > 50\%$. The geostatistical treatment of the data showed that the saturated hydraulic conductivity of the above experimental area is isotropic, but a strong spatial variability was also apparent.

1. INTRODUCTION

Soil hydraulic properties are subject to changes in space and time as a result of natural causes and human interference. Peck [11], Warrick and Nielsen [17] and the other investigators have shown that transport and flow properties of soil water are highly variable.

Of the above properties, the soil's capacity to transfer water is considered to be the most important and is described by a hydrodynamic parameter known as hydraulic conductivity. In unsaturated flow, hydraulic conductivity is a function of moisture content or of soil water pressure head. In the case of saturated flow, this property is constant and defines the maximum soil capacity to conduct water.

In many problems concerning, for example, the study and the design of drainage and irrigation nets or liquid and solid waste disposal installations etc., the spatial variability of hydraulic conductivity is very important. Engineers usually design their works on the basis of the concept of an approximately uniform porous medium. However, conductivity values differ drastically between neighbouring locations, due to soil heterogeneity. Consequently, some flow problems cannot be solved using the concept of an "equivalent uniform porous medium". The use of this medium, also, cannot give an idea of the size of the spatial variability of saturated

hydraulic conductivity. Therefore, the mapping of this parameter in the area under consideration is introduced in the designated area, giving the magnitude of its spatial variability.

The above concepts have led to the consideration of saturated hydraulic conductivity as a stochastic parameter and to the use of statistical terms for the study of spatial variability. An implicit assumption in this analysis is that the measurements are independent of one another, regardless of their location in the field. However, extended observations led to the conclusion that a spatial structured arrangement of the physical porous media exists, which conventional statistics cannot take into account. The introduction of the theory of "regionalized variables" or "Geostatistics" by George Matheron [9] provided the means to describe and to study the spatial variability of the physical soil parameters. From 1962, Geostatistics have been applied to many scientific areas, such as Mining, Surface Hydrology, Soil Physics, Groundwater flow etc.

Independently of the method used for the study of the spatial variability of saturated hydraulic conductivity, a number of measurements are needed at different locations of the field. These measurements can be taken in the laboratory or in-situ. Extended critical references concerning the methods of measurement of saturated hydraulic conductivity in the field (K_{fs}) and in the laboratory (K_s) are presented by Amoozegar and Warrick [1] and Klute [8], respectively.

Many in-situ measurement methods of saturated hydraulic conductivity are presented in the literature. These methods are considered more valid and representative of saturated hydraulic conductivity values than the laboratory ones. Such methods are the cylindrical permeameter method, the double tube method, the constant head well permeameter etc. The method of Guelph permeameter recently has been developed, based on the constant head well permeameter method [12], [13], [14], [15]. This method was preferred in the present study because of its simplicity, speed of measurements and the accuracy of its results.

In this research the experimental procedure for measuring hydraulic conductivity at saturation in the field (K_{fs}) is

described, as well as the statistical and geostatistical analysis of the experiments and the mapping using the kriging method.

2. EXPERIMENTAL PROCEDURE

The measurements were conducted at 86 sample locations at an experimental field of the University of Thessaly with a Guelph permeameter apparatus (fig. 1). The sample locations are presented with circles in figure 1.

3. STUDY OF SPATIAL VARIABILITY K_{fs}

The study of the spatial variability of a physical soil parameter using classical statistics refers to the determination of the probability density function. For this purpose statistical tests are used, which check whether a sample of n measured values $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ derive from a random variable X with known statistical distribution $F(x)$. The common statistical tests used are the χ^2 and the Kolmogorov-Smyrnov tests. Details on the determination of the distribution laws of the frequencies of K_{fs} , based on the above tests are given by Tzimopoulos et al. [19].

It is obvious that the determination of the distribution function of a soil property cannot give any information about the changes of its values in connection with their spatial location. It was found that these changes are not completely random and the spatial structure of the soil must be taken into account. So, the problem is approached using geostatistical methods (variogram and Kriging).

4. APPLICATION

4.1. Classical statistical methods

The 86 measurements of K_{fs} were arranged in 20 classes and the mean value $\bar{x} = 1,8847E-3$, the standard deviation $\sigma = 2,38219E-3$, the median value $m = 1,31E-3$ and the coefficient of variation $CV = 1,26$ were calculated [16]. The absolute frequencies versus saturated hydraulic conductivity K_{fs} are shown in fig. 3, where a lack of symmetry is observed. It is concluded that the Normal distribution cannot describe the spatial variability of K_{fs} . Consequently, Gamma, Weibull, Log-Normal and Exponential distributions were tested. In table 2 their equations and parameters are given.

Table 3 shows the statistical tests which were used for the distribution functions. It is obvious that, based on χ^2 and Kolmogorov-Smyrnov tests, the Log-Normal, Gamma and Weibull distributions are acceptable, with significance level 10% and 15% respectively, and describe spatial variability. The variability between experimental and theoretical frequencies are also shown in table 3, with Weibull distribution showing the smallest variability.

4.2. Geostatistical analysis - Mapping

The experimental variogram was calculated for the K_{fs} measurements using the GEOSTAT program [18]. Variograms at 22.5°, 45°, 67.5° and 90° directions were found for testing the isotropy of the experimental field (fig. 5). We accept macroscopically that the soil is isotropic for K_{fs} even though it is observed that 22.5° and 45° and, also, 67.5° and 90° directions present a better convergence in pairs.

The direction of 67.5° was selected as the representative variogram, while the linear variogram was selected as the model variogram (eq. 4.1, fig. 6), because it gave a better correlation coefficient ($R=0,77$) in relation to other models (eqs. 4.2-4.6).

The mapping of the field in two and three dimensions was designed using the linear variogram and Kriging method (figs 7 and 8). It is concluded from figures 7 and 8, that there is a significant spatial variability of K_{fs} of the soil.

5. CONCLUSIONS

It was found that the spatial variability of the saturated hydraulic conductivity K_{fs} of the soil can also be described using the conventional Gamma and Weibull distributions and not only by the Log-Normal distribution, as is mentioned in the literature [10], [16].

The value of the derived coefficient of variation $CV=1.26$ is in agreement with Vauclin's observations [16], according to which the soil dynamic parameters (infiltration, hydraulic conductivity, distribution coefficient) present $CV>50\%$. Using geostatistics it is concluded that the experimental field is isotropic in relation to K_{fs} but with a significant spatial variability in this parameter.

Christos D. Tzimopoulos,

Professor, Department of Rural Engineering, Faculty of Rural and Surveying Engineering, School of Technology, A.U.TH., 540 06 Thessaloniki, Greece.

Maria Sakellariou-Makrantonaki,

Professor, Department of Agronomy, University of Thessaly, 383 34 Volos, Greece.

Stavros J. Yannopoulos,

Associate Professor, Department of Rural Engineering, Faculty of Rural and Surveying Engineering, School of Technology, A.U.TH., 540 06 Thessaloniki, Greece.