

ΕΜΜΟΝΗ ΚΑΙ ΠΡΟΒΛΕΨΙΣ ΤΗΣ ΠΑΡΟΧΗΣ ΤΩΝ ΠΟΤΑΜΩΝ ΑΧΕΛΩΟΥ ΚΑΙ ΑΡΑΧΘΟΥ

Υ Π Ο

Δ. Α. ΜΕΤΑΞΑ*

ΠΕΡΙΛΗΨΙΣ.—Μελετήται η ύπαρξις έμμονης των μέσων μηνιαίων παροχών των ποταμών Αχέλου και Αράχθου, θεωρουμένων ως όρων χρονοσειράς και έκφραζομένων εις τρεις ίσως πιθανότερος τάξις μεγέθους, R_1 , R_2 και R_3 με πρακτικόν σκοπόν την υδρολογικην πρόβλεψιν. Η σύγκρισις της έμπειρικης κατανομής αυτών τήτων άλλη-λογίας των ως άνω τάξεων παροχής και της αντίστοιχου γεωμετρικής κατανομής, της όποιας παρατίθεται διά βραχέων η βασική θεωρία, αποκάλυπτει σαφή έμμονην, ίδια κατά τό θέρους. Ο βαθμός της έμμονης είναι ίσχυρός και πρακτικώς λίαν σημαντικός διά τας κάτω και άνω τών κανονικόν παροχάς.

Ως προς τά φυσικά αίτια τού εν λόγω φαινομένου, η μη εύρεσις στατιστικώς σημαντικής έμμονης εις τόν ύπερό των Ιουαννίνων άγει εις τό συμπέρασμα ότι η έμμονη της παροχής όφεται βασικώς εις την σημασίαν της έπι μέρους παροχής τού ύπολοίπου ύδατος. Αύτη είναι τόσο ίσχυρότερα όσον σημαντικότερα είναι η σχετική συνεισφορά τού ύπολοίπου ύδατος εις την όλικην παροχήν των ποταμών. Όσοσδήποτε τό διατιθέμενον δείγμα παρατηρήσεων εκ 33 έτών όν θεωρείται άρκούντως μέγα δι' ένα άκριβη ποσοτικόν ύπολόγησιν.

ABSTRACT.—By considering the monthly average discharge amounts of Acheloos and Arachthos rivers as time-series, the persistence in the consecutive discharge events, expressed in monthly terciles, R_1 , R_2 , R_3 , is studied.

Comparing the empirical frequency distribution of the various types of discharge sequenes to the geometric frequency distribution, a high and practically very useful degree of persistence is revealed, especially during the summer months and for higher and lower than normal discharge amounts R_1 and R_3 .

As no persistence is found in the monthly precipitation amounts, the one in the discharge amounts must be attributed to the ground water contribution, the higher one corresponding to the more significant relative contribution of the ground water and vice-versa. The size of the available 33year sample in any case is not considered large enough for an accurate quantitative estimation.

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η υδρολογικη πρόβλεψις, της όποιας ό θεμελιώδης ρόλος εις την Έθνικην Οικονομίαν ενός τόπου είναι γνωστός, άναφέρεται εις μίαν έξαιρετικώς μεγάλην ποιότητα προβλέψεων των διαφόρων υδρολογικών παραμέτρων. Αύται τάξινο-μούνται κατά διαφόρους τρόπους: εκ τού είδους της υδρολογικής παραμέτρου, της χρονικής περιόδου προβλέψεως και της χρησιμοποιοιμένης μεθόδου.

Πρόβλεψις διά περίοδον μεγαλύτεραν των 15 ήμερών άναφέρεται ως πρό-γωσις μακράς διαρκείας (1). Έξ άλλου, αι χρησιμοποιούμεναι μέθοδοι δύνανται να ταξινομηθόν εις δύο γενικώς κατηγορίας: τας γενετικώς και τας στατιστικώς μεθόδους. Κατά τας πρώτας χρησιμοποιούνται αι φυσικοί νόμοι οί όποιοι ρυθ-μίζουν και εν γένει καθορίζουν την τιμήν της υδρολογικής παραμέτρου. Κατά τας δευτέρας η τιμή μιάς παραμέτρου θεωρείται ως τυχαία μεταβλητή. Εάν μάλιστα θεωρηθή έπι πλέον αύτη ως συνάρτησις και τού χρόνου, άποτελεί στοχαστι-κήν τυχαίαν μεταβλητήν.

Αι πράγματι χρησιμοποιούμεναι μέθοδοι σπανίως άνήκουν άμιγώς εις μίαν εκ των άνωτέρω δύο κατηγοριών. Αμφοτέραι χρησιμοποιούνται με διάφορον έκάστοτε βαθμόν συμμετοχής. Εις τας προηγώσεις βραχείας διαρκείας έπικρα-τούν αι γενετικαι μέθοδοι, ενώ εις τας προηγώσεις μακράς διαρκείας αι στατιστι-και. Εις την τελευταίαν κατηγορίαν π.χ., άνήκει και η πρόβλεψις της παροχής ποταμού βάσει των άνωμαλιών της άτμοσφαιρικής κυκλοφορίας. Από αίθνος περίπου έχει δειχθή (2) ότι η μέση θερμοκρασία και ό ύπερος κατά τινα μήνα εις τόπον τινά εόρισκονται εις στενήν συσχέτισιν με την έπικρατήσασαν μορφήν της άτμοσφαιρικής κυκλοφορίας, ως αύτη έκφράζεται υπό των άποχών της άτμοσφαι-ρικής πίεσεως άπό τών κανονικών αύτης τιμών (άνωμαλιών).

Αί άμιγώς στατιστικαι μέθοδοι, εξ άλλου, περιλαμβάνουν έπίσης ποικιλίαν μεθόδων. Κατ' άρχήν, εάν τά ένδεχόμενα μιάς υδρολογικής παραμέτρου δέν θεω-ρηθόν κατά χρονικήν τάξιν, γνωστής ούσης της θεωρητικής κατανομής των συχνοτήτων των είναι δυνατόν να προβλεφθή τό εύρος της κυμάσεως της τιμής της εν λόγω παραμέτρου, με όρισμένην πιθανότητα (ή βαθμόν έμπιστοσύνης). Εάν δειχθή π.χ., ότι η κατανομή των συχνοτήτων των τιμών μιάς υδρολογικής παραμέτρου R είναι κανονική, ως συνήθως συμβαίνει διά τας μέσας μηνιαίας τιμάς, εκ της μέσης τιμής \bar{R} και της τυπικής άποκλίσεως s τού διατιθέμενου δείγματος δύναμεθα να γνωρίζωμεν με βαθμόν έμπιστοσύνης 95% ότι τό εν λόγω ένδεχό-μενον θα κυμανθή μεταξύ $\bar{R}-2s$ και $\bar{R}+2s$. Πρόγωσις τού τύπου τούτου άναφέ-ρεται εις την Μετεωρολογίαν ως κλιματολογική πρόγωσις και άποτελεί πρώτην προσέγγισιν προβλέψεως της R. Αι πρακτικαι άνώγκαι, όμως, άπαιτούν συνήθως στενωτέρα όρια κυμάσεως διά τόν αυτόν βαθμόν έμπιστοσύνης ή μεγαλύτεραν πιθανότητα διά τό αυτό εύρος κυμάσεως.

Περισσότερον άποτελεσματικαι της κλιματολογικής προβλέψεως είναι αι χρησιμοποιούμεναι μέθοδοι εις την περίπτωσιν καθ' ήν δειχθή προηγουμένως ότι τά ένδεχόμενα μιάς υδρολογικής μεταβλητής, θεωρουμένης ως χρονοσειράς, δέν είναι τελείως τυχαία μεταβλητά. Τοιαύτη είναι η περίπτωσις καθ' ήν έκαστον έξαρτάται εκ τού εις προηγούμενον χρόνον ή χρονικήν περίοδον. Η πρόγωσις εις την περίπτωσιν τούτην είναι άκριβεστέρα. Εάν, π.χ., R(t) είναι η τιμή μιάς μεταβλητής εκ κανονικού πληθυσμού κατά την χρονικήν στιγμήν η περίοδον t και r ό συντελεστής αυτοσυσχετίσεως των R(t) και R(t-1), με βαθμόν έμπιστοσύ-νης 95% ή R(t) θα κυμανθή μεταξύ $\bar{R}-2s\sqrt{1-r^2}$ και $\bar{R}+2s\sqrt{1-r^2}$, έντός εύρους δηλαδή στενωτέρου.

* Δ. Α. ΜΕΤΑΞΑ, Καθηγητής Μετεωρολογίας - Κλιματολογίας Πανεπιστημίου Ιουαννίνων.

Διά τὸ πλεῖστον τῶν περιπτώσεων, ἡ χρησιμοποίησις τοῦ συντελεστοῦ συσχέτισης δὲν ἐνδείκνυται εἰς τὴν πρόβλεψιν, ἐφ' ὅσον, ἀκόμη καὶ ἂν οὗτος ἀποδείξηται στατιστικῶς σημαντικὸς, εἶναι συνήθως μικρὸς, κάτω τοῦ 0,5. Τὸ εὖρος τῆς κυμάνσεως τῆς προβλεφθείσης τιμῆς (ἀνερμηλευτος κίμανος) θὰ εἶναι εἰς τὴν περιπτώσιν αὐτὴν μεγαλύτερον τοῦ 90 % τῆς ὀλικῆς κυμάνσεως. Ὑποστηρίζεται (1) ὅτι μία ὑδρολογικὴ πρόβλεψις ἔχει πρακτικὴν ἀξίαν μόνον ὅταν τὸ εὖρος τῆς ἀνερμηλευτου κυμάνσεως ἀνερχεται μέχρι τοῦ ἡμίσεως τῆς ὀλικῆς κυμάνσεως.

Ἡ διαπίστωσις τῆς ἐξαρτήσεως ἢ μὴ τῶν ἐνδεχομένων τῆς χρονοσειρᾶς δύναται νὰ πραγματοποιηθῇ διὰ διαφόρων στατιστικῶν μεθόδων (ἰδὲ π.χ. 4). Ὁποσδήποτε, ἡ ὑπαρξίς ἐξαρτήσεως δὲν συνεπάγεται τὴν δυνατότητα ἱκανοποιητικῆς, πρακτικῆς, προβλέψεως. Στατιστικαὶ μέθοδοι ἀξιολογῶν ἐν συνεχείᾳ τὴν ἀκριβείαν τῆς προβλέψεως.

Ἡ ἐξάρτησις τῶν ὄρων μιᾶς χρονοσειρᾶς, ἂν δὲν φεύκεται εἰς ἀνομοιογένειαν τῶν παρατηρήσεων, εἶναι δυνατόν νὰ σηματοῖται (trend) μεταβολῆς (ἥτις εἶναι συνήθως μακροχρόνιος) περιοδικῆν ἢ σχεδὸν περιοδικῆν μεταβολῆν ἢ τέλος ἐμμονῆν. Διὰ τὰς μηνιαίας τιμὰς, ἡ τάσις δέον ὅπως ἀποκλεισθῇ, ἐνῶ αἱ κυκλικαὶ μεταβολαὶ διὰ τῆς κατὰ τὰ τελευταῖα ἔτη χρησιμοποίησεως τῆς ἀνωλύσεως φασματικῆς ἰσχύος (Power Spectra Analysis) ἀπεδείχθησαν κατὰ τὸ πλεῖστον στατιστικῶς ἀσήμαντοι, πλὴν τῆς ἐτησίως τοιαύτης. Συνήθως, εἰς ὁμοιογενεῖς παρατηρήσεις, ἡ ὄχι τυχαία ἐκδηλώσις τῶν ἐνδεχομένων χρονοσειρᾶς φεύκεται εἰς ἐμμονῆν, διὰ τὴν στατιστικὴν ἐπεξεργασίαν τῆς ὁποίας χρησιμοποιεῖται συνήθως ἡ θεωρία τῶν καλουμένων Μαρκοβιανῶν ἀλύσεων. Ἐάν μία στοιχαστικὴ μεταβλητὴ R, λαμβάνουσα δι' ἐκάστην διακριτικὴν καὶ ἰσαπέχουσαν χρονικὴν στιγμὴν ἢ περίοδον, τὰς τιμὰς $R_i, i = 1, 2, \dots, n$, ἐξαρτᾶται μόνον ἀπὸ τὴν τιμὴν αὐτῆς διὰ $t-1$ καὶ, ἐπι πλεόν, ἂν ἡ πιθανότης μεταπηδήσεως P_{ij} (1) τοῦ ἐνδεχομένου $R_i(t-1)$ εἰς τὸ $R_j(t)$, εἶναι ἀνεξάρτητος τοῦ t (ἀπλᾶ καὶ ὁμογενεῖς Μαρκοβιανὰ ἀλύσεις), δυνάμεθα νὰ ὑπολογίσωμεν μὲ διαφόρους βαθμοὺς ἐμπιστοσύνης πᾶσαν πιθανότητα μεταπηδήσεως. Ἀνστρωχῶς αἱ προυποθέσεις τῆς θεωρίας ταύτης καὶ εἰδικῶς ἐξ αὐτῶν ἡ ὁμοιογένεια δὲν πληροῦνται γενικῶς διὰ τὰς μηνιαίας τιμὰς μετεωρολογικῶν ἢ ὑδρολογικῶν παραμέτρων, ἐνῶ κατὰ τὸν ΥΕΥΓΕΝΙΧΗ (6) αὐτὰν πληροῦνται διὰ τὴν παροχὴν τοῦ ὑπογείου ὕδατος. Θὰ δευχθῇ εἰς τὰ ἐπόμενα ὅτι ὑφίσταται ἰσχυρὰ ἐπίρροια κίματος τῆς πιθανότητος μεταπηδήσεως εἰς τοὺς διαφόρους τύπους ἀλλήλουχίας τῆς παροχῆς, δηλαδὴ δὲν ἔχομεν ὁμογενεῖς Μαρκοβιανὰς ἀλύσεις.

Ἡ ὁμοιογένεια τῆς χρησιμοποίησεως τῆς θεωρίας τῶν Μαρκοβιανῶν ἀλύσεων ἐπιβάλλει κατ' ἀνάγκην τὴν χρησιμοποίησιν τῆς ἐμπειρικῆς πιθανότητος, ὧς αὕτη προκύπτει ἐκ τοῦ διατιθέμενου δείγματος τῶν παρατηρήσεων. Ὁποσδήποτε προηγείται ἡ στατιστικὴ διαπίστωσις τῆς ὑπαρξέως ἐξαρτήσεως τῶν ἐνδεχομένων, περὶ τῆς ὁποίας θὰ ἀναφερθῆμεν εἰς τὴν ἐπομένην παράγραφον.

2. Η ΕΞΑΡΤΗΣΙΣ ΤΩΝ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ. ΓΕΩΜΕΤΡΙΚΗ ΚΑΤΑΝΟΜΗ

2.1. Ἡ ἔννοια τῆς ἐμμονῆς.

Εἶναι γνωστὸν ἐκ τῆς ἐμπειρίας ὅτι κατὰ τὴν ἐκδηλώσιν ὀρισμένων φυσικῶν φαινομένων συχναίως παρατηρεῖται δόράνευα τις εἰς τὴν μεταβολῆν τῆς κατάστασεως τῶν ἢ ἐμμονῆ εἰς τὴν διατήρησιν αὐτῆς. Τὸ φαινόμενον τοῦτο π.χ. ἀπαντᾶται εἰς ὀρισμένα συστήματα ἀτμοσφαιρικῆς καὶ ὁκεανείου κυκλοφορίας. Φυσικῆ ἐρμηγεία διὰ τὴν ἐμμονῆν ταύτην εἶναι δυνατόν νὰ δοθῇ εἰς περιπτώσεις τινὰς, καὶ ἐρμηγεία διὰ τὴν ἐμμονῆν θερμοκρασίας θαλάσσης εἰς ἐκτεταμένην ὁκεανείον περιβάσει τῆς ἀνωμάλου θερμοκρασίας ἐκτετασεως τῆς γῆς ὑπὸ πύρον ἢ γιόνου. Αἱ ἀνωχῆν ἢ τῆς καλύψεως ἐκτεταμένων ἐκτάσεων τῆς γῆς ὑπὸ πύρον ἢ γιόνου. Αἱ ἀνωμάλια αὐτῆς ἔχουν τὴν τάσιν νὰ συντηροῦνται βάσει φυσικῶν διεργασιῶν ἀναδράσεως (feed - back processes).

2.2. Συντελεστῆς ἐμμονῆς.

Πρὸς ποσοτικὸν καθορισμὸν τῆς ἐμμονῆς, ἔστω P ἡ πιθανότης ἐνός ἐνδεχομένου ὧς αὕτη προκύπτει ἐκ τῆς κλιματολογικῆς προβλέψεως καὶ P_1 ἡ πιθανότης ἢ προκύπουσα ἂν ληφθῶν ὑπ' ὄψιν αἱ προγενέστερα συνθήκα. Ἐάν δευχθῇ ἢ στατιστικῶς ὅτι $P_1 \neq P$, ὑφίσταται ἐμμονῆ ($P_1 > P$) ἢ ἀντιεμμονῆ ($P_1 < P$). Κατὰ κανόνα, $P_1 > P$ ὁσάκις $P_1 \neq P$.

Ὁ βαθμὸς τῆς ἐμμονῆς δύναται νὰ δοθῇ ὑπὸ εἰδικῶν δεικτοῦ, τοῦ συντελεστοῦ ἐμμονῆς (5), E :

$$E = 1 - \frac{(1 - P_1)^2}{(1 - P)^2} \quad (1)$$

Εἰς τὴν ἀκραίαν περιπτώσιν καθ' ἣν $P_1 = 1$, $E = 1$, ἥτοι αἱ συνθήκα τοῦ παρόντος καθορίζονται πλήρως ὑπὸ τοῦ παρελθόντος, ἐνῶ ἂν $P_1 = P$, $E = 0$, ἄρα δὲν ὑφίσταται ἐμμονῆ, ἀλλὰ πλήρης ἀνεξαρτησία τῶν διαδοχικῶν ἐνδεχομένων. Ἐάν τέλος $P_1 > P$, τὸ E μεταβάλλεται μεταξὺ 0 καὶ 1.

2.3. Ἡ γεωμετρικὴ κατανομή.

Κατὰ τὸν ὑπολογισμὸν τῶν P καὶ P_1 ἐκ τοῦ διατιθέμενου δείγματος ὑπεισέρχονται ὁποσδήποτε δείγματα σφάλματα, θὰ πρέπει ἐπομένως νὰ ἐλεγχθῇ ἢ ὑπόθεσις $P_1 \neq P$ ἢ νὰ ἀπορριφθῇ ἢ ὑπόθεσις $P = P_1$. Ἡ τελευταία, ὅμως, ἔχει εἰς τὴν καθορισμένην κατανομὴν συχνοτήτων, τὴν γεωμετρικὴν κατανομῆν, τὰ χαρακτηριστικὰ τῆς ὁποίας θὰ περιγράψωμεν διὰ βραχέων, χρησιμοποιοῦντες μάλιστα, ὧς παράδειγμα τὰ συγκεκριμένα δεδομένα τοῦ ἡμετέρου προβλήματος, ἥτοι τὴν διαπίστωσιν καὶ μέτρησιν τῆς ἐμμονῆς εἰς τὴν παροχὴν τῶν ποταμῶν Ἀγελῶου καὶ Ἀράχθου.

Διατιθεντα ἐν συνόλῳ 33 ἔτη παρατηρήσεων τῆς μηνιαίας παροχῆς τῶν ἐν λόγῳ ποταμῶν (1938 - 1970). Τὰς 33 τιμὰς ἐκάστου μηνὸς τάξινομήσαμεν εἰς

τρεις ίσως πιθανότητες τάξεις, R_1 , R_2 και R_3 , τοιαύτας ώστε ή R_1 να περιέχει τής ΙΙ μικρότερης τιμής, ή R_3 τής ΙΙ μεγαλύτερης ενώ ή R_2 τής ΙΙ υπολοίπου. Ούτω, ή άπόλυτος πιθανότης έκάστου των R_1 , R_2 , R_3 είναι $p = 11 : 33$, ενώ ή πιθανότης τής μη έκδηλώσεως ενός έξ αυτών είναι $q = 1 - p = 2 : 3$. Η έκδηλώσις, όμως, ενός των R κατά τινα μήνυα δέν άποκλείει την έκδηλώσιιν αυτού και κατά τον επόμενον μήνυα. Ούτω, εάν ειδικώς ζητήσωμεν την πιθανότητα έκδηλώσεως ενός των R διά μίαν μόνον φοράν, αυτή ίσοδυναμεί με την πιθανότητα έκδηλώσεως αυτού κατά τινα μήνυα και την μη έκδηλώσιιν αυτού κατά τον επόμενον. Η τοιαύτη πιθανότης, έφ' όσον τά διαδοχικά ένδεχόμενα είναι άνεξάρτητα, είναι $p(1-p)$. Έξ άλλου, ή πιθανότης έκδηλώσεως ενός των R έπί δύο μόνον συνεχεις φορές είναι $p^2(1-p)$. Είς την πράξιν έξετέταχθην συνήθως την περιπτώσιν καθ' ήν τό ένδεχόμενον έχει ήδη έκδηλωθή άπαξ. Η πιθανότης έκδηλώσεως αυτού επόμενως και κατά τον επόμενον μήνυα είναι $p(1-p)$. Γενικώς, ή πιθανότης έκδηλώσεως τοδ έν λόγω ένδεχομένου διά x μόνον συνεχεις φορές, έφ' όσον έχει ήδη έκδηλωθή κατά την πρώτην, είναι :

$$f(x) = (1-p)p^{x-1} \quad x = 1, 2, \dots \quad (2)$$

Η $f(x)$ άποτελεί συνάρτησιν πιθανότητος τής κάλυμμένης γεωμετρικής κατανομής (6). Κατ' αυτήν, ή μέση τιμή και ή διακύμανσις είναι, αντίστοιχώς :

$$\mu = \frac{1}{1-p} \quad \text{και} \quad \sigma^2 = \frac{p}{(1-p)^2}$$

Είς τό ήμέτερον πρόβλημα, $p = \frac{1}{3}$, $\mu = 1.5$, $\sigma^2 = 0.75$

$$f(x) = \frac{2}{3} \times \left(\frac{1}{3}\right)^{x-1} \quad (3)$$

Ο έλεγχος τής υπόθέσεως $p_1 = p$ διενεργείται συνήθως διά συγκρίσεως τής εμπειρικής κατανομής προς την γεωμετρικήν τοιαύτην, διά τής δοκιμασίας χ^2 . Είς την περιπτώσιν ύπαρξεως έξιμονής, ή αντίστοιχούσα τιμή τοδ χ^2 θά είναι μεγαλύτερα τής αντίστοιχούσης εις βαθμόν τινά έμπιστοσύνης, π.χ. 95% ή 99%, όποτε θά πρέπει νά άπορριφθή αυτή.

Τό διατιθέμενον δείγμα των 33 έτων άναμφιβόλως δέν είναι έπαρκές διά τον καθορισμόν τής εμπειρικής πιθανότητος εκ τής σχετικής συχνότητος. Έξ άλλου και τά όρια τής παροχής βάσει των όποιων έκαστον μήν έκάστου έτους έταξινομήθη εις μίαν των τάξεων R_1 , R_2 , R_3 , υπόκεινται εις δειγματικών σφάλματα. Θά ήδυνάμεθα, ίσως, εάν ήτο γνωστή ή θεωρητική κατανομή των μηνιαίων ποσών τής παροχής, νά καθορίσωμεν άκριβέστερον τά όρια των τριών ίσοπιθανών χώρων. Τοúτο όμως άποτελεί μίαν έξαιρετικώς δυσχερή έργασίαν, έφ' όσον, ως έδειξαν άνάλογοι έρευναι εις έτέρας περιολχάς τής γής (7), ή συχνότης των δέν είναι βέβαιοι ότι κατανέμεται κανονικώς, συχνάκις δέ κατανέμεται κατά την Γ - κατανομήν (8).

Η στατιστική σημαντικότης όπωσδήποτε δύναται νά έλεγχθή ποιοτικώς διά τής συγκρίσεως των πορισμάτων διά τους διαφόρους μήνας και διά τά διάφορα ένδεχόμενα.

3. Η ΕΜΜΟΝΗ ΤΗΣ ΠΑΡΟΧΗΣ ΤΟΥ ΑΧΕΛΩΟΥ ΚΑΙ ΑΡΑΧΘΟΥ

3.1. Η ταξινομήσις των παροχών

Έκ τής Δ. Ε. Η. εύγενώς μάς διατέθησαν αί μηνιαία παροχαι των ποταμών 'Αχελώου και 'Αράχθου εις πλείστα σημεία αυτών. Έκ τούτων έχρησιμοποιήθησαν 'Αραχαι εις έν σημείον δι' έκαστον, ένθα ή παροχή είναι μεγίστη, εις τον 'Αγ. Νικόλαον διά τον 'Αραχθον (έπιφάνεια άποροής 1118 km²) και εις τά Κρεμαστά διά τον 'Αχελών (έπιφάνεια άποροής 3570 km²). Βάσει τής εις την προηγούμενην παράγραφον περιγραφείσης μεθόδου, έκάστη των 396 μηνιαίων παροχών έχαρακτηρίσθη ως R_1 ή R_2 ή R_3 , ήτοι αντίστοιχως ως παροχή κάτω τής κανονικής, κανονική και άνω τής κανονικής.

Τά όρια διά την άνωτέρω ταξινομήσιν παρέχονται υπό του πίνακος 1. Είναι διάφορα διά τους διαφόρους μήνας και ούτω έξουδετεροῦται ή έτησία κύμανσις τής παροχής.

Σύγκρισις τής προκυνώσης ταξινομήσεως διά τους δύο ποταμούς έδειξεν ότι εις τά 10% μόνον των διατιθεμένων μηνιαίων παρατηρήσεων ένεφανίσθη διαφορά τάξεως κατά μίαν βαθμίδα, όφειλομένη, εις τό πλείστον των περιπτώσεων, εις τό ότι αί παροχαι έρίσκοντο εις τας περιπτώσεις ταύτας περι τά όρια των R . Είς δύο μόνον περιπτώσεις είχθημεν άνεξηγήτην διαφοράν δύο βαθμίδων, κατά τον Οκτώβριον τοδ 1966 και τον Μαίον τοδ 1967 ('Αραχθος R_3 , 'Αχελώος R_1). Η ίκανοποιητική αυτή σύμπτωσις τής ταξινομήσεως εις τους δύο ποταμούς άνεμμένε-

Π Ι Ν Α Κ Ε Ι

	Ι	Φ	Μ	Α	Μ	Ι	Ι	Α	Σ	Ο	Ν	Δ
'Αχελώος												
$R_1 <$	219	190	187	173	117	65	36	25	27	46	120	207
$R_2 >$	312	278	280	242	160	94	63	48	49	76	240	365
'Αραχθος												
$R_1 <$	74	67	65	62	50	29	15	10	10	20	49	73
$R_2 >$	98	88	87	78	58	38	26	20	20	31	91	123

*Ορια (π^αsec⁻¹) διά την ταξινομήσιν τής παροχής εις τρεις τάξεις R_1 , R_2 , R_3 , ίσως πιθανόντερος.

το, ἐφ' ὅσον αἱ παροχαί των συσχετίζονται στενῶς. Ὁ συντελεστής συσχέτισης π.χ. τῶν ἐποχικῶν τιμῶν των ὑπερβαίνει τὸν 0,9 καθ' ὅλας τὰς ἐποχάς. Ἐξ ἄλλου ἡ σύμπτωση αὐτῆ ἐμμέσως ἀποτελεῖ ἐνδείξιν σχετικῆς ὁμοιογενείας τῶν παρατηρήσεων.

3.2. Ἡ ἐμμονὴ τῆς παροχῆς.

Πρὶν ἢ εἰσελθῶμεν εἰς τὴν μελέτην τῆς συχνότητος ἀλλαγουχίας τῶν R_1 , R_2 , R_3 , ἐθεωρήσαμεν σκόπιμον ὅπως μελετηθῆ ἡ συνάφεια τῆς παροχῆς ἐκάστου μηνὸς μετὰ τοῦ ἐπομένου. Παρασκευάσθησαν, οὕτω, πίνακες συναφείας 3×3 ἐκάστου τῶν R μετ' αὐτῶν τοῦ ἐπομένου μηνός, δι' ἕκαστον μῆνα καὶ δι' ἕκαστον ποταμὸν (παραρτήματα Δ). Ἡ συνάφεια αὕτη ὑπέστη δοκιμασίαν κατὰ τὸ κριτήριον χ^2 , ὡς τοῦτο ἐτροποποιήθη ὑπὸ τῶν GRADDOCK καὶ FLOOD (12) διὰ τὰ μικρὰ δείγματα, διὰ τὰ ὅποια ἡ ἀναμενομένη συχνότης ἐκ τύχης εἰς ἕκαστον τετραγώνον εἶναι μικρότερα τοῦ 5. Ἡ πιθανότης τυχαιότητος % τῆς συναφείας ταύτης ἐμφαίνεται εἰς τὴν βάση ἐκάστου πίνακος. Οὕτω, γενικῶς διαπιστοῦται ὅτι ὑφίσταται σαφῆς συνάφεια καὶ ἐμμονὴ δι' ἕνα μῆνα κατὰ τὴν περιόδον Μαρτίου - Σεπτεμβρίου σαφῶς δὲ δὲν ὑφίσταται ἐμμονὴ κατὰ τὸν Νοέμβριον. Κατὰ τοὺς ὑπολοίτους μῆνας ἡ ἐμμονὴ εἶναι ἀμφίβολος ἐν πολλοῖς, ἐκτός τοῦ Δεκεμβρίου κατὰ τὸν ὅποιον ἐμφανίζεται ἔτισης σαφῆς ἐμμονὴ.

Ὅσον ἀφορᾷ εἰς τὴν ἐμμονὴν διὰ περισσοτέρους τοῦ ἑνὸς μηνός, ἀρχῆς γενομένης ἐξ ἐκάστου μηνὸς καταμετρήθησαν οἱ περιπτώσεις κατὰ τὰς ὁποίας ἕκαστον τῶν R_1 , R_2 καὶ R_3 ἐπεκράτησεν διὰ μίαν μόνον φοράν, δύο μόνον φορές κ.λ.π., μέχρις ἐξ τουλάχιστον φοράν. Δι' ἕκαστον R ὑφίστανται συνολικῶς 11 περιπτώσεις δι' ἕκαστον μῆνα. Δι' ἐν τῶσον μικρὸν δείγμα, τὸ δειγματικὸν σφάλμα κατὰ τὴν εὐρεσιν τῆς ἐμπειρικῆς πιθανότητος ἐκ τῆς σχετικῆς συχνότητος ἀναμένεται μέγα, διὰ τοῦτο αἱ ἐν λόγω περιπτώσεις ἀντεκατεστάθησαν ὑπὸ τῶν διηλασίων των, εἰς τὰς ὁποίας προσετέθησαν αἱ ἀντίστοιχοι περιπτώσεις τῶν ἐκατέρωθεν μηνῶν. Ἐθεωρήθη ὀρθὴ μία τοιαύτη ἐξομάλυνσις, διὰ τὸν λόγον ὅτι ἐκ τῶν πινάκων συναφείας κατέστη προφανές, ὅτι ὑφίσταται μία ἀπλὴ κατὰ τὸ μᾶλλον ἢ ἥττον ἔτιση κλίμασις τῆς ἐμμονῆς εἰς ἀμφοτέρους τοὺς ποταμούς.

Ἐκτός τῆς καταμετρήσεως τῶν ἀνωτέρω περιπτώσεων, ἐθεωρήθη χρήσιμος ἔτισης ἡ καταμέτρησις τῶν περιπτώσεων καθ' ἃς τὸ R_1 δὲν κατέστη R_2 καὶ τὸ R_2 δὲν κατέστη R_1 (δηλαδὴ παρέμεινε R_1 ἢ R_2 διὰ τὴν πρώτην περιπτῶσιν καὶ R_2 ἢ R_1 διὰ τὴν δευτέραν). Ἐξομάλυνσις ἐπεβλήθη καὶ εἰς τὰς περιπτώσεις ταύτας.

Ἐάν ἡ ἀλλαγουχία τῶν R ἦτο τελείως τυχαία, ἡ κατανομὴ τῶν συχνοτήτων θὰ ἠκολούθει τὴν γεωμετρικὴν κατανομήν, θὰ ἔπρεπε ἐπομένως αἱ συχνοτήτες συνεχῶς ἐμφανίσεως ἐκάστου τῶν R διὰ μίαν μόνον φοράν, δύο μόνον, κ.λ.π. φορὰς νὰ ἦσαν ὡς ἐμφαίνεται εἰς τὸν πίνακα 2, ἢ νὰ μὴν διέθερον ἀπ' αὐτῶν σιμαντικῶς. Ὄφτω, ὅταν ἔχη ἦδη ἐμφανισθῆ ἐν τῶν R , π.χ. τὸ R_1 , ἡ πιθανότης νὰ μεταβληθῆ τοῦτο κατὰ τὸν ἐπόμενον μῆνα, δηλαδὴ νὰ καταστῆ R_2 ἢ R_3 , εἶναι

ΠΙΝΑΞ 2

Ἀριθμὸς συνεχῶν ἐμφανίσεων	1	2	3	4	5	6
$R_1 \rightarrow R_1$						
$R_2 \rightarrow R_2$		29.3	9.8	3.3	1.1	0.4
$R_3 \rightarrow R_3$						0.1
$R_1 \neq R_2, R_2 \neq R_1$	14.7	9.8	6.5	4.3	2.9	1.9

Συχνότης διαδοχικῶν ἐμφανίσεων, ἐπὶ 44 περιπτώσεων, ἐκάστου τῶν R_i (ἀνω σειρά) καὶ μὴ ἐμφανίσεως ἀντιθέτου, $R_1 \neq R_2$, $R_2 \neq R_1$ (κάτω σειρά), εἰς περιπτώσιν γεωμετρικῆς κατανομῆς.

1 — $p = 0.67$, ἄρα, ἐπὶ 44 περιπτώσεων, ἀναμένεται τοῦτο εἰς $44 \times 0.67 = 29.3$ περιπτώσεις. Ὁ ἀριθμὸς αὐτὸς ἀποτελεῖ τὴν ἀναμενομένην συχνότητα ἐμφανίσεως αὐτοῦ διὰ μίαν μόνον φοράν, εἰς τὴν περίπτωσιν γεωμετρικῆς κατανομῆς. Ἡ πιθανότης ἐξ ἄλλου νὰ καταστῆ τοῦτο R_2 εἶναι 0.33, ἄρα, κατὰ τὴν γεωμετρικὴν κατανομήν, ἀναμένεται τοῦτο εἰς $0.33 \times 44 = 14.7$ περιπτώσεις.

ΠΙΝΑΞ 3

	I	Φ	M	A	M	I	I	A	Σ	O	N	Δ
$R_1 \rightarrow R_1$												
Ἄγελδος	.05	.03	0	0	0	0	0	0	.05	.52	.47	.12
Ἀρυχθος	.09	.01	.01	.07	.01	0	0	0	.04	.21	.23	.22
$R_2 \rightarrow R_2$												
Ἄγελδος	.74	.83	.29	.16	.05	0	.01	.02	.04	.47	.53	.57
Ἀρυχθος	.86	.74	.86	.74	.70	.23	.01	0	.04	.44	.70	.68
$R_3 \rightarrow R_3$												
Ἄγελδος	.80	.04	0	0	0	0	0	0	.24	.20	.27	.15
Ἀρυχθος	.70	.44	.65	.24	0	0	0	0	.19	.18	.30	.34
$R_1 \neq R_2$												
Ἄγελδος	.23	.02	0	0	0	0	.02	.30	.67	.64	.36	.28
Ἀρυχθος	.09	.03	.02	0	0	0	.13	.40	.32	.34	.18	.18
$R_2 \neq R_1$												
Ἄγελδος	0	0	0	0	0	0	.02	.04	.06	.07	.01	.06
Ἀρυχθος	.01	0	0	0	0	0	.03	.11	.25	.17	.06	.06

Πιθανότης τυχαιότητος τῆς διαφορᾶς συχνοτήτων τῆς ἐμπειρικῆς ἀπὸ τῆς γεωμετρικῆς κατανομῆς, ὡς προκύπτει ἐκ τῆς δοκιμασίας χ^2 .

Αί καταμετρηθείσαι πραγματικά συχρότητες έμφανίσεως θά πρέπει νά παραβληθόν προς τάς υπό τοῦ πίνακος 2 παρεχομένας, τοῦτο δέ συνήθως διενεργείται διά τῆς δοκιμασίας χ^2 . Εἰς τόν πίνακα 3 ἐμφαίνονται αἱ εἰς τάς ὑπολογισθείσας τιμᾶς τοῦ χ^2 ἀντιστοιχοῦσαι πιθανότητες, ἵνα αἱ ἐμφανισθεῖσαι διαφοραῖ τῶν συχνοτήτων τῆς ἐμπειρικής ἀπὸ τῆς γεωμετρικῆς κατανομῆς εἶναι τυχαῖα, δηλαδή ὀφείλωνται εἰς τὸ δεῖγμα. Πιθανότης μικρότερα τοῦ 0.01 ἐτέθη ὡς 0. Θά πρέπει νά σημειωθῇ ὅτι ἡ τιμὴ τοῦ χ^2 προκύψασα ἐκ τῶν 44 περιπτώσεων διηρέθη διά 4, ἵνα ληφθῇ ὑπ' ὄψιν ἡ τεχνική, οὕτως εἰπαί, συγκρότησις τῶν συχνοτήτων.

Βάσει τοῦ πίνακος 3 δύνανται νά διατυπωθόν τὰ κάτωθι συμπεράσματα :

1. Διά τὴν κανονικὴν παροχὴν R_2 , ἐμμονὴ ὑφίσταται μόνον κατὰ τὴν περίοδον Μαΐου - Σεπτεμβρίου διά τὸν Ἀγέλωδον καὶ Ἰουλίου - Σεπτεμβρίου διά τὸν Ἀραχθόν.

2. Διά τὰς ἄνω καὶ κάτω τοῦ κανονικοῦ παροχᾶς, ἡ ὑπαρξίς ἐμμονῆς εἶναι ἀμφίβολος, διά τὸν Ἀγέλωδον μὲν κατὰ τὴν περίοδον Ὀκτωβρίου - Ἰανουαρίου, διά τὸν Ἀραχθόν δέ ἡ περίοδος αὕτη ἐμφανίζεται γενικῶς πλέον ἐκτεταμένη.

3. Ἡ ἐμμονὴ ἐμφανίζεται ἰσχυρότερα εἰς τὸν Ἀγέλωδον.

Τὰ συμπεράσματα ταῦτα εὐρίσκονται γενικῶς ἐν ἄρμονιᾷ μετὰ τῶν συναχθέντων ἐκ τῶν πινάκων συναφείας.

Ἡ ἐμφανιζομένη μικρότερα ἐμμονὴ τοῦ R_2 , ἀνεμένετο, ἐφ' ὅσον τοῦτο δύνανται νά μεταβληθῇ πρὸς ἀμφοτέρως τὰς κατευθύνσεις, καθιστάμενον R_1 ἢ R_3 , ἐν ἀντιθέσει πρὸς τὸ R_1 καὶ R_3 τὰ ὅποια δύνανται νά μεταβληθόν πρὸς μίαν μόνον κατευθύνσιν πρὸς τὰ ἄνω διά τὸ R_1 καὶ πρὸς τὰ κάτω διά τὸ R_3 , ἐνῶ μεταβολὴ πρὸς τὴν ἀντιθετὴν κατευθύνσιν τὰ διατηρεῖ ἀναλλοίωτα. Κατὰ τὰς περιπτώσεις δέ ἐμμονῆς τοῦ R_2 , ἡ παροχὴ δέν μεταβάλλεται, κατὰ μέσον ὄρον, πλέον τοῦ $1/6$ τοῦ εἴρους τῆς ὀλικῆς διαστορᾶς.

Ἡ ὑπαρξίς ἐμμονῆς ἀλλὰ καὶ ἐν μέτρον τῆς ἰσχύος τῆς ἐμφανίζεται ἐπίσης εἰς τὴν μέσην διάρκειαν τῆς ἐπικρατήσεως τῶν ἐν λόγω περιπτώσεων (πινᾶξ 4). Ὑπενθυμίζομεν ὅτι διά τὴν γεωμετρικὴν κατανομὴν ἡ μέση διάρκεια διά τὰς τρεῖς πρώτας περιπτώσεις εἶναι 1.5 μῆνας καὶ διά τὰς ἑτέρας δύο 3.0 μῆνας. Εἰς τὸν πίνακα 4 ἐμφαίνονται σαφῶς τὰ ἀνωτέρω διατυπωθέντα συμπεράσματα καὶ περαιτέρω ὑποστηρίζεται τὸ ζῶν ἐξ αὐτῶν, ὅτι δηλαδή ἡ ἐμμονὴ ἐμφανίζεται γενικῶς ἰσχυρότερα εἰς τὸν Ἀγέλωδον. Ἐξ ἄλλου, ἐμφανίζονται διαφοραὶ τιναεῖς εἰς τὴν ἐμμονὴν μεταξὺ τῶν R_1 καὶ R_3 , ἡ στατιστικὴ σημαντικότης τῶν διαφορῶν αὐτῶν ὁμως δέν δύναται νά ἐλεγχθῇ.

Τὴν ἰσχὺν τῆς ἐμμονῆς δυνάμεθα νά εὐρωμεν ὑπολογίζοντες τὸν συντελεστήν ἐμμονῆς, E, βάσει τοῦ τύπου (1). Ἐπειδὴ ὁμως τὰ προκύπτοντα συμπεράσματα δέν διαφέρουν οὐσιωδῶς τῶν προηγουμένων, δέν παρατίθενται τὰ ἀποτελέσματα ταῦτα τῶν ὑπολογισμῶν. Σημειοῦμεν ἀπλῶς ὅτι κατὰ τὰς περιπτώσεις καθ' ἃς δέν ὑφίσταται σημαντικὴ διαφορὰ ἀπὸ τῆς γεωμετρικῆς κατανομῆς, ὁ E εὐρέθην < 0.4 , ἐνῶ τὸ μέγιστον αὐτοῦ, περὶ τὰς ἀρχάς τοῦ θέρους, φθάσει διά τὸν ἐπιμέσον καὶ μεθεπόμενον μῆνα, τὴν μεγίστην τιμὴν αὐτοῦ, $E = 1.0$.

ΠΙΝΑΞ 4

	I	Φ	M	A	M	I	I	A	Σ	O	N	Δ
$R_1 \rightarrow R_1$												
Ἀγέλωδος	2.5	2.8	3.2	3.7	3.8	3.6	3.2	2.7	2.3	2.0	2.0	2.3
Ἀραχθός	2.5	2.6	2.5	2.5	2.6	3.0	3.0	2.6	2.4	2.3	2.1	2.3
$R_2 \rightarrow R_2$												
Ἀγέλωδος	1.5	1.4	1.8	2.0	2.2	2.4	2.6	2.5	2.2	1.9	1.7	1.6
Ἀραχθός	1.4	1.3	1.5	1.7	1.9	2.2	2.6	2.6	2.2	1.8	1.7	1.6
$R_3 \rightarrow R_3$												
Ἀγέλωδος	2.5	2.7	3.0	3.1	3.1	3.3	3.2	2.6	2.3	2.0	2.1	2.3
Ἀραχθός	1.8	2.0	2.4	2.4	2.7	3.1	3.1	2.6	2.2	2.0	1.9	1.9
$R_1 \neq R_3$												
Ἀγέλωδος	3.6	4.1	4.6	5.2	5.6	5.4	4.7	4.0	3.5	3.4	3.5	3.4
Ἀραχθός	3.8	4.1	4.2	4.4	4.8	5.1	4.7	4.0	3.6	3.5	3.4	3.4
$R_3 \neq R_1$												
Ἀγέλωδος	4.4	4.7	5.0	5.0	4.9	5.1	4.9	4.4	4.1	3.8	3.9	4.3
Ἀραχθός	4.2	4.6	4.9	4.8	4.6	4.8	4.8	4.4	4.0	3.7	3.7	4.0

Μέση διάρκεια ἐπικρατήσεως, εἰς μῆνας, ἐκάστου τῶν R καὶ τῶν περιπτώσεων $R_1 \neq R_3$ καὶ $R_3 \neq R_1$.

4. Η ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΠΙΘΑΝΟΤΗΣ ΕΜΜΟΝΗΣ

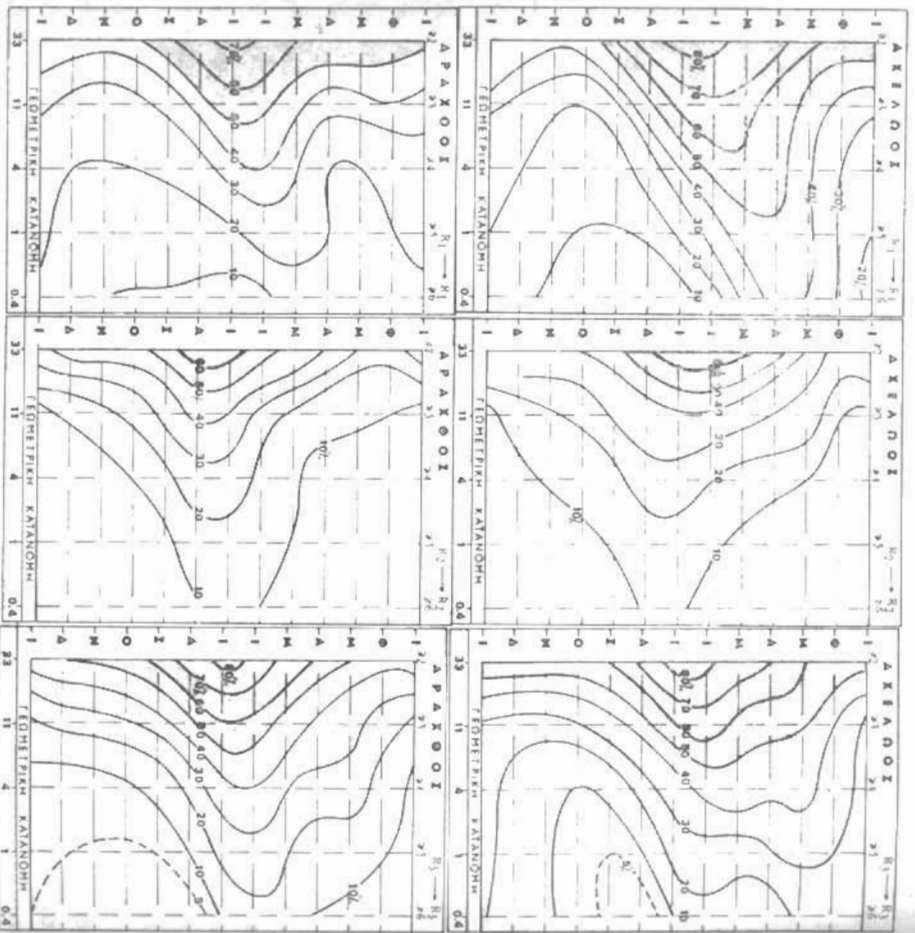
Εἰς τὰς προηγουμένας παραγράφους ἐδείχθη ὅτι ὑφίσταται ἐμμονὴ εἰς τὴν μηνιαίαν παροχὴν τῶν ποταμῶν Ἀγέλωδου καὶ Ἀράχθου, καθ' ὅλον σχεδὸν τὸ ἔτος. Τοῦτο ὁμως δέν σημαίνει κατ' ἀνάγκην ὅτι αὕτη ἔχει καὶ ἀξιόλογον πρακτικὴν ἀξίαν. Εἰς τὴν παράγραφον ταύτην θά ἀναφερθῶμεν κυρίως εἰς τὴν πρακτικὴν σημαντικότητά τῆς ἐμμονῆς.

Βάσει τῶν ἀθροιστικῶν συχνοτήτων, ὡς αὐτὰ ἐξομάλυνθησαν, παρεσκευάσθησαν τὰ σχήματα 1 ἕως 10, ἐμφαίνοντα κατὰ μῆνα τὴν πιθανότητα % ἵνα, ὅταν ἔχῃ ἡδὴ ἐκδηλωθῇ ἐν τῶν R, ἐκδηλωθῇ τοῦτο καὶ τὸν ἐπόμενον τουλάχιστον, τὸν μεθεπόμενον τουλάχιστον, κ.λ.π. μῆνα, μέχρις 6 τουλάχιστον φορᾶς ($R_1 \rightarrow R_1$, $R_2 \rightarrow R_2$, $R_3 \rightarrow R_3$, σχ. 1 ἕως 6). Ἐπίσης τὰ σχήματα 7 ἕως 10 ἐμφαίνον τὴν πιθανότητα μὴ ἀποτόμου μεταβολῆς τῆς παροχῆς ($R_1 \neq R_3$, $R_3 \neq R_1$). Ἐξαρμύχθησαν ἐν συνεχείᾳ αἱ καμπόλαι ἰσῆς πιθανότητος, ἐνῶ εἰς τὴν βάσιν τῶν διαγραμμάτων ἐμφαίνονται αἱ ἀντιστοιχοὶ πιθανότητες τῆς γεωμετρικῆς κατανομῆς, δηλαδή αἱ ἀντιστοιχοῦσαι εἰς τὴν περίπτωση ἡ ὑπάρξεως ἐμμονῆς, πρὸς συγκρίσιν.

Τὰ σχήματα 1 ἕως 10 ἀποτελοῦν οὐσιωδῶς διαγράμματα ἐπὶ τῶν ὁποίων θά βασισθῇ ἡ πρακτικὴ ὑδρολογικὴ πρόβλεψις. Συγχρόνως, ἐξ αὐτῶν δύνανται νά συναχθῶν συμπεράσματα ἐπὶ τῶν ὁποίων θά βασισθῇ κατ' ἀνάγκην ἡ Φυσικὴ ἐρμηνεύεια τοῦ διαπιστωθέντος φαινομένου.

Είς τὰ ἐν λόγω διαγράμματα ἐμφαίνονται τὰ συμπεράσματα τῆς προηγουμένης παραγράφου τὰ ὁποῖα, ἀπὸ πρακτικῆς ἀπόψεως, εἶναι :

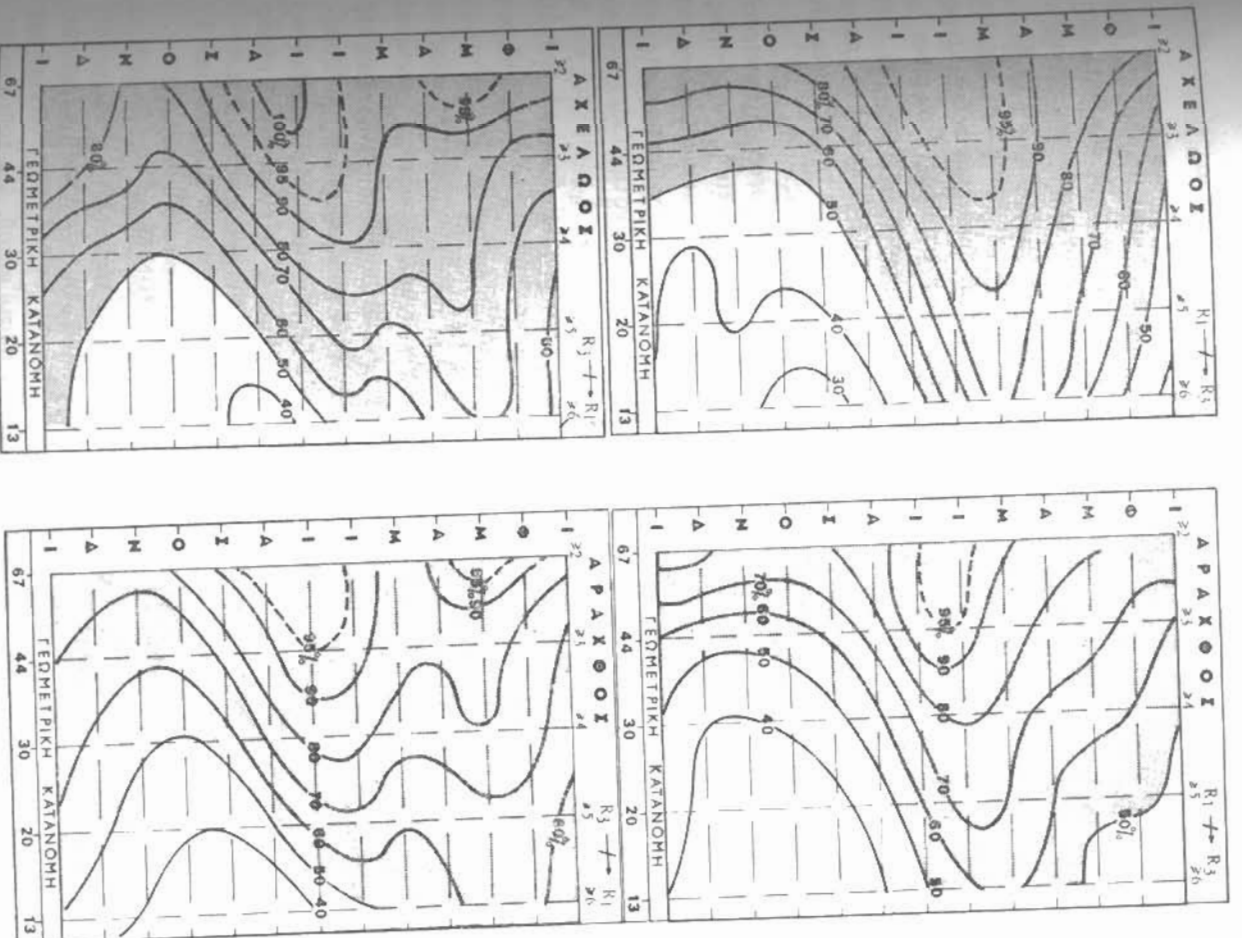
1. Ὑφίσταται σαφὴς ἐτήσια κύλιανσις τῆς ἐμμονῆς δι' ἀπάσας τὰς περιπτώσεις, με' μέγιστον κατὰ τὰς ἀρχὰς τοῦ θέρους καὶ ἐλάχιστον κατὰ τὸ φθινοπώρον.



Σχ. 1-6. Διαγράμματα ἀθροιστικῆς πιθανότητος % συνεχῶν ἐμφανίσεων τῶν ἐνδεχομένων R_1 , R_2 , R_3 τῶν ποταμῶν Ἀχελῷου καὶ Ἀράχθου.

Ἡ στατιστικὴ σημαντικότης δευτερευουσῶν κυμάνσεων δὲν δύναται νὰ κριθῆ ὁυσχυῶς. Οὕτω, ἡ πρόβλεψις εἶναι γενικῶς ἀκριβεστέρα ἀπὸ τοῦ Ἀπριλίου μέχρι τοῦ Σεπτεμβρίου.

2. Ἡ ἐμμονὴ τῆς κανονικῆς παροχῆς, R_2 , εἶναι σημαντικῶς μικροτέρα τῶν λοιπῶν, παρ' ὅλον ὅτι αὕτη σαφῶς ὑπάρχει κατὰ τὴν θερινὴν περιόδον τοῦ ἔτους.



Σχ. 7-10 Διαγράμματα ἀθροιστικῆς πιθανότητος % ἀλλοηλουχίας μὴ ἀποτόμου μεταβολῆς τῶν ἐνδεχομένων R_1 καὶ R_2 .

Διά τα R_1 και R_3 ή έμμονή είναι ισχυρά και πρακτικώς χρήσιμος εις προβλεπν δι' ένα ή δύο μήνας, ίδια κατά τάς άρχάς του θέρους.

3. Ήξαιρετικώς ισχυρά είναι ή έμμονή μη άποτόμου μεταβολής. Είναι σχεδόν βέβαιον δι' άμφοτέρους τους ποταμούς ότι ή άπορροή R_1 δέν θά καταστή R_3 (δηλαδή θά παραμείνη R_1 ή R_2), διά τους δύο τουλάχιστον έπομένους μήνας, ίδια κατά τάς άρχάς του θέρους, τό αυτό δέ ισχύει άντιστοιχώς και διά τό R_3 .

4. Ένώ ή έμμονή διά τον δεύτερον μήνα σημειοί μέγιστον περι τον Ιουλιον-Ιουλιον, αυτή διά τους έπομένους σημειοί μέγιστον όριον, τόσον ένωφότερον φανίζεται γενικώς μεγαλύτερα περι τό τέλος τοδ χειμώδου, άσχετως άν αυτή είναι έν γένει πρακτικώς άσήμαντος. Δηλαδή ή άκριβεία προβλέψεως της παροχής διά τους Ιουλιον και Αύγουστον είναι πάντοτε μεγαλύτερα της άκριβείας δι' άποδοθηότε έτερον μήνα, διά την αυτήν περίοδον προγνώσεως.

Δόγω του μικρού μεγέθους του δείγματος των παρατηρήσεων, ή έμπειρική πιθανότης, δύναται νά διαφέρει σημαντικώς της έυρεθείσης σχετικής συχνότητος. Το εύρος της κυμάσεως της έμπειρικής πιθανότητος δύναται νά ύπολογισθί βάσει των δεδομένων της διωνυμικής κατανομής και της προσεγγίσεως αυτής υπό της κανονικής τοιαύτης. Ούτω, άν p είναι ή σχετική συχνότης ένδεχομένου, τυπική άπόκλισις, άντιστοιχώς, της διωνυμικής κατανομής, άρα, μέ βαθμόν έμπιστοσύνης 95 %, ή έμπειρική πιθανότης π θά εύρίσκειται εις τό διάστημα

$$p - 2 \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} < \pi < p + 2 \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$$

Ούτω, διά $n = 10$ και $p = 0.5$ τό εύρος του διαστήματος τούτου άνέρχεται εις $\pi = 0.63$, $0.18 < \pi < 0.82$. Δι' αυτόν άκριβώς τον λόγον προέβημεν εις την έξομάδου των παρατηρήσεων. Η σχετική σύμπτωσης δέ των τιμών της πιθανότητος διά τά R_1 και R_3 , εις άμφοτέρους μάλιστα τους ποταμούς, δεικνύει ότι τό εύρος κυμάσεως της έμπειρικής πιθανότητος θά είναι λίαν μικρότερον.

5. Η ΦΥΣΙΚΗ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΤΗΣ ΕΜΜΟΝΗΣ

Αί φυσικαι διεργασίαι αί όποιαι διαμορφώνουν την έυρεθείσαν έμμονήν της παροχής συνδέονται προφανώς μετά των συνιστώσων του ύδρολογικου κύκλου, άνέχουν πρόσθετον θεωρητικόν και πρακτικόν ένδιαφέρον. Η λεπτομερής διερεύνησις των, όμως, έκφυλύουσα των όριων της παροχής έργασίας, άπαιτείτομεν. Διά τόδο, μόνον εις γενικώς γραμμιάς θά μελετηθί τό θέμα.

Είναι γνωστόν ότι ή παροχή ένός ποταμού όφείλεται βασικώς εις τον ύετόν. Μέρος αυτού έξατμίζεται και τό ύπόλοιπον καθίσταται ύγρασία του εδά-

φους, έπίγειος και ύπόγειος άπορροή. Η τελική διοχέτευσις, όμως, εις τον ποταμόν τμημάτων του ύετου συντελείται μέ ύστέρησιν μηνών, ως κατά την τήξιν της γήινος και την παροχήν του ύπογείου ύδατος. Διά την φυσικην έρμηνησίαν της διαπισθώσεως έμμονής της παροχής θά πρέπει κατ' άρχήν νά άναζητηθί ή τυχόν ύπαρξις έμμονής εις τον ύετον. Προς τόδο άπαιτείται άριθμός σταθμών μετά μακράς σειράς παρατηρήσεων εις την κοιλάδα άπορροής, αιτινες δυστυχώς δέν διατίθενται. Υφίσταται, έν τούτοις, ισχυρά συσχετίσις μεταξύ των ποσών του ύετου εις τους διαφόρους σταθμούς της παροχής. Αναφέρομεν ένδεικτικώς ότι ό συντελεστής συσχετίσεως μεταξύ του ύετου Ιωαννίνων και Άρτης (α) [42 έτη] και ό συντελεστής πολλαπλής συσχετίσεως μεταξύ Άρτης άφ' ένός και Άγρινίου και Ιωαννίνων άφ' έτέρου (β) [20 έτη], είναι κατά μήνα ως έπεται :

	I	Φ	M	A	M	I	I	A	Σ	O	N	A
(α)	.91	.91	.82	.74	.68	.50	.62	.26	.62	.80	.84	.86
(β)	.91	.96	.95	.83	.71	.16	.44	.71	.91	.86	.82	.93

Ούτω, έκτός του θέρους κατά τό όποϊον ό ύετός έν γένει δέν συμβάλλει άποφασιστικώς εις την παροχήν του ποταμού, ή ταξινόμησις του ύετου εις τάς τάξεις R_1 , R_2 , R_3 θά πρέπει νά είναι περίπου ή αυτή εις άπαντας τους σταθμούς της παροχής. Δυνάμεθα εύχεσθώς νά δείξωμεν, θεωρώντες την κατανομήν των μηνιαίων ποσών του ύετου ως κανονικήν, ότι διά συντελεστήν συσχετίσεως 0.9 μόνον τά 4 % των τιμών θά άνήκουν εις διαφορετικην γειτονικην τάξιν, ένώ διά συντελεστήν συσχετίσεως 0.7, τό ποσοστόν τούτο άνέρχεται εις 12%. Δυνάμεθα, έπομένως, ως πρώτην προσέγγισιν νά χρησιμοποισώμεν τον ύετον μόνον ένός σταθμού, αυτόν των Ιωαννίνων διά τον όποϊον διατίθενται 48 έτη παρατηρήσεων.

Έρευνα επί της έμμονής του ύετου εις Ιωάννινα, ως έγένετο εις τά προηρόμενα διά την παροχήν, έδειξεν ότι δέν ύφίσταται έμμονή ή τουλάχιστον άξία λόγου τοιαύτη. Το αυτό, έξ άλλου, έχει εύρεθί και εις έτέρας περιουχίας της γής (ιδέ π.χ. Γ). Κατά συνέπειαν, ή διατυπώθεϊσα έμμονή εις την παροχήν δέν θά πρέπει νά άποδοθί εις έμμονήν του ύετου.

Έξ άλλου, ή συσχετίσις μεταξύ της παροχής των ποταμών και του ύετου εύρεθί, έκτός του θέρους, λίαν ύψηλή. Π.χ., ό συντελεστής πολλαπλής συσχετίσεως μεταξύ της παροχής του Άχελώου και του ύετου εις Άρταν και Ιωάννινα (α) και του Άράχθου και του ύετου εις τους ατύτους σταθμούς (β) είναι κατ' έποχώς και έτος (18 - 20 έτη) :

	Χειμών	Άνοιξις	Θέρος	Φθινόπωρον	Έτος
(α)	.84	.77	.25	.94	.79
(β)	.76	.81	.34	.90	.83

Το μέγιστον δηλαδή φαίνεται ότι σημειοδται κατά τό φθινόπωρον και τό ελάχιστον κατά τό θέρος. Το αυτό έμφανίζεται έξ άλλου και εις έτέρας άνυαλό-

γους συσχετίσεις αι όποφαι δέν παρατίθενται, γεγονός τό όποφον ύποστηρίζει την στατιστικήν σημαννικότητα των μεγίστων και ελάχιςτων. Ούτω, τό μέγιστον της συσχετίσεως σημειούται κατά την έποχην, καθ' ήν ή έμμονή είναι έν γένει άσημαντος και τό ελάχιςτον κατά την έποχην, κατά την όποφια αυτή είναι μεγάλη. Ο ύετός, έπομένως, όχι μόνον δέν έμφανίζει έμμονήν, αλλά, άποτελών άνεξάρτητον τυχαίαν μεταβλητήν, τείνει εις τό νά μειώση ταύτην.

Η ύψηλή συσχετίσις των έτησίον ποσών της παροχής και του ύετου δεικνυει κατά τον OLDECOP (9) ύψηλόν συντελεστήν άποροφής άφ' ένός [όστις, πρώστων ποσών της έξατμίσεως, τά όποφια είναι σχετικώς μικρά. Έπειδή όμως τά έτήσια ποσά του ύετου διαμορφούνται εις την χώραν μας κατά την ψυχράν περίοδον, μικραί σχετικώς θά είναι κατά την περίοδον αυτήν τόσον ή έξατμίσις όσον και ούσιτωδώς άπό την έξατμίσιιν ή διαπιστωθείσα, μειωμένη όπωσδήποτε κατά την περίοδον αυτήν, έμμονή. Κατά την θερμήν περίοδον, όμως, ή συσχετίσις παροχής - ύετου είναι μικρά και άσημαντος, άρα ό ρόλος της έξατμίσεως είναι μέγας και συνίσταται εις την έξουδετέρωσιν των σποραδικών κατά την περίοδον ταύτην ποσών του ύετου. Τό αυτό δέ θά πρέπει νά συμβαίη και μέ την ύγρασίαν του έδάφους. Ούτω, καταλήγομεν εις τό συμπέρασμα ότι ή έμμονή της παροχής των ποταμών θά πρέπει νά άποδοθί εις τό ύπόγειον ύδωρ, ένω ό ρόλος της έξατμίσεως συνίσταται εις την έλάττωσιν ή έξουδετέρωσιν της σημαννικότητας του ύετου, ή άποτελόντος άνεξάρτητον τυχαίαν μεταβλητήν. Η φυσική διαδίκασία, έπομένως, ή προκαλόνσα την έμμονήν της παροχής των ποταμών δύναται νά περιγραφή ώς έπεται :

Η παροχή του ύπογείου ύδατος έξαρτάται εκ της στάθμης αυτού (6). Εάν δέν λαμβάνη χώραν άναπλήρωσις του ύπογείου ύδατος, ή παροχή του κατά τινα μήνα θά έξαρτάται άπ' αυτήν του προηγουμένου μηνός (6). Η άναπλήρωσις του ύπογείου ύδατος διενεργείται διά της κατεισόδσεως, ήτις, έξαρτωμένη άπό τον ύετόν, δύναται νά θεωρηθί και αυτή ώς άνεξάρτητος τυχαία μεταβλητή. Ούτω ή παροχή του ύπογείου ύδατος κατά τινα μήνα δύναται νά εκφρασθί ώς συνάρτησις (και μέγιστα κατά προσέγγισιν γραμμική) της παροχής αυτού κατά τον προηούμενον μήνα και της κατεισόδσεως, άποτελόνσης άνεξάρτητον τυχαίαν μεταβλητήν. Η όλική παροχή του ποταμού δέ ίσοϋται μέ τό άθροισμα της έπιφανειακής άποροφής, έπίσης άνεξάρτητου τυχαίας μεταβλητής και της παροχής του ύπογείου ύδατος. Κατά την βροχεράν περίοδον, έπομένως, ή σχετική συνεισφορά του ύπογείου ύδατος εις την όλικήν παροχήν είναι μικρά, άρα μικρά είναι και ή έμμονή διά τον έπόμενον μήνα. Δι' έξ μήνας όμως ή έμμονή είναι μέγιστη άφ' όσον κατά την έποχην αυτήν διαμορφούνται ούσιτωδώς τά ποσά του ύπογείου ύδατος κατά τό θέρος. Κατά την θερμήν περίοδον, ή έπιφανειακή άποροφή και ή άναπλήρωσις του ύπογείου ύδατος είναι άσημαντοι, άρα ή παροχή των ποταμών όφείλεται κατά βάσιν εις τό ύπόγειον ύδωρ και ή έμμονή είναι ίσχυρά.

Τό ελάχιςτον της έμμονής σημειούται κατά τον Οκτώβριον και Νοέμβριον διότι κατά τους μήνας αυτούς τό ποσόν του ύπογείου ύδατος είναι σχετικώς ήλαττωμένον [τά μέγιστα και τά ελάχιςτά του έμφανίζουον ώς προς τον ύετον διαφοράν φάσεως δύο περίπου μηνών (9)] άφ' έτέρου δέ διότι κατ' αυτούς και ίδια κατά τον Νοέμβριον ό ύετός σημειούται εις την χώραν μας κατά κανόνα ύπό μορφήν ραγδαίων βροχών και καταγίδων, προκαλών πλήμυρας, ώστε ή παροχή νά όφείλται σχεδόν άποκλειστικώς εις την έπιφανειακήν άποροφήν (μέγιστον συσχετίσεως παροχής - ύετου). Βραδύτερον τά ποσά του ύπογείου ύδατος αύξάνονται σημαννικώς, άρα αύξάνεται και ή έμμονή της παροχής.

Η ίσχυροτέρα έμμονή εις τον Άγελών, τέλος, ύπογραμμίζει την σημασίαν της συνεισφοράς των ύπογείων ύδάτων εις αυτόν.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. ΑΡΟΛΛΟΝ, Β. Α. et al.—Hydrological Forecasting. 1960. *Israel Program of Scientific Translations*, Jerusalem, 1970.
2. ΦΛΟΝ, Η. Ν.—Research Aspects of Long-Range Forecasting. *W.M.O. Technical Note No 66*, 1965.
3. ΗΟΕΙ, Ρ. Ο.—Introduction to Mathematical Statistics, pp. 333, WILEY, Ν. Υ. 1965.
4. ΜΙΤΣΕΛ, Ι. Μ. Jr et al.—Climate Change. Report of a Working Group of the Commission for Climatology, *W.M.O.* - No 195. TP 100, 1966.
5. ΓΟΔΣΚΕ, Ο. L.—Methods of Statistics and some Applications to Climatology. *Proceedings of the W.M.O. Inter-regional Seminar on Statistical Analysis and Prognosis in Meteorology*. W.M.O. - No 178 TP. 88, pp. 61, 1966.
6. ΓΕΝΙΕΥΙΤΣ, Β.—Probability and Statistics in Hydrology. *Water Resources Publications*, Fort Collins, Colorado, pp. 56 & 159, 1972.
7. ΜΥΡΚΑΝ, Ρ.—Sequences in Monthly Rainfall over England and Wales. *Met. Mag.*, 96, pp. 129, 1967.
8. ΜΑΡΚΟΝΙΣ, Ρ. D.—Probability functions of best fit to distributions of annual precipitation and runoff. *Hydrology paper No 8*, Colorado State University, Fort Collins, Colorado, 1965.
9. ΣΟΚΟΛΟΒΣΚΙ, D. L.—River Runoff, Theory and Analysis. *Israel Program for Scientific Translations*, pp. 146 & 173, 1968.
10. ΠΑΡΑΠΑΝΑΚΗΣ, Σ. - ΜΕΤΑΞΑΣ, Δ., ΑΙ μετεωρολογικαί συνήκαι κατά τύς περιπτώσεις έντόνων άποροφών της κοιλάδος του Άγελών. *Ε. Μ. Υ.* Άπριλίος 1968.
11. ΜΕΤΑΞΑΣ, Δ. Α.—Κύμνωσις, διανομή και κατανομή της συχνότητας των καταγίδων έν 'Ελλάδι. *Δημοσίευμα του Έργασιτηρίου Μετεωρολογίας - Κλιματολογίας του Πανεπιστημίου 'Ιωαννίνων*, 1972.
12. ΓΡΑΔΝΟΚ, Ι. Μ. - FLOOD, Ο. R.—The Distribution of the χ^2 Statistic in Small Contingency Tables. *Journal Royal Statistical Society, series C*, 19, No. 2, pp. 173 - 181, 1970.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ι

Α. Β. Γ. Δ. Ε. ΣΤ. Ζ. Η. Θ. Ι. Κ. Λ. Μ. Ν. Ξ. Ο. Π. Ρ. Σ. Τ. Υ. Φ. Χ. Ψ. Ω. Ω.		Α. Β. Γ. Δ. Ε. ΣΤ. Ζ. Η. Θ. Ι. Κ. Λ. Μ. Ν. Ξ. Ο. Π. Ρ. Σ. Τ. Υ. Φ. Χ. Ψ. Ω. Ω.		Α. Β. Γ. Δ. Ε. ΣΤ. Ζ. Η. Θ. Ι. Κ. Λ. Μ. Ν. Ξ. Ο. Π. Ρ. Σ. Τ. Υ. Φ. Χ. Ψ. Ω. Ω.	
Φεβρουάριος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 5 6 7 2 22 R ₂ 4 5 8 1 21 R ₃ 3 9 3 6 22 11 11 11 33 33		Φεβρουάριος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 7 8 2 2 11 R ₂ 6 7 5 3 12 R ₃ 5 6 4 1 11 11 11 11 33 33		Μάρτιος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 5 6 7 1 11 R ₂ 4 5 8 2 12 R ₃ 3 9 3 3 11 11 11 11 33 33	
ΠΥ=4(Δ.Β.Γ.) * 50%		ΠΥ=8(Τ.Ζ.) * 8%		ΠΙΧ=10(Σ.Τ.) * 5%	
Απριλίος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 7 8 2 2 11 R ₂ 6 7 5 3 12 R ₃ 5 6 4 1 11 11 11 11 33 33		Απριλίος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 7 8 2 2 11 R ₂ 6 7 5 3 12 R ₃ 5 6 4 1 11 11 11 11 33 33		Μάιος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 6 7 8 2 12 R ₂ 5 6 9 3 11 R ₃ 4 5 1 1 11 11 11 11 33 33	
ΠΥ=10(Δ.Β.Γ.) * 5%		ΠΙΧ=10(Σ.Τ.) * 8%		ΠΥ=10(Σ.Τ.) * 5%	
Ιουνίος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 7 8 2 2 11 R ₂ 6 7 5 3 12 R ₃ 5 6 4 1 11 11 11 11 33 33		Ιουνίος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 7 8 2 2 11 R ₂ 6 7 5 3 12 R ₃ 5 6 4 1 11 11 11 11 33 33		Ιουλίου R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 7 8 2 2 11 R ₂ 6 7 5 3 12 R ₃ 5 6 4 1 11 11 11 11 33 33	
ΠΥ=2(Π.Υ.) * 10%		ΠΥ=2(Π.Υ.) * 10(Π.Υ.) * 10%		ΠΥ=2(Π.Υ.) * 1%	
Αύγουστος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 8 9 3 2 11 R ₂ 7 8 4 1 11 R ₃ 6 5 2 3 12 11 11 11 33 33		Αύγουστος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 8 9 3 2 11 R ₂ 7 8 4 1 11 R ₃ 6 5 2 3 12 11 11 11 33 33		Σεπτέμβριος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 8 9 3 2 11 R ₂ 7 8 4 1 11 R ₃ 6 5 2 3 12 11 11 11 33 33	
ΠΥ=2(Σ.Τ.) * 1%		ΠΥ=4(Τ.Ζ.) * 1%		ΠΥ=2(Σ.Τ.) * 1%	
Οκτώβριος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 9 4 1 2 12 R ₂ 8 5 6 3 11 R ₃ 7 6 3 4 12 11 11 11 33 33		Οκτώβριος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 9 4 1 2 12 R ₂ 8 5 6 3 11 R ₃ 7 6 3 4 12 11 11 11 33 33		Νοεμβρίου R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 9 4 1 2 12 R ₂ 8 5 6 3 11 R ₃ 7 6 3 4 12 11 11 11 33 33	
ΠΥ=8(Τ.Ζ.) * 10%		ΠΥ=12(Δ.Β.) * 1%		ΠΥ=8(Τ.Ζ.) * 8%	
Δεκέμβριος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 9 4 1 2 12 R ₂ 8 5 6 3 11 R ₃ 7 6 3 4 12 11 11 11 33 33		Δεκέμβριος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 9 4 1 2 12 R ₂ 8 5 6 3 11 R ₃ 7 6 3 4 12 11 11 11 33 33		Ιανουάριος R ₁ R ₂ R ₃ R ₁ 9 4 1 2 12 R ₂ 8 5 6 3 11 R ₃ 7 6 3 4 12 11 11 11 33 33	
ΠΥ=10(Σ.Τ.) * 9%		ΠΥ=2(Σ.Τ.) * 70%		ΠΥ=11(Σ.Τ.) * 1%	

Πίνακες συναφείας έμφαινιόντες τής απόλυτους συχρότητες διάφορων τύπων άλληλουχίας των R₁, R₂ και R₃ έκαστου μηνός μετά του έπομένου. Πιθανόντης τυχαίοτητος της συναφείας ύπολογισθείαα κατά την μέθοδον Graddock και Flood.