



ΧΑΡΟΚΟΠΕΙΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ

Τμήμα Γεωγραφίας

Πρόγραμμα Μεταπτυχιακών Σπουδών

‘Εφαρμοσμένη Γεωγραφία και Διαχείριση του Χώρου’

Κατεύθυνση: Γεωπληροφορικής

Εφαρμογές χωρικής ανάλυσης κλιματικών δεδομένων

Χαρτογράφηση βροχομετρικών δεδομένων

στον ελληνικό χώρο

Διπλωματική εργασία

του Παναγιώτη Σκριμιζέα

Αθήνα, Ιούλιος 2014

ΧΑΡΟΚΟΠΕΙΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ

Τμήμα Γεωγραφίας

Πρόγραμμα Μεταπτυχιακών Σπουδών

Έφαρμοσμένη Γεωγραφία και Διαχείριση του Χώρου

Κατεύθυνση : Γεωπληροφορική

Εφαρμογές χωρικής ανάλυσης κλιματικών δεδομένων.

Χαρτογράφηση βροχομετρικών δεδομένων

στον ελληνικό χώρο.

Διπλωματική Εργασία του Παναγιώτη Σκριμιζέα

Επιβλέπων: Χρίστος Χαλκιάς Αν. Καθηγητής

Αθήνα, Ιούλιος 2014

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ	1
ΕΥΡΕΤΗΡΙΟ ΧΑΡΤΩΝ	3
ΕΥΡΕΤΗΡΙΟ ΕΙΚΟΝΩΝ	5
ΕΥΡΕΤΗΡΙΟ ΠΙΝΑΚΩΝ	7
ΠΡΟΛΟΓΟΣ	9
ΠΕΡΙΛΗΨΗ	11
ABSTRACT	13
ΕΙΣΑΓΩΓΗ	15
ΜΕΡΟΣ ΠΡΩΤΟ	19
Η ΧΩΡΙΚΗ ΠΑΡΕΜΒΟΛΗ	19
1.1 Η χωρική παρεμβολή στη Μετεωρολογία.....	19
1.1.1 Μέθοδοι πολυωνυμικής παρεμβολής.....	22
1.1.2 Συντελεστής βαρύτητας.....	25
1.1.3 Μέθοδοι επαναληπτικών διορθώσεων.....	28
1.1.4 Στατιστικές (ή βέλτιστες) μέθοδοι παρεμβολής	32
1.1.5 Μέθοδοι μεταβαλλόμενης αριθμητικής ανάλυσης	40
1.1.6 Μέθοδοι φασματικής ανάλυσης.....	40
1.1.7 Ανακεφαλαίωση	41
1.2 Η χωρική παρεμβολή στην Κλιματολογία	44
1.2.1 Αιτιοκρατικές μέθοδοι παρεμβολής	51
1.2.2 Γεωστατιστικές (στοχαστικές) μέθοδοι παρεμβολής.....	56
1.2.3 Άλλες μέθοδοι που αναπτύχθηκαν ειδικά για ανάλυση μετεωρολογικών – κλιματολογικών δεδομένων	73
1.2.4 Αξιολόγηση των εφαρμοζόμενων μεθόδων χωρικής ανάλυσης	75
1.2.5 Εφαρμογές των μεθόδων στην χωρική κατανομή κλιματικών παραμέτρων	79
ΜΕΡΟΣ ΔΕΥΤΕΡΟ	91
2.1 Χαρτογράφηση βροχομετρικών δεδομένων	91
2.1.1 Η χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης	91

2.1.2 Συλλογή και προετοιμασία των δεδομένων	93
2.1.3 Επιλογή και εφαρμογή μεθόδων χωρικής ανάλυσης	103
2.1.4 Αντικειμενική και υποκειμενική αξιολόγηση του αποτελέσματος.....	157
2.1.5 Συμπεράσματα.....	161
BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....	163
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ	175
α. Report of Exploratory Regression Analysis – Wet Period.....	175
β. Report of Exploratory Regression Analysis – Dry Period	177
γ. Report of Exploratory Regression Analysis – Year	180
δ. Report of SPSS regression analysis for wet period and year	183
ε. Report of Geographical Weight Regression Analysis (GWR4) – Dry Period	203
στ. Report of Geographical Weight Regression Analysis (GWR4) – Wet Period ...	209
ζ. Report of Geographical Weight Regression Analysis (GWR4) – Year.....	214

ΕΥΡΕΤΗΡΙΟ ΧΑΡΤΩΝ

Χάρτης 1: Οι μετεωρολογικοί σταθμοί τα δεδομένα των οποίων χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα εργασία.....	97
Χάρτης 2: Το ψηφιακό μοντέλο εδάφους που χρησιμοποιήθηκε (Προέλευση: - ιδία επεξεργασία).:	104
Χάρτης 3: Χωρική ανάλυση βροχόπτωσης (σε mm) υγρής περιόδου με τη μέθοδο της αντίστροφης απόστασης.....	108
Χάρτης 4: Χωρική ανάλυση βροχόπτωσης (σε mm) ξηρής περιόδου με τη μέθοδο της αντίστροφης απόστασης.....	108
Χάρτης 5: Χωρική ανάλυση της μέσης ετήσιας αθροιστικής βροχόπτωσης (σε mm) με τη μέθοδο της αντίστροφης απόστασης.....	111
Χάρτης 6: Χωρική ανάλυση της αθροιστικής βροχόπτωσης υγρής περιόδου με την μέθοδο Ordinary Kriging.....	115
Χάρτης 7: Χωρική ανάλυση του τυπικού σφάλματος εκτίμησης της αθροιστικής βροχόπτωσης υγρής περιόδου με την μέθοδο Ordinary Kriging – Cross Validation. .	115
Χάρτης 8: Χωρική ανάλυση της αθροιστικής βροχόπτωσης ξηρής περιόδου με την μέθοδο Ordinary Kriging.....	116
Χάρτης 9: Χωρική ανάλυση του τυπικού σφάλματος εκτίμησης της αθροιστικής βροχόπτωσης ξηρής περιόδου με την μέθοδο Ordinary Kriging – Cross Validation. .	116
Χάρτης 10: Χωρική ανάλυση της ετήσιας αθροιστικής βροχόπτωσης περιόδου με την μέθοδο Ordinary Kriging.....	117
Χάρτης 11: Χωρική ανάλυση του τυπικού σφάλματος εκτίμησης της ετήσιας αθροιστικής βροχόπτωσης με την μέθοδο Ordinary Kriging – Cross Validation.....	117
Χάρτης 12: Η ηπειρωτικότητα των μετεωρολογικών σταθμών με βάση τον Johansson Continentality Index.....	122
Χάρτης 13: Δειγματικός χάρτης των αποκλίσεων μεταξύ πραγματικής και εκτιμώμενης τιμής ανά θέση μέτρησης.	127
Χάρτης 14: Η χωρική ανάλυση των υπολοίπων εντοπίζει δύο ευρύτερες περιοχές με κοινά χαρακτηριστικά υπέρ ή υπό εκτίμησης.....	128
Χάρτης 15: Δειγματικός χάρτης των αποκλίσεων μεταξύ πραγματικής και εκτιμώμενης τιμής ανά θέση μέτρησης.	131
Χάρτης 16: Η χωρική ανάλυση των υπολοίπων επιβεβαιώνει την παρουσίας ευρύτερων περιοχών με κοινά χαρακτηριστικά υπέρ ή υπό εκτίμησης.	132

Χάρτης 17: Δειγματικός χάρτης των αποκλίσεων μεταξύ πραγματικής και εκτιμώμενης τιμής ανά θέση μέτρησης.	135
Χάρτης 18: Η χωρική ανάλυση των υπολοίπων επιβεβαιώνει την παρουσία ευρύτερων περιοχών με κοινά χαρακτηριστικά υπέρ ή υπό εκτίμησης της ετήσιας βροχόπτωσης.....	136
Χάρτης 19: Χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου με την χρήση ως ανεξάρτητων μεταβλητών στην OLS των παραγόντων του υψομέτρου, της απόστασης από τις ακτές και του γεωγραφικού πλάτους.	148
Χάρτης 20: Χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου με την χρήση ως ανεξάρτητων μεταβλητών στην GWR των παραγόντων του υψομέτρου, της απόστασης από τις ακτές και του γεωγραφικού πλάτους.....	152
Χάρτης 21: Η χωρική κατανομή του συντελεστή προσδιορισμού (R^2) κατά την εφαρμογή της GWR στην βροχόπτωση της ξηρής περιόδου.....	152
Χάρτης 23: Η χωρική κατανομή του συντελεστή προσδιορισμού (R^2) κατά την εφαρμογή της GWR στην βροχόπτωση της υγρής περιόδου.	154
Χάρτης 23: Χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης υγρής περιόδου με την χρήση ως ανεξάρτητων μεταβλητών στην GWR των παραγόντων του υψομέτρου, της απόστασης από τις ακτές και του γεωγραφικού πλάτους.....	154
Χάρτης 24: Χωρική ανάλυση της ετήσιας βροχόπτωσης με την χρήση ως ανεξάρτητων μεταβλητών στην GWR των παραγόντων του υψομέτρου, της απόστασης από τις ακτές και του γεωγραφικού πλάτους.....	156
Χάρτης 25: Η χωρική κατανομή του συντελεστή προσδιορισμού (R^2) κατά την εφαρμογή της GWR στην ετήσια βροχόπτωση.....	156

ΕΥΡΕΤΗΡΙΟ ΕΙΚΟΝΩΝ

Εικόνα 1. Το βασικό πρόβλημα της Αντικειμενικής Ανάλυσης. Οι παρατηρήσεις, και τα σημεία του πλέγματος (κόμβοι) στα οποία αναζητούνται οι τιμές.	20
Εικόνα 2. Η ψηφιδωτή διαμέριση του χάρτη για την υλοποίηση της ιδέας της αριθμητικής πρόγνωσης (Richardson. 1922). Όπως αναφέρεται και στη λεζάντα σε όποια ψηφίδα υπάρχει η λέξη “with” π.χ. St Leonards with Dieppe” σημαίνει ότι η τιμή που θα αποδοθεί θα προέλθει από παρεμβολή μεταξύ των δύο θέσεων μέτρησης.	21
Εικόνα 3. Καθορισμός των από την απόσταση εξαρτώμενων συντελεστών βαρύτητας. Η προς προσδιορισμό τιμή βρίσκεται στο κέντρο του κύκλου και οι θέσεις παρατήρησης ισαπέχουν.	34
Εικόνα 4. Καθορισμός των από την απόσταση εξαρτώμενων συντελεστών βαρύτητας. Η προς προσδιορισμό τιμή βρίσκεται πάντα στο κέντρο του κύκλου ενώ οι θέσεις παρατήρησης (2) και (3) βαθμιαία συγκλίνουν προς το σημείο Α.	34
Εικόνα 5. Το πρόβλημα μίας 3ωρης πρόγνωσης. Η περιγραφή από την ανάλυση στη θέση Α της καιρικής κατάστασης την χρονική στιγμή (T-3hr) οδηγεί σε «ανεπιτυχή» πρόγνωση την στιγμή T=0. (Carr,1999).	41
Εικόνα 6. Το πρόβλημα μίας 3ωρης πρόγνωσης. Η ανάγκη προσαρμογής (adjust) της ανάλυσης από τη θέση Α στη θέση Aadj την χρονική στιγμή (T-3hr) ώστε να είναι επιτυχής η πρόγνωση την στιγμή T=0 (Carr,1999).	43
Εικόνα 7. Ενδεικτική μορφή ημιβαριογράμματος (Burrough and McDonnell,1998-Hengl, 2009 – ίδια επεξεργασία).....	60
Εικόνα 8. Θεωρητικά μοντέλα (μορφές) βαριογράμματος (Δήμου, 2010).....	61
Εικόνα 9. (α) Γεωμετρική ανισοτροπία, (β) ζωνική ανισοτροπία (Krūminiene,2010)....	64
Εικόνα 10. Ενδεικτική απεικόνιση του διαγράμματος εφαρμογής της καμπύλης διπλής μάζας.....	99
Εικόνα 11. Στιγμιότυπο από την εφαρμογή της IDW με τα διαθέσιμα δεδομένα. Η ακτίνα επίδρασης έχει οριστεί έτσι ώστε να περιλαμβάνει κατ’ ελάχιστον 10 και μέχρι 15 θέσεις μετρήσεων περιμετρικά της θέσης εκτίμησης που ορίζεται από το σταυρόνημα.	105
Εικόνα 12. Στιγμιότυπο από την εφαρμογή της IDW με τα διαθέσιμα δεδομένα. Η εκτίμηση του μέσου σφάλματος και του μέσου τετραγωνικού σφάλματος της εκτίμησης.	106
Εικόνα 13. Το ημιβαριόγραμμα, για την ανάλυση της υγρής περιόδου, με τα βασικά χαρακτηριστικά του στην δεξιά στήλη.	112

Εικόνα 14. Η εφαρμογή της <i>cross validation</i> και τα αποτελέσματά της κατά την εφαρμογή της <i>ordinary kriging</i> για την χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης υγρής περιόδου.	113
Εικόνα 15. Αποτέλεσμα του δείκτη <i>Moran's</i> από όπου προκύπτει η χωρική συσχέτιση των καταλοίπων της γραμμικής παλινδρόμησης της βροχόπτωσης υγρής περιόδου με 1% επίπεδο σημαντικότητας.	127
Εικόνα 16. Αποτέλεσμα του δείκτη <i>Moran's</i> από όπου προκύπτει η χωρική συσχέτιση των καταλοίπων της γραμμικής παλινδρόμησης της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου με 1% επίπεδο σημαντικότητας.	132
Εικόνα 17. Αποτέλεσμα του δείκτη <i>Moran's</i> από όπου προκύπτει η χωρική συσχέτιση των καταλοίπων της γραμμικής παλινδρόμησης της ετήσιας βροχόπτωσης με 1% επίπεδο σημαντικότητας.....	135

ΕΥΡΕΤΗΡΙΟ ΠΙΝΑΚΩΝ

Πίνακας 1. Συγκριτικός πίνακας των μεθόδων παρεμβολής (<i>Hartkamp et al., 1999</i> από <i>Burrough and McDonnell, 1998</i>)	50
Πίνακας 2. Οι μετεωρολογικοί σταθμοί που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα εργασία	93
Πίνακας 3. Συμπληρωματική ομάδα όμορων μετεωρολογικών σταθμών που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα εργασία (Πηγή: http://climexp.knmi.nl)	96
Πίνακας 4. «Αντικειμενική» αξιολόγηση της εφαρμογής της μεθόδου αντίστροφης απόστασης με διαφορετική στάθμιση του βάρους της απόστασης στη περίπτωση της χωρικής ανάλυσης της βροχόπτωσης υγρής περιόδου.	107
Πίνακας 5. «Αντικειμενική» αξιολόγηση της εφαρμογής της μεθόδου αντίστροφης απόστασης με διαφορετική στάθμιση του βάρους της απόστασης στη περίπτωση της χωρικής ανάλυσης της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου.	109
Πίνακας 6. «Αντικειμενική» αξιολόγηση της εφαρμογής της μεθόδου αντίστροφης απόστασης με διαφορετική στάθμιση του βάρους της απόστασης στη περίπτωση της χωρικής ανάλυσης της αθροιστικής ετήσιας βροχόπτωσης	110
Πίνακας 7. «Αντικειμενική» αξιολόγηση της εφαρμογής της μεθόδου <i>Ordinary Kriging</i> για την χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης	118
Πίνακας 8. Έλεγχος γραμμικής ανεξαρτησίας των ανεξάρτητων μεταβλητών	122
Πίνακας 9. Εφαρμογή της <i>OLS</i> για την υγρή περίοδο – Σύνοψη αποτελεσμάτων (<i>ArcGIS</i>)	125
Πίνακας 10. Εφαρμογή της <i>OLS</i> για την υγρή περίοδο – Συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης	126
Πίνακας 11. Εφαρμογή της <i>OLS</i> για την ξηρή περίοδο – Σύνοψη αποτελεσμάτων (<i>ArcGIS</i>)	129
Πίνακας 12. Εφαρμογή της <i>OLS</i> για την ξηρή περίοδο – Συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης	130
Πίνακας 13. Εφαρμογή της <i>OLS</i> για την ετήσια βροχόπτωση – Σύνοψη αποτελεσμάτων (<i>ArcGIS</i>)	133
Πίνακας 14. Εφαρμογή της <i>OLS</i> για την ετήσια βροχόπτωση – Συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης	134
Πίνακας 15. Εφαρμογή της <i>OLS</i> για την βροχόπτωση ξηρής περιόδου με παράληψη της ηπειρωτικότητας – Σύνοψη αποτελεσμάτων (<i>ArcGIS</i>)	147

Πίνακας 16. Εφαρμογή της OLS για την βροχόπτωση ξηρής περιόδου με παράληψη της ηπειρωτικότητας – Συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης	148
Πίνακας 17. Εφαρμογή της GWR για την βροχόπτωση ξηρής περιόδου. Διαγνωστικά - Μέσοι συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης	151
Πίνακας 18. Εφαρμογή της GWR για την βροχόπτωση υγρής περιόδου. Διαγνωστικά - Μέσοι συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης	153
Πίνακας 19. Εφαρμογή της GWR για την ετήσια βροχόπτωση. Διαγνωστικά - Μέσοι συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης	155
Πίνακας 20. Παράμετροι περιγραφικής στατιστικής των βροχοπτώσεων στον ελληνικό χώρο βασισμένες στο δείγμα των διαθέσιμων 75 σταθμών παρατήρησης και για την περίοδο 1981-2000.	157
Πίνακας 21. Αξιολόγηση χωρικής ανάλυσης υγρής περιόδου.....	158
Πίνακας 22. Αξιολόγηση χωρικής ανάλυσης ξηρής περιόδου	159
Πίνακας 23. Αξιολόγηση χωρικής ανάλυσης ετήσιας βροχόπτωσης.....	159

ΠΡΟΛΟΓΟΣ

Σε ένα πολύπλοκο και συνεχώς μεταβαλλόμενο περιβάλλον οι διάφορες δράσεις υπόκεινται στην αίρεση της προβλεψιμότητας του μέλλοντος. Εκ των βασικών παραγόντων που καθορίζουν τη δυνατότητα αυτή είναι ο καιρός και το κλίμα καθόσον έχουν σημαντική συνεισφορά στη διαμόρφωση του περιβάλλοντος εντός του οποίου εξελίσσονται όλες οι ανθρώπινες δραστηριότητες. Ακόμα και αν κάποιος αντιμετωπίζει με σκεπτικισμό το γεγονός της κλιματικής αλλαγής, είναι αποδεκτό ότι, σήμερα, περισσότερο από ποτέ, η κοινωνία μας είναι σημαντικά ευάλωτη στα ακραία καιρικά φαινόμενα – καιρός αλλά και στις εποχιακές ή περιοδικές αποκλίσεις από τις μέσες τιμές ορισμένων παραμέτρων του κλίματος.

Συνεπώς η παράμετρος καιρός και κλίμα δεν αποτελεί απλά και μόνο πεδίο έρευνας για τους μετεωρολόγους και τους κλιματολόγους, αλλά βασικό συστατικό των περισσότερων συστημάτων σχεδιασμού και λήψης αποφάσεων. Κατ' ακολουθία η κλιματική πληροφορία δεν μπορεί πλέον να εξαντλείται με την συλλογή, στατιστική ανάλυση και παράθεση σημειακών δεδομένων, όπου δηλαδή υπάρχουν μετεωρολογικοί σταθμοί, αλλά απαιτείται αφενός η γνώση της κατανομής της σε ένα συνεχές πεδίο μέσα στο χώρο (και το χρόνο) και αφετέρου ο προσδιορισμός των αλληλεπιδράσεων της με τους παράγοντες του περιβάλλοντός της οι οποίοι εν πολλοίς και την χαρακτηρίζουν τοπικά.

Έτσι αν και από την αρχή ήταν κατανοητό και αποδεκτό ότι, το ορατό αποτέλεσμα του φυσικού κόσμου είναι συνισταμένη δράσεων παραγόντων, η ανακάλυψη των οποίων, αλλά κυρίως η εκτίμηση της συμπεριφοράς τους, αποτελούσε πεδίο έρευνας διαφορετικών επιστημών, η χωρική συνεκτίμησή τους γινόταν δύσκολα, μέχρι την υλοποίηση της ιδέας που περιγράφεται με τον γενικό όρο «γεωγραφικά συστήματα πληροφοριών». Τα Γεωγραφικά Πληροφορικά Συστήματα (Geographical Information Systems – GIS), ως επιστημονικό εργαλείο, έχουν τη δυνατότητα να διαχειρίζονται και να συνεκτιμούν χωρικές πληροφορίες προερχόμενες από διαφορετικές πηγές και με εντελώς διαφορετικά χαρακτηριστικά. Η εξέλιξη της τεχνολογίας των υπολογιστών, κυρίως της διαθέσιμης υπολογιστικής ισχύος, έδωσε τη δυνατότητα εφαρμογής επιστημονικών προσεγγίσεων, οι οποίες σε μεγάλο βαθμό παρέ-

μεναν ανεκμετάλλευτες. Παράλληλα, αφενός ενέτεινε το ενδιαφέρον για περαιτέρω έρευνα στις χρησιμοποιούμενες γεωχωρικές μεθόδους και αφετέρου αποτέλεσε πρόκληση για εφαρμογή σχετικών μεθόδων από ένα ευρύ φάσμα επιστημονικών πεδίων. Με τη εξέλιξη και γενίκευση της χρήσης των ΓΠΣ, η έννοια χωρικά δεδομένα έχει αποκτήσει πλέον διαφορετικό περιεχόμενο αλλά και αξία.

Η εργασία αυτή έχει σαν σκοπό, αφενός την βιβλιογραφική ανασκόπηση των μεθοδολογιών χωρικής παρεμβολής μετεωρολογικών - κλιματικών δεδομένων και αφετέρου την εφαρμογή και συγκριτική αξιολόγηση μερικών εκ των πλέον χρησιμοποιούμενων μεθόδων, με δεδομένα από τον ελληνικό χώρο. Ειδικότερα, για το δεύτερο μέρος της εργασίας θα χρησιμοποιηθούν δεδομένα βροχόπτωσης από μετεωρολογικούς σταθμούς του δικτύου της ΕΜΥ, παράμετρος ευαίσθητη στη μορφολογία του ελληνικού χώρου, τα οποία θα κατανεμηθούν χωρικά με τη χρήση διαφορετικών μεθόδων παρεμβολής, σε περιβάλλον ΓΠΣ, και θα αξιολογηθεί το αποτέλεσμα.

Η εργασία αυτή εκπονήθηκε στα πλαίσια του Μεταπτυχιακού Προγράμματος Σπουδών στη Γεωπληροφορική του Τμήματος Γεωγραφίας του Χαροκόπειου Πανεπιστημίου Αθηνών.

Στο σημείο αυτό θα ήθελα να ευχαριστήσω θερμά τον Αναπληρωτή Καθηγητή του Τμήματος Γεωγραφίας του Χαροκόπειου Πανεπιστημίου, κ. Χρίστο Χαλκιά, επιβλέποντα καθηγητή, ο οποίος μου εμπιστεύτηκε την εκπόνηση της παρούσας μεταπτυχιακής εργασίας, για την άριστη συνεργασία, την πολύτιμη και συνεχή καθοδήγησή του καθώς και το ενδιαφέρον και την βοήθεια του σε όλα τα στάδια της εργασίας αυτής. Επίσης τα λοιπά μέλη της τριμελούς επιτροπής Επικ. Καθηγητές του Τμήματος Γεωγραφίας του Χαροκόπειου Πανεπιστημίου κ.κ. Πέτρο Κατσαφάδο και Σταμάτη Καλογήρου οι οποίοι με τις εύστοχες παρατηρήσεις και υποδείξεις τους συνέβαλαν στην αρτιότερη παρουσίαση της παρούσας. Παράλειψη θα ήταν να μην ευχαριστήσω τον υπ. διδάκτορα Κλεομένη Καλογερόπουλο για την πολύτιμη συμβολή του όποτε χρειάστηκε.

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στην παρούσα εργασία επιχειρήθηκε κατά πρώτο λόγο, η καταγραφή και κατά το δυνατόν θεωρητική τεκμηρίωση, είτε άμεσα, είτε μέσω σχετικών αναφορών, των υφιστάμενων μεθόδων χωρικής ανάλυσης των κλιματικών δεδομένων. Κατά δεύτερο, εφαρμόστηκαν και αξιολογήθηκαν τέσσερις μέθοδοι χωρικής ανάλυσης σε τρία σετ δεδομένων βροχόπτωσης 75 σταθμών του Ελληνικού χώρου, της περιόδου 1981-2000, και παρήχθησαν οι αντίστοιχοι βροχομετρικοί χάρτες.

Λαμβάνοντας υπόψη τη διασπορά των θέσεων παρατήρησης, τις σημαντικές διακυμάνσεις της πυκνότητας του δικτύου αλλά και την ειδική γεωμορφολογία του ελληνικού χώρου, οι παραγόμενοι χάρτες ετήσιας και εποχιακής βροχόπτωσης (υγρής και ξηρής περιόδου) κρίνονται ικανοποιητικοί καθόσον απεικονίζουν την βασική κατανομή της βροχόπτωσης στον ελληνικό χώρο αναγνωρίζοντας υφιστάμενα πρότυπα.

Παράλληλα, καθόσον όλη η εφαρμογή υλοποιήθηκε σε περιβάλλον Γεωγραφικών Πληροφορικών Συστημάτων (ΓΠΣ), καταδείχθηκαν οι δυνατότητες που παρέχουν τα διαθέσιμα σήμερα υπολογιστικά μέσα, στην ανάλυση και επίλυση σύνθετων θεμάτων, αν και η υψηλή ανάλυση απαιτεί και ανάλογη υπολογιστική ισχύ. Όμως η αξιοποίηση των δυνατοτήτων αυτών περνά μέσα από την διαθεσιμότητα αξιόπιστων μετρητικών δεδομένων και ανάλογης πυκνότητας δικτύου παρατήρησης.

ABSTRACT

Initially, in this work, the recording and possible theoretical justification of the existing methods of spatial analysis of climate data was attempted, either directly or through related reports. Secondly, during the time period between 1981 and 2000, in three sets of rainfall data of 75 Greek stations, four methods of spatial analysis were implemented and evaluated, producing as a result the corresponding pluviometric maps.

The resulting maps of annual and seasonal precipitation (wet and dry season) reflect the basic distribution of rainfall in the Greek area, recognizing existing standards. Taking into consideration the dispersion of the observations' locations, as well as the significant fluctuations of the density of the network and the specific geomorphology of Greece, these maps are considered to be satisfactory.

In addition, as the entire application was implemented in a Geographic Information Systems (GIS) environment, the possibilities offered by the currently available computational means in analyzing and solving complex issues were demonstrated, although it should be mentioned that higher resolutions require higher computing power. But what is absolutely needed is the availability of reliable measuring data and a high density observation network.

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η Μετεωρολογία αποτελεί κλάδο των φυσικών επιστημών, με κύριο αντικείμενο την έρευνα της ατμόσφαιρας στο σύνολό της και τα φαινόμενα που συμβαίνουν σε αυτή. Ο όρος είναι ελληνικός και αποδίδεται στον αρχαίο φιλόσοφο Αριστοτέλη, ο οποίος το 340 π.χ. έγραψε ένα βιβλίο με τίτλο «Μετεωρολογικά»¹, όπου συνοψίζονταν το σύνολο της γνώσης εκείνης της εποχής για τον καιρό και το κλίμα. Η ανάπτυξη και εξέλιξη της μετεωρολογίας ως επιστήμης έγινε πολύ αργότερα, στα τέλη του 16^{ου} αιώνα, με την ανακάλυψη και χρήση των πρώτων μετεωρολογικών οργάνων (θερμόμετρο – βαρόμετρο) και την συστηματική, κατά το δυνατόν, καταγραφή ποσοτικών δεδομένων που έδωσε και την ώθηση για έρευνα και ερμηνεία των ατμοσφαιρικών φαινομένων με βάση τους φυσικούς νόμους. Έκτοτε η εξέλιξη ήταν μάλλον γρήγορη, κυρίως στη κατεύθυνση της πρόγνωσης του καιρού, και επιταχύνθηκε ακόμα περισσότερο από τα μέσα του προηγούμενου αιώνα με την ανάπτυξη αφενός των υπολογιστικών συστημάτων και αφετέρου εξελιγμένων μεθόδων παρατήρησης (ραδιοβολίσεις – μετεωρολογικοί δορυφόροι). Έτσι έγινε δυνατό να υλοποιηθεί η ιδέα της πρόγνωσης του καιρού σαν αποτέλεσμα προγνωστικών εξισώσεων των φυσικών νόμων που διέπουν την ατμόσφαιρα, γνωστή σήμερα με την έννοια «αριθμητική πρόγνωση». Συνεπώς η μετεωρολογία (meteorology) είναι η επιστήμη που ασχολείται με τα ατμοσφαιρικά φαινόμενα και τη χρονικά εξαρτημένη συμπεριφορά τους, αλλά και τις αλληλεπιδράσεις τους με την επιφάνεια της γης, τους ωκεανούς καθώς και τα έμβια όντα. Η μετεωρολογία λοιπόν είναι η επιστήμη του καιρού και καιρός είναι η κατάσταση της ατμόσφαιρας, πάνω από μια δεδομένη περιοχή, για ένα δεδομένο χρόνο, όπως αυτή περιγράφεται από ένα σύνολο μετεωρολογικών μεταβλητών, συνηθέστερες των οποίων είναι η θερμοκρασία του αέρα, η ατμοσφαιρική πίεση, η υγρασία, η διεύθυνση και ένταση του ανέμου, τα νέφη, τα καιρικά φαινόμενα, το ποσό βροχής ή χιονιού, η ορατότητα κ.α. Η καταγραφή και ανάλυση για μια μακρά περίοδο των δεδομένων του καιρού συνθέτει την εικόνα του μέσου καιρού μιας περιοχής ή το κλίμα. Η επιστήμη που ασχολείται με το κλίμα είναι η κλιματολογία (climatology) (Wallace & Hobbs ,1997, Ahrens,1993).

¹ Αναφορά στον όρο υφίσταται και από τον Πλάτωνα.

Για την διαμόρφωση της εικόνας του κλίματος μιας περιοχής, με βάση τον Παγκόσμιο Μετεωρολογικό Οργανισμό, μία αποδεκτή χρονοσειρά δεδομένων είναι τα τριάντα χρόνια.

Ειδικά για την μετεωρολογική πληροφορία θα πρέπει να σημειωθεί ότι οι ερευνητές από πολύ νωρίς, είχαν διαπιστώσει την ανάγκη της ανάπτυξης τεχνικών χωρικής παρεμβολής (ή ανάλυσης της χωρικής κατανομής) των μελετώμενων παραμέτρων. Οι πρώτες μέθοδοι ανάλυσης χαρακτηρίζονται ως «υποκειμενικές», αφού ο μετεωρολόγος, με βάση την γνώση και την εμπειρία του αναλύει χωρικά τις διάφορες μετεωρολογικές παραμέτρους και χαρτογραφεί το αποτέλεσμα μέσω ισοπληθών καμπύλων. Οι πρώτοι «συνοπτικοί» χάρτες με την χωρική κατανομή της ατμοσφαιρικής πίεσης στην επιφάνεια είδαν το φως της δημοσιότητας στα μέσα του 19^{ου} αιώνα. Παράλληλα γεωγράφοι – κλιματολόγοι με ανάλογο τρόπο, σε μια προσπάθεια χαρτογραφικής απεικόνισης και των κλιματικών παραμέτρων, παρήγαγαν τους πρώτους κλιματικούς χάρτες που περιγράφονται με την γενική επωνυμία «άτλας». Στο σημείο αυτό θα πρέπει να μνημονευτεί η παραγωγή το 1935 του πρώτου κλιματικού άτλαντα του ελληνικού χώρου από τους Μαριολόπουλο και Λιβαθινό (Atlas climatique de la Grece), όπως παρατηρεί και σε σχόλιό του ο C.E.P.B. της Q.J. Royal Meteorological Society (vol.62, No 263, Jan. 1936).

Η ιδέα του εφικτού της υλοποίησης της αριθμητικής πρόγνωσης του καιρού ήταν το πρώτο βήμα για την ανάπτυξη αλγορίθμων μέσω των οποίων οι τιμές των μετεωρολογικών παραμέτρων από τις θέσεις μέτρησης έδιναν τιμές σε σημεία ενός κανονικού πλέγματος σημείων (grid points). Με τον τρόπο αυτό, αγνοώντας δηλαδή στην πράξη την απόσταση (χώρο) μεταξύ των κόμβων, η μετεωρολογική πληροφορία δεν ήταν πλέον διακριτή, αλλά σχεδόν συνεχής στο σύνολο της επιφάνειας της γης με ακρίβεια που ελέγχεται κατά κύριο λόγο από τις αποστάσεις των κόμβων. Οι τεχνικές αυτές παρεμβολής, γνωστές στον μετεωρολογικό χώρο αρχικά σαν αντικειμενική ανάλυση (objective analysis) και στη συνέχεια αφομοίωση δεδομένων (data assimilation), εφαρμόζονται στο πεδίο της αριθμητικής πρόγνωσης αλλά έχουν χρησιμοποιηθεί και για την χαρτογράφηση κλιματικών δεδομένων. Μέχρι σήμερα τουλάχιστον, η ακρίβειά τους είναι αποδεκτή, τόσο στη περίπτωση των αριθμητικών

μοντέλων πρόγνωσης του καιρού, όσο και στην χαρτογραφική απεικόνιση των κλιματικών δεδομένων, στο επίπεδο της χωρικής ανάλυσης που χρησιμοποιείται. Αυτό σημαίνει ότι όσο θα επιδιώκεται μεγαλύτερη ανάλυση, δηλαδή μικρότερη απόσταση μεταξύ των σημείων του πλέγματος, στην κατανομή αυτών των παραμέτρων θα πρέπει να υπεισέλθουν και άλλοι παράγοντες. Ειδικά όσον αφορά την κλιματική πληροφορία, δηλαδή τη χωρική κατανομή των μέσων ημερήσιων, μηνιαίων ή ετήσιων τιμών των μετεωρολογικών παραμέτρων, είναι αποδεκτό ότι η απαιτούμενη σήμερα ακρίβεια επιβάλλει την συνεκτίμηση και άλλων παραγόντων γεγονός που έγινε απαιτητό την τελευταία δεκαετία του προηγούμενου αιώνα με την εμφάνιση του προβλήματος της «κλιματικής αλλαγής» και την ανάγκη για περισσότερο ακριβή χωρικά και χρονικά δεδομένα. Στη κατεύθυνση αυτή οι λύσεις οι οποίες αυτονόητα προκρίθηκαν ήταν η αύξηση των παρατηρήσεων που σημαίνει αφενός πυκνωση του δικτύου των θέσεων παρατήρησης και παράλληλα μείωση των χρονικών διαστημάτων που μεσολαβούν μεταξύ των παρατηρήσεων. Σε περιοχές όπου είναι δύσκολη η πρόσβαση ή που για άλλους λόγους δεν υφίσταται επαρκές δίκτυο αξιοποιούνται οι παρατηρήσεις από μετεωρολογικούς δορυφόρους – ραντάρ κλπ. Με δεδομένο όμως ότι τα φυσικά φαινόμενα που μελετώνται κατά το μάλλον ή ήττον εμφανίζουν υψηλή μεταβλητότητα σε μικρές αποστάσεις ή χρονικές κλίμακες, έστω και αν δεχθούμε την αιτιοκρατική συμπεριφορά τους, είναι προφανές ότι για την ακριβή περιγραφή της ατμοσφαιρικής κατάστασης απαιτούνται άλλες μέθοδοι καθόσον, ενδεχομένως, δεν είναι επαρκώς γνωστοί οι νόμοι που τη διέπουν ή/και όλοι οι παράμετροι που την καθορίζουν. Η λύση στο πρόβλημα της μετάβασης από διακριτές τιμές σε μία συνεχή επιφάνεια περιγράφεται με τον γενικό όρο «χωρική παρεμβολή».

ΜΕΡΟΣ ΠΡΩΤΟ

Η ΧΩΡΙΚΗ ΠΑΡΕΜΒΟΛΗ

Με τον όρο παρεμβολή ορίζεται η διαδικασία της εκτίμησης της τιμής μιας μεταβλητής σε θέσεις στο χώρο, όπου δεν υφίσταται δειγματοληψία, με βάση γνωστές τιμές της μεταβλητής αυτής σε άλλες θέσεις εντός της περιοχής μελέτης. Με την παρεμβολή επιχειρείται η μετάβαση από τα σημειακά δεδομένα σε συνεχή επιφάνεια (Burrough and McDonnell, 1998). Στη πράξη αυτό σημαίνει, την περιγραφή της μελετώμενης παραμέτρου μέσω μιας μαθηματικής σχέσης, η οποία έχει ως ανεξάρτητες μεταβλητές τις χωρικές συντεταγμένες. Το αναμενόμενο τελικό αποτέλεσμα είναι η παραγωγή ενός χάρτη με «ισοπληθείς» καμπύλες, με αντίστοιχες ονομασίες, για την περίπτωση των μετεωρολογικών – κλιματολογικών δεδομένων, «ισόθερμες» αν απεικονίζουν θερμοκρασία, «ισοϋέτιες» αν απεικονίζουν ύψη βροχής ή «ισοβαρείς» στην περίπτωση της ατμοσφαιρικής πίεσης κλπ. Όπως προαναφέρθηκε, τα αρχικά ακανόνιστα διάσπαρτα μετρητικά δεδομένα παρεμβάλλονται στους κόμβους ενός «κανονικού» πλέγματος σημείων «διευκολύνοντας» υπό προϋποθέσεις στη συνέχεια την εκτίμηση στην ενδιαμέση περιοχή. Η βέλτιστη προσαρμογή της εκτιμώμενης επιφάνειας στις μετρήσεις συναρτάται από τη δυνατότητα εκτίμησης του πιθανού σφάλματος. Ένας έλεγχος της ακρίβειας της εκτίμησης προκύπτει από το μέσο τετραγωνικό σφάλμα της εκτίμησης στα σημεία όπου υπάρχουν μετρήσεις αφού, στις αιτιοκρατικές (ντετερμινιστικές) μεθόδους τουλάχιστον, το ευκαίο είναι η ταύτιση της εκτιμώμενης με την υφιστάμενη τιμή της μεταβλητής.

Μία μέθοδος χωρικής παρεμβολής πρέπει να εξασφαλίζει αμερόληπτη εκτίμηση σε κάθε σημείο του χώρου και ελάχιστο μέσο σφάλμα, με τα κριτήρια αυτά να αποτελούν την «Λυδία λίθο» στην πιστοποίηση της μεθόδου ως «βέλτιστης».

1.1 Η χωρική παρεμβολή στη Μετεωρολογία

Μεταξύ των βασικών διαδικασιών για την ανάπτυξη ενός αριθμητικού μοντέλου πρόγνωσης είναι η «αντικειμενική ανάλυση» των διαθέσιμων παρατηρήσεων (Carr, 1999), δηλαδή η δημιουργία ενός συνεχούς αρχικού πεδίου στο χώρο των μετεωρολογικών μεταβλητών. Η διαδικασία αυτή υλοποιείται μέσω της εκτίμησης των τιμών των παραμέτρων σε προκαθορισμένα, "κανονικών" αποστάσεων, σημεία ενός

δικτυωτού πλέγματος (grid points) (Εικόνα 1). Οι αναλύσεις για την απόδοση των τιμών στους κόμβους παράγονταν με το χέρι. Φυσικά η διαδικασία αυτή ήταν πολύ χρονοβόρα και δύσκολα θα μπορούσε να ανταποκριθεί στις ανάγκες μιας επιχειρησιακής εφαρμογής. Έτσι, άρχισαν να αναζητούνται τρόποι επιτάχυνσης της συγκεκριμένης διαδικασίας, με ανεξάρτητες ομάδες μετεωρολόγων να αναπτύσσουν και να εισηγούνται διάφορες μεθόδους αριθμητικής ανάλυσης, οι οποίες εξελίχθηκαν περαιτέρω, με την ανάπτυξη της τεχνολογίας των ηλεκτρονικών υπολογιστών.

Η πρώτη γνωστή προσπάθεια αριθμητικής πρόγνωσης έγινε από τον Richardson (1922), ο οποίος, για τη λύση του προβλήματος των αρχικών τιμών, πρότεινε την προσαρμογή των δεδομένων των παρατηρήσεων στα σημεία του πλέγματος που είχε επιλέξει (Εικόνα 2).

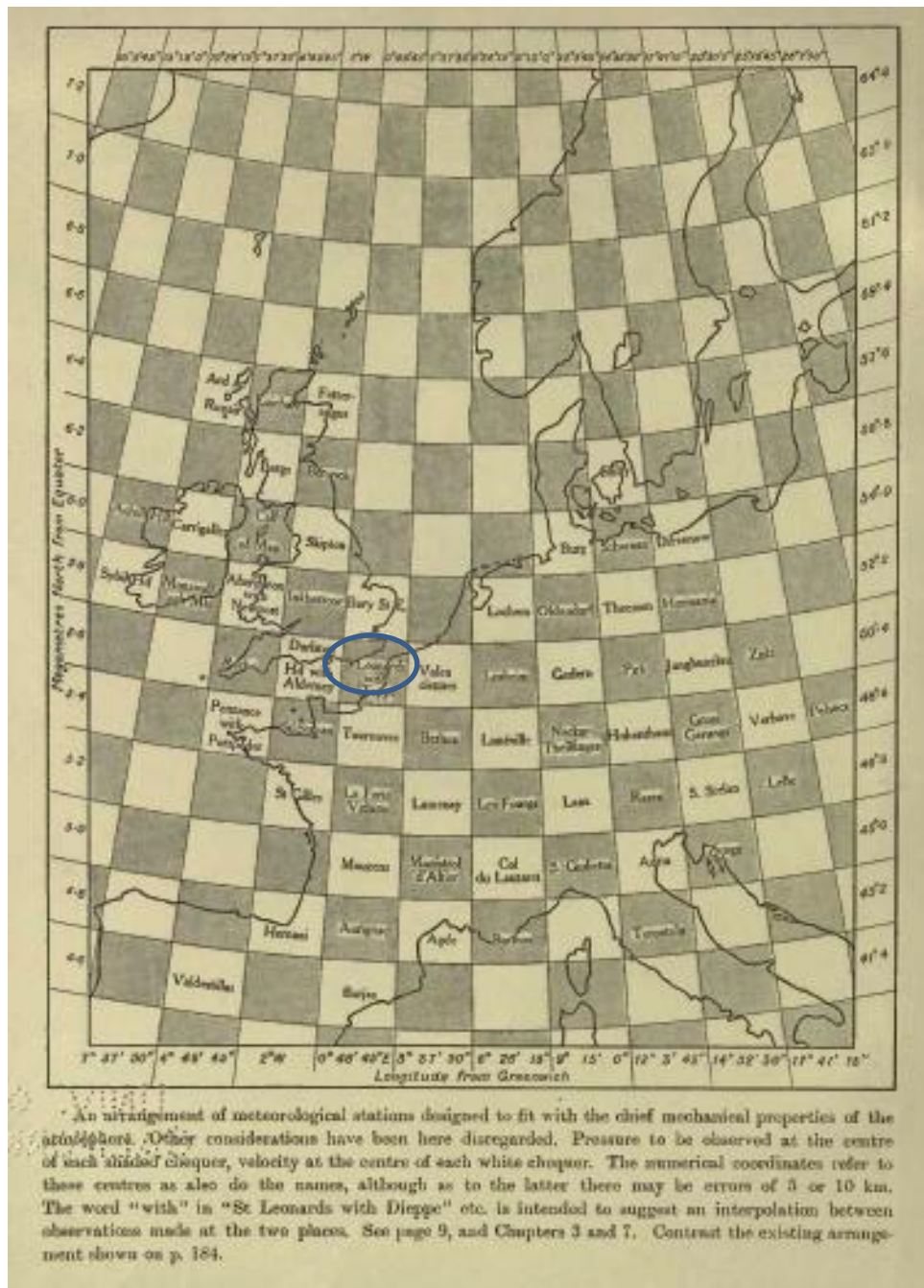


Εικόνα 1. Το βασικό πρόβλημα της Αντικειμενικής Ανάλυσης. Οι παρατηρήσεις, και τα σημεία του πλέγματος (κόμβοι) στα οποία αναζητούνται οι τιμές.

Οι χρησιμοποιούμενες μέθοδοι ανήκουν σε κάποια από τις παρακάτω κατηγορίες, αν και θα πρέπει να σημειωθεί ότι πολλές, ιδίως πρόσφατες, χρησιμοποιούν στοιχεία που ανήκουν σε περισσότερες από μία (Gustafsson, 1981).

- Μέθοδοι πολυωνυμικής παρεμβολής (Polynomial interpolation methods).
- Μέθοδοι επαναληπτικών διορθώσεων (Successive correction methods).

- Στατιστικές (ή βέλτιστες) μέθοδοι παρεμβολής (Statistical or Optimum interpolation methods).
- Μέθοδοι μεταβαλλόμενης αριθμητικής ανάλυσης (Variational numerical analysis methods).
- Μέθοδοι φασματικής ανάλυσης (Spectral analysis methods).



Εικόνα 2. Η ψηφιδωτή διαμέριση του χάρτη για την υλοποίηση της ιδέας της αριθμητικής πρόγνωσης (Richardson, 1922). Όπως αναφέρεται και στη λεζάντα σε όποια ψηφίδα υπάρχει η λέξη "with" π.χ. St Leonards with Dieppe" σημαίνει ότι η τιμή που θα αποδοθεί θα προέλθει από παρεμβολή μεταξύ των δύο θέσεων μέτρησης.

1.1.1 Μέθοδοι πολυωνυμικής παρεμβολής

Η πρώτη προσπάθεια παρεμβολής των μετεωρολογικών δεδομένων βασίστηκε στην πολυωνυμική μέθοδο και οφείλεται στον Panofsky (1949). Αυτός εργάστηκε ως εξής: Αρχικά, σε κάθε παρατήρηση εισήγαγε ένα βάρος, ανάλογο του βαθμού αξιοπιστίας της. Στη συνέχεια, με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, προσάρμοσε στις παρατηρήσεις, ένα πολυώνυμο τρίτου βαθμού και με βάση το πολυώνυμο αυτό υπολόγισε τις τιμές των παραμέτρων στα σημεία του πλέγματος. Τα βασικά προβλήματα, στα εν γένει θετικά αποτελέσματα της πρώτης αυτής απόπειρας, ήταν οι ασυνέχειες που παρατηρήθηκαν μεταξύ των περιοχών εφαρμογής των πολυωνύμων. Η άρση αυτών των τοπικών ασυνεχειών, κατά τον Panofsky, θα μπορούσε να γίνει με τη χρήση σφαιρικών αρμονικών συναρτήσεων και εφαρμογή για ανάλυση σε ολόκληρη τη γη (Daley, 1991). Βελτίωση της μεθόδου αυτής παρουσίασαν οι Gilchrist and Cressman (1954) που συστηματοποίησαν και την χρήση των “βαρών” στο πολυώνυμο παρεμβολής. Επεκτείνοντας την εργασία του Panofsky, έκαναν δύο παρατηρήσεις. Η πρώτη αναφερόταν στην ανάγκη για αυτόματο και συχνό έλεγχο των παρατηρήσεων και η δεύτερη στην εισαγωγή της μεθόδου του *υποβάθρου (background)* ή *πρώτου υποθετικού πεδίου (first guess field)*, πιστεύοντας ότι, η χρησιμοποίηση, σαν εισαγωγικό πεδίο, μιας προηγούμενης ανάλυσης, η οποία θα μπορούσε να προέλθει από μια βραχυπρόθεσμη πρόγνωση, και στη συνέχεια η διόρθωσή του πεδίου αυτού με βάση τις παρατηρήσεις θα βελτίωνε, όπως απεδείχθη, το αποτέλεσμα. Η μέθοδος αυτή όντως βελτίωσε σημαντικά την ανάλυση καθώς ήρε, σε σημαντικό βαθμό το πρόβλημα των περιοχών με ελλιπή ή αραιά δεδομένα.

Εφαρμόστηκαν διάφορες εκδοχές της μεθόδου μεταξύ των οποίων αξίζει να αναφερθεί η μέθοδος των Endlich and Mancuso (1968), με πολυώνυμο πρώτου και δεύτερου βαθμού, μέθοδος την οποία εφάρμοσε και η Κακαλιάγκου (1996).

Η βασική φιλοσοφία της ιδέας της χρήσης ακολουθιών με προσεγγιστικές συναρτήσεις συνίσταται στην αντικατάσταση της προσεγγιζόμενης συνάρτησης με άλλες ευκολότερες συναρτήσεις που η αναλυτική τους επεξεργασία δεν παρουσιάζει δυσκολία (Ιορδανίδης, 1985). Άμεση απόρροια της διαδικασίας αυτής είναι η δυνατότητα

μελέτης της συμπεριφοράς συναρτήσεων των οποίων είναι γνωστό ένα πεπερασμένο σύνολο σημείων. Στη μετεωρολογία αυτό εκφράζεται με τη προσπάθεια προσαρμογής ενός πολυωνύμου στις παρατηρήσεις στο περιβάλλον των σημείων ενός πλέγματος (Σκριμιζέας, 2000).

Η αναπαράσταση συναρτήσεων, στην περιοχή ενός σημείου, μπορεί να γίνει με τον γνωστό τύπο του Taylor, στην ουσία με την περιγραφή των παραγώγων της συνάρτησης στο σημείο αυτό, σε μορφή πολυωνύμου, του πολυωνύμου Taylor. Παρόμοια ορίζονται και άλλες οικογένειες πολυωνύμων με τα οποία προσεγγίζονται συναρτήσεις μέσα σε ένα ορισμένο διάστημα. Είναι οι οικογένειες των λεγομένων πολυωνύμων παρεμβολής. Μία τέτοια οικογένεια είναι και τα πολυώνυμα που προκύπτουν με τη γνωστή μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων βαθμού n με γενική μορφή την παρακάτω:

$$p(x) = c_0 + c_1x + c_2x^2 + \dots + c_nx^n$$

Τα πολυώνυμα παρεμβολής ορίζονται με τις συνθήκες ταύτισης των τιμών τους, ή/και των παραγώγων τους, με τις αντίστοιχες τιμές της προσεγγιζόμενης συνάρτησης, σ' ένα ορισμένο πεπερασμένο υποσύνολο του πεδίου ορισμού τους. Η ύπαρξη και το μονοσήμαντο των πολυωνύμων παρεμβολής αποδεικνύεται μαθηματικά, αρκεί να πληρούνται ορισμένες συνθήκες. Σαν παράδειγμα, αναφέρεται ότι, για την απλή παρεμβολή σ' ένα ορισμένο πλήθος διακεκριμένων σημείων, το πολυώνυμο παρεμβολής θα πρέπει να έχει βαθμό που να ισούται με το πλήθος των σημείων ταύτισης (παρεμβολής) μείον ένα, έτσι αν τα σημεία ταύτισης είναι δύο, τότε το πολυώνυμο είναι γραμμικό (α' βαθμού), ενώ αν είναι τρία τότε το πολυώνυμο θα είναι δευτέρου βαθμού (παραβολή), κλπ.

Οι πλέον γνωστές μέθοδοι υπολογισμού της τιμής πολυωνύμου παρεμβολής είναι (Ιορδανίδης, 1985, Κυτάγιας και Βρυζίδης, 1991):

- Πολυώνυμο Lagrange
- Πολυωνυμική παρεμβολή κατά Newton
- Πολυωνυμική παρεμβολή κατά Gregory-Newton

- Πολυωνυμική παρεμβολή κατά Neville
- Πολυωνυμική παρεμβολή κατά Aitken

Στην ίδια κατηγορία ανήκουν και οι συχνά χρησιμοποιούμενες μέθοδοι παρεμβολής Hermite και Splines. Γενικά το πολυώνυμο Hermite παράγει ομαλότερη προσέγγιση από το πολυώνυμο Lagrange (Κυτάγιας και Βρυζίδης, 1991). Εφαρμογή των πολυωνύμων Hermite χρησιμοποιήθηκε από τους Shapiro and Hastings (1973) στην ανάλυση ισημερινών επιφανειών και του Ryabinin (1991) στην υλοποίηση κυματικού μοντέλου. Όσον αφορά τις μεθόδους τμηματικών πολυωνύμων (splines), συνηθέστερα τρίτου βαθμού (cubic splines), παρουσιάστηκαν για πρώτη φορά, σαν διαδικασία ανάλυσης των μετεωρολογικών πεδίων, από τους Wahba and Wendelberger (1980).

Στο δια ταύτα η πολυωνυμική παρεμβολή, μπορεί να εφαρμοσθεί με δύο τρόπους. Ο πρώτος υλοποιείται με την προσαρμογή μιας επιφάνειας στο σύνολο της περιοχής εξέτασης, ενώ ο δεύτερος με τον χωρισμό της περιοχής σε υποπεριοχές και τον υπολογισμό για κάθε μία από αυτές ενός πολυωνύμου παρεμβολής (Thieubaux and Pedder, 1987). Όπως παρατηρεί και η Κακαλιάγκου (1996), η πρώτη μέθοδος παρουσιάζει προβλήματα κατά την προσαρμογή του πολυωνύμου σε περιοχές μεγάλης έκτασης και με πολλά δεδομένα, αλλά πλεονεκτεί στο ότι υπολογίζονται γρήγορα οι τιμές στους κόμβους καθόσον εφάπαξ υπολογίζονται οι τιμές των συντελεστών του πολυωνύμου. Η δεύτερη εμφανίζει καλύτερη προσαρμογή στις υποπεριοχές. Το κύριο μειονέκτημα της διαδικασίας αυτής είναι οι παρατηρούμενες ασυνέχειες στα όρια των υποπεριοχών που επιχειρήθηκε να αρθούν με τη μερική επικάλυψη των περιοχών. Το πρόβλημα φαίνεται να λύνεται με τη προσαρμογή του πολυωνύμου στη περιοχή ενός κόμβου, με τη χρήση του συνόλου των διαθέσιμων μετρήσεων, στα οποία όμως εφαρμόζεται ένας συντελεστής βαρύτητας, που τουλάχιστον στις μεθόδους πολυωνυμικής παρεμβολής εξαρτάται κατά το μάλλον ή ήττον, κυρίως από την απόσταση της παρατήρησης από το κόμβο (Κακαλιάγκου, 1996). Αυτός γίνεται μηδέν πέρα από κάποια απόσταση αποκλείοντας τη συνεισφορά της συγκεκριμένης παρατήρησης στον αλγόριθμο υπολογισμού της τιμής στο κόμβο. Η

γνωστή σαν "ακτίνα επίδρασης" απόσταση καθορίζεται είτε αυθαίρετα, είτε μέσω κάποιας πειραματικής διαδικασίας.

1.1.2 Συντελεστής βαρύτητας

Στη γενική θεώρηση της διαδικασίας της χωρικής παρεμβολής, η τιμή σε κάθε κόμβο του πλέγματος, υπολογίζεται από τις ακανόνιστα διανεμημένες τιμές στις θέσεις όπου υπάρχουν μετρήσεις, αλλά είναι προφανές και αποδεκτό ότι όλες οι παρατηρήσεις δεν επιδρούν το ίδιο στη διαμόρφωση της τιμής στον κάθε κόμβο. Αυτό σημαίνει ότι πρέπει να υπάρχει ένας συντελεστής επίδρασης ή όπως λέγεται βάρους, που να καθορίζει σε πιο βαθμό η κάθε μία παρατήρηση συνεισφέρει στη διαμόρφωση της τιμής στο κάθε ένα σημείο του πλέγματος. Όπως ήδη αναφέρθηκε, ο συντελεστής αυτός μπορεί να εξαρτάται, π.χ. από την απόσταση του κόμβου από την θέση της παρατήρησης, την αξιοπιστία του σταθμού παρατήρησης, από την χωρική κατανομή των θέσεων παρατήρησης γύρω από τον κόμβο κ.α. Ο προσδιορισμός του συντελεστή βαρύτητας αποτελεί σημαντικό μέρος της διαδικασίας όλων των εφαρμοζόμενων μεθόδων χωρικής ανάλυσης, όπως θα φανεί στη συνέχεια, και μία από τις μεγαλύτερες διαφορές μεταξύ των διαφορετικών μεθόδων είναι στο πως συμφωνείται να καθορίζεται αυτός ο συντελεστής (Carr,1999). Είναι πάντως, γενικά, παραδεκτό ότι για τον ορισμό ενός παράγοντα βάρους πρέπει να λαμβάνονται υπόψη τα παρακάτω (Carr,1999):

- ο παράγοντας αυτός θα πρέπει σχετίζεται με την απόσταση της θέσης παρατήρησης από το σημείο του πλέγματος (κόμβος). Ο παράγοντας βάρους θα πρέπει να είναι αντιστρόφως ανάλογος της απόστασης της θέσης παρατήρησης από το σημείο του πλέγματος. Λογικό είναι ότι οι κοντινότερες παρατηρήσεις παίρνουν και το μεγαλύτερο βάρος, αφού αυτές, κατά κύριο λόγο, αντιπροσωπεύουν και τη τιμή στο σημείο του πλέγματος.
- Θα πρέπει, αν κάποιες παρατηρήσεις προέρχονται από ένα σύστημα παρατήρησης μικρής ή περιορισμένης αξιοπιστίας, να φαίνεται αυτό στα βάρη. Οι πιο ακριβείς παρατηρήσεις θα πρέπει να έχουν και τη μεγαλύτερη βαρύτητα.

- Δύο ή περισσότερες ιδίου τύπου παρατηρήσεις είναι δυνατόν να εμφανίζονται πολύ κοντά ή μία στην άλλη, όπως π.χ. παρατηρήσεις επιφάνειας. Τα περισσότερα επιχειρησιακά κέντρα παίρνουν σαν τιμή το μέσο όρο των παρατηρήσεων αυτών που, συνήθως, αναφέρεται σαν «υπέρ-παρατήρηση» (super-observation) (Daley,1991). Το βάρος αυτών των παρατηρήσεων στην ανάλυση θα πρέπει να λαμβάνεται μεγαλύτερο, καθόσον μία μέση τιμή είναι πιθανώς περισσότερο αξιόπιστη από μία μόνη απλή τιμή, και το σφάλμα που εμπεριέχει αυτή η μέση τιμή είναι, επίσης, μικρότερο.
- Αν χρησιμοποιείται υπόβαθρο, θα πρέπει το σφάλμα να ενσωματώνεται στον παράγοντα βάρους. Το σφάλμα στο υπόβαθρο θα είναι μεγαλύτερο σε περιοχές που τυπικά δεν έχουν ενημερωθεί με νέες παρατηρήσεις. Τα σφάλματα αυτά είναι εν γένει γνωστά και προέρχονται από τις πάγιες διαδικασίες αντικειμενικής αξιολόγησης των αριθμητικών μοντέλων, και αναφέρονται σαν "σφάλματα στην υπόθεση" (errors in hypothesis).
- Θα πρέπει να προφυλάσσεται η ανάλυση από τα αποτελέσματα της ακανόνιστης διανομής των δεδομένων. Δηλαδή, αν υπάρχουν πολύ περισσότερες παρατηρήσεις στη μία πλευρά της περιοχής ενός σημείου του πλέγματος σε σχέση με την άλλη, τότε φυσικά οι πολλές παρατηρήσεις θα επιδράσουν υπερβολικά στη τιμή της ανάλυσης στο σημείο αυτό αλλοιώνοντας τη τιμή στον κόμβο αυτόν. Αυτό σημαίνει ότι πλεονάζοντα δεδομένα δεν παρέχουν σημαντική πληροφορία από ότι μία παρατήρηση η οποία από μόνη της μπορεί να αντιπροσωπεύει μία ευρεία περιοχή, με την προϋπόθεση βέβαια ότι είναι αξιόπιστη.

Η εκπλήρωση των παραπάνω πέντε σημείων αποτελούσε για μεγάλο χρονικό διάστημα από τα βασικά ερωτήματα στην έρευνα των μεθόδων της αντικειμενικής ανάλυσης. Μία από τις πρώτες διαδικασίες αντικειμενικής ανάλυσης, που ενσωμάτωσε όλους τους παραπάνω παράγοντες στο συντελεστή βαρύτητας, και θα περιγραφεί στη συνέχεια είναι η γνωστή σαν Βέλτιστη Παρεμβολή (Optimum Interpolation-OI) ή Στατιστική Μέθοδος Αντικειμενικής Ανάλυσης (Statistical or

Optimum Objective Analysis), η οποία στην πράξη υλοποιεί την γνωστή στη βιβλιογραφία ως Best Linear Unbiased Estimation (BLUE).

Αρκετές μέθοδοι αντικειμενικής ανάλυσης, όπως των Cressman και Barnes, χρησιμοποιούν μόνο τον παράγοντα της απόστασης ως βάρος. Αυτές οι μέθοδοι είναι γνωστές σαν διαδικασίες εξαρτώμενες από την απόσταση. Η γενική μορφή ενός τέ-

τοιου συντελεστή περιγράφεται από τη σχέση $w_i = \begin{cases} \frac{1}{d_i^n} & \alpha \nu \ d \neq 0 \\ 1 & \alpha \nu \ d = 0 \end{cases}$, όπου d_i η απόσταση του κόμβου από τη θέση της παρατήρησης με $n = 2$, ως συνηθέστερη επι-

λογή (ECMWF,1996). Παραλλαγή στη σχέση αυτή αποτελεί η $w_i = \frac{c^2}{d_i^2 + c^2}$ όπου η

c είναι μια σταθερά που σχετίζεται με τον τρόπο μέτρησης της απόστασης (οι Endlich and Mancuso, 1968 έδωσαν τη τιμή 6 για την ανώτερη ατμόσφαιρα και 3 για την επιφάνεια μετρούσαν δε τις αποστάσεις σε μοίρες). Με την εισαγωγή του όρου "ακτίνα επίδρασης", R_a ο συντελεστής διαφοροποιήθηκε στη μορφή

(Cressman,1959; Inman,1970) : $w_i = \frac{R_a^2 - d_i^2}{R_a^2 + d_i^2}$ με την ακτίνα επίδρασης αριθμητι-

κά να εκφράζεται σαν πολλαπλάσιο της μέσης απόστασης d των θέσεων παρατήρησης και συνήθως μεταξύ $3d$ σαν αρχική τιμή και $0,5d$ σαν τελική μετά από επτά επαναλήψεις (Κακαλιάγκου,1996). Η μέθοδος αυτή περιγράφεται αναλυτικά και από τον Σκριμιζέα (2000).

Παράγοντες βάρους, εξαρτώμενους από την απόσταση, προτάθηκαν και από τους Bushby and Huckle (1957), ενώ ο Corby (1961) εισήγαγε και την ροή της ατμοσφαιρικής κυκλοφορίας μέσω της γωνίας που σχηματίζει το άνυσμά του ανέμου με τη γραμμή που ενώνει το σημείο παρατήρησης με το κόμβο.

Από τους εκθετικούς συντελεστές βάρους, που χρησιμοποιούνται περισσότερο, εί-

ναι του Sasaki (1958), $w_i = \exp\left(-\frac{r_i^2}{2R_a^2}\right)$ και του Barnes (1964)

$$w = \left(\frac{1}{4\pi k} \right) \exp\left(-\frac{r^2}{4k} \right), \text{ όπου } r \text{ η απόσταση και } k \text{ συντελεστής που εξαρτάται}$$

από τη πυκνότητα των δεδομένων. Ο τελευταίος αυτός παράγοντας είναι σημαντικός καθόσον έτσι γίνεται απόπειρα παραμετροποίησης ενός σημαντικού προβλήματος της αντικειμενικής ανάλυσης που αφορά τη ποσότητα και κατανομή των δεδομένων. Τέλος, προκειμένου το w να γίνεται μέγιστο όταν $r = 0$, η τελευταία σχέση παίρνει τη μορφή: $w = \exp(-r^2/4k)$. Η Κακαλιάγκου (1996), για να αντιμετωπίσει το γεγονός της διαφορετικής πυκνότητας κατανομής των παρατηρήσεων μεταξύ του βόρειου και νότιου τμήματος, της μελετώμενης από αυτήν περιοχής, χρησιμοποίησε μία μορφή δικλαδικού συντελεστή βαρύτητας, που εκφράζεται από τις παρακάτω σχέσεις:

$$w_i = -a\left(\frac{d_i^2}{R_a^2}\right) + 1, \quad d_i \leq R_a/2$$

$$w_i = b\left(\frac{d_i}{R_a} - 1\right)^2, \quad d_i > R_a/2, \text{ όπου } a=1,2, b=2,8, d_i \text{ η απόσταση από}$$

τον κόμβο i και R_a η "ακτίνα επίδρασης".

1.1.3 Μέθοδοι επαναληπτικών διορθώσεων

Η μέθοδος των επαναληπτικών διορθώσεων βασίζεται στην αρχή της διόρθωσης ενός αρχικού πεδίου μέσα από μία επαναληπτική διαδικασία. Ιστορικά η πρώτη προσπάθεια αποδίδεται στους Bergthorsson and Doos (1955) με παράγοντες βαρύτητας εξαρτώμενους από την απόσταση και η μέθοδος χρησιμοποιήθηκε, επί μακρόν για την ανάλυση των παρατηρήσεων, στην Εθνική Μετεωρολογική Υπηρεσία των Η.Π.Α.. Από τις μεθόδους, που με διάφορες παραλλαγές δημιούργησαν παράδοση στο χώρο της αντικειμενικής ανάλυσης, είναι αυτή του Cressman (1959).

Από τη δεκαετία του 1960, με την γενίκευση της χρήσης των διαδικασιών αριθμητικής πρόγνωσης, άρχισαν να εισάγονται μέθοδοι επαναληπτικών διορθώσεων με τη χρήση ενός πεδίου-συνόλου τιμών στα σημεία του πλέγματος, του γνωστού σαν

πρώτο υποθετικό πεδίο (first guess field) ή σαν υπόβαθρο (background field) το οποίο ήταν προϊόν ενός προγνωστικού μοντέλου.

Από τις διάφορες μεθόδους, που προτάθηκαν, ευρείας εφαρμογής έτυχε η μέθοδος του Barnes (1964) με σταθερή ακτίνα επίδρασης, σε αντίθεση με την υφιστάμενη φιλοσοφία που απαιτούσε σε κάθε επανάληψη μείωσή της. Η μέθοδος αυτή αποδείχθηκε εξαιρετικά χρήσιμη, ιδίως, για διαγνωστικές αναλύσεις.

Οι βασικές διαφοροποιήσεις μεταξύ των διαφόρων σεναρίων επαναληπτικών διορθώσεων συνίστανται στις μεθόδους ελαχιστοποίησης του αριθμού επαναλήψεων, στον καθορισμό της ακτίνας επίδρασης και στον ορισμό του συντελεστή βαρύτητας. Σαν παραλλαγές της αρχικής μεθόδου αναφέρεται αυτή του Inman (1970) και των Benjamin και Seaman (1985).

Οι μέθοδοι των επαναληπτικών διορθώσεων στηρίζονται στην αρχή της διόρθωσης ενός αρχικού πεδίου μέσα από μία επαναληπτική διαδικασία επανελέγχου της ανάλυσης. Σε κάθε επανεξέταση της ανάλυσης, οι τιμές στους κόμβους διορθώνονται με την παρεμβολή των διαφορών των τιμών της παρατηρούμενης παραμέτρου στους σταθμούς και των τιμών που προκύπτουν σε αυτούς από την ανάλυση (Σκριμιζέας, 2000).

Εν ολίγοις, η διαδικασία εκφράζεται ουσιαστικά από την παρακάτω σχέση (Gustafsson, 1981) :

$$f_g^{NA} = f_g^P + \frac{\sum_{i=1}^n w_i f_i^{OBS} - f_i^P}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad (1.1.3.1)$$

Όπου : f_g^{NA} : είναι η νέα τιμή στον κόμβο g ,

f_g^P : είναι η προηγούμενη τιμή στον κόμβο g ,

f_i^{OBS} : η τιμή της παρατήρησης (Μετ. σταθμό) στη θέση i ,

f_i^P : η προηγούμενη τιμή στη θέση της παρατήρησης (Μετ. σταθμό), που υπολογίστηκε, δηλαδή, σε προηγούμενο βήμα. Προκειμένου για τη πρώτη επανάληψη, πρόκειται για την πρώτη τιμή στο σταθμό που δόθηκε από κάποιο προκαταρκτικό πεδίο, και που μπορεί να παρήχθη με διάφορους τρόπους π.χ. από τις παρατηρήσεις ή από κάποιο προγνωστικό μοντέλο.

w_i : το βάρος της παρατήρησης. Στην ουσία πρόκειται για κάποιο συντελεστή που συνήθως εξαρτάται από την απόσταση της παρατήρησης από τον κόμβο.

Συνήθως, στις μεθόδους των επαναληπτικών διορθώσεων τα "βάρη" της παρεμβολής είναι παράγοντες που εξαρτώνται από την απόσταση. Εδώ, θα πρέπει να επισημανθεί ο ρόλος της ακτίνας επίδρασης και της μεταβολής της σε κάθε επανάληψη, καθώς και ο αριθμός των επαναλήψεων.

Η ανάγκη όσο το δυνατόν καλλίτερης προσέγγισης οδήγησε στην συμπερίληψη εντός του συντελεστή βαρύτητας και άλλων παραγόντων όπως ο παράγοντας πυκνότητας δεδομένων αλλά και μεθοδολογιών ταχύτερης σύγκλισης με σκοπό την μείωση των επαναλήψεων. Ενδεικτικά παρουσιάζεται η συνάρτηση προσδιορισμού βαρών που χρησιμοποιούσε για το αριθμητικό μοντέλο της, τη δεκαετία του '70, η Σουηδική Μετεωρολογική Υπηρεσία, και παρουσιάζει τον τρόπο που αντιμετωπίστηκε το πρόβλημα της διαφορετικής πυκνότητας των δεδομένων γύρω από τους κόμβους (Gustafsson, 1981):

$$\alpha_i = \frac{\mu_{r_{ij}} \cdot h \cdot \rho_i}{\alpha_p + \sum_{i=1}^n \mu_{r_{ij}} \cdot h \cdot \rho_i}$$

Από ότι εύκολα γίνεται αντιληπτό, αυτός ο συντελεστής βαρύτητας εξαρτάται από δύο επιμέρους παράγοντες. Πρώτον από την απόσταση $\mu(r_{ij})$, όπου ο r_{ij} είναι η απόσταση μεταξύ του σημείου i , $i \in I_v$ του πλέγματος και του σημείου της παρατήρησης $j \in I_v$, και δεύτερον από μία συνάρτηση πυκνότητας των παρατηρήσεων

$h(\rho_i)$ γύρω από τον κόμβο. Η παρουσία του αθροίσματος του γινομένου, των δύο αυτών παραγόντων, στον παρονομαστή γίνεται για να κανονικοποιηθεί ο παράγοντας, ο δε όρος α_p εξαρτάται από το προκαταρκτικό πεδίο και εισάγεται προκειμένου να του δοθεί κάποια ιδιαίτερη βαρύτητα (και Unden, 1993). Αυτό το α_p έχει παρουσιασθεί και σαν $\alpha_p(\rho_i)$, να εξαρτάται δηλαδή και από την πυκνότητα των διαθέσιμων παρατηρήσεων γύρω από τον κόμβο (Σκριμιζέας, 2000), προκειμένου να αντιμετωπισθούν τα φαινόμενα της σχεδόν παντελούς έλλειψης παρατηρήσεων (π.χ. πάνω από ωκεανούς).

Από την εφαρμογή της σχέσης (1.1.3.1), σε όλα τα σημεία πλέγματος, προκύπτει ένα αναλυμένο πεδίο, που μπορεί να χρησιμοποιηθεί είτε σαν προκαταρκτικό πεδίο, είτε σαν δεύτερο τέτοιο ("second guess"). Με μία σειρά διαδοχικών επαναλήψεων της διαδικασίας αυτής, επιτυγχάνονται διαδοχικές διορθώσεις του πεδίου με τελικό αποτέλεσμα την καλύτερη προσαρμογή των τιμών στα σημεία του πλέγματος. Στο ερώτημα που εύλογα τίθεται, για το πότε σταματούν οι επαναλήψεις, η θεωρητική απάντηση είναι όταν επιτευχθεί η "βέλτιστη" προσαρμογή. Στην πράξη τίθενται ένα ή περισσότερα κριτήρια, που με την επαλήθευσή τους, η επαναληπτική διαδικασία σταματά. Συνήθως, τίθεται ένα άνω φράγμα στις σχέσεις προσέγγισης, καθορίζεται δηλαδή μία εμπειρική τιμή ε (π.χ. $\varepsilon = 10^{-5}$ κλπ) που εκφράζει τη μέγιστη επιθυμητή απόκλιση μεταξύ παρατηρούμενης και εκτιμώμενης τιμής της παραμέτρου που αναλύεται. Στα βασικά πλεονεκτήματα των μεθόδων των επαναληπτικών διορθώσεων, όπως παρατηρεί και ο Gustafsson (1981), είναι ότι, όταν συγκλίνουν, συγκλίνουν πολύ γρήγορα. Αυτός είναι ένας σημαντικός λόγος που επι μακρόν χρησιμοποιήθηκαν σε επιχειρησιακή βάση.

Όσον αφορά τη χρήση του υποβάθρου απετέλεσε τη λύση για μία σημαντικά καλύτερη προσέγγιση της ατμοσφαιρικής κατάστασης πάνω από περιοχές με αραιά δεδομένα σε σχέση πάντα με μία ανάλυση που βασίζεται στη μέθοδο της επέκτασης (extrapolation), ιδίως μακριά ευρισκόμενων παρατηρήσεων, καθόσον στην πράξη είναι αποδεκτό ότι μία βραχυπρόθεσμη πρόγνωση, 3-6 ώρες, του ίδιου πεδίου που θα προέρχεται από ένα αριθμητικό μοντέλο πρόγνωσης (NWP model) που ολοκλη-

ρώθηκε λίγο νωρίτερα, θα εμπεριέχει πολύ μικρό σφάλμα. Με αυτό τον τρόπο εξασφαλίζεται, το ότι η ανάλυση θα ταιριάζει ομαλά, τόσο στις περιοχές με καλό πεδίο τιμών από παρατήρηση όσο και σε εκείνες με καθόλου ή διάσπαρτα δεδομένα (όπου το υπόβαθρο όπως είναι φυσικό θα παίζει τον κύριο λόγο στον προσδιορισμό της τιμής της ανάλυσης).

1.1.4 Στατιστικές (ή βέλτιστες) μέθοδοι παρεμβολής

Η στατιστική μέθοδος παρεμβολής, αποτελεί ουσιαστικά την εξέλιξη της μεθόδου των επαναληπτικών διορθώσεων καθώς βελτιώνει και συστηματοποιεί τον συντελεστή βαρύτητας, ενσωματώνοντας και άλλους παράγοντες που δυνητικά καθορίζουν τη τιμή σε ένα κόμβο. Χρησιμοποιείται, σε διάφορες παραλλαγές, στα περισσότερα σύγχρονα μετεωρολογικά κέντρα (όπως το ECMWF, NMC κ.α.). Η πατρότητα της μεθόδου ανήκει στους Eliassen (1954) και Gandin (1963).

Η βέλτιστη παρεμβολή είναι μία στατιστική προσέγγιση της αντικειμενικής ανάλυσης στην οποία τα βάρη με τα οποία επιδρούν οι παρατηρήσεις εξαρτώνται :

- Από τη προηγούμενη συμπεριφορά του προγνωστικού μοντέλου. Πρόκειται για τη κλασική μέθοδο ελαχιστοποίησης του σφάλματος στις μεθόδους των επαναληπτικών διορθώσεων με τη χρήση ενός πρώτου υποθετικού πεδίου, και
- Από την παρελθούσα συμπεριφορά της ατμόσφαιρας.

Ο Eliassen (1954) υπολόγισε τις χωρικές συσχετίσεις και συνδιακυμάνσεις του πεδίου των υψών ισοβαρικών επιφανειών πάνω από την Ευρώπη και επιβεβαίωσε την εκτίμηση ότι το σφάλμα στις παρατηρήσεις είναι η αιτία της διόγκωσης του σφάλματος στις υπολογιζόμενες από τα μοντέλα διακυμάνσεις των υψών. Στη συνέχεια, χρησιμοποιώντας μία επέκταση της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης των υψών, εκτίμησε την τάξη μεγέθους του σφάλματος των παρατηρήσεων και κατασκεύασε ένα αλγόριθμο, για μία μονοπαραμετρική βέλτιστη ανάλυση (univariate optimal analysis), που υπολόγιζε και αυτό το σφάλμα.

Επίσης, εφάρμοσε και μία διαδικασία για την ανάλυση της διακύμανσης του σφάλματος και απέδειξε ότι ένα τυχαίο σφάλμα στην παρατήρηση θα μπορούσε να οδηγήσει ακόμα και σε εξομάλυνση της ανάλυσης στη συγκεκριμένη θέση, πράγμα που είναι ανεπιθύμητο μερικές φορές (Σκριμιζέας, 2000).

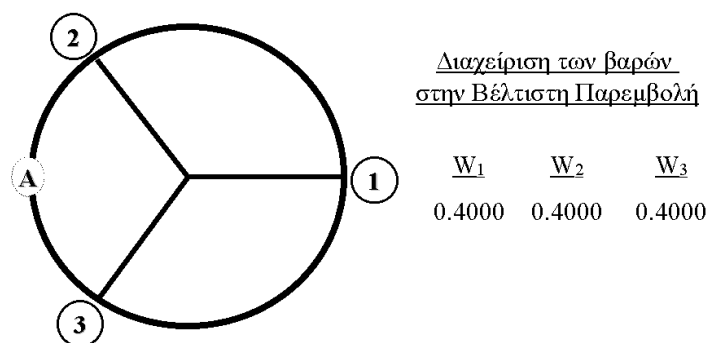
Στη περίπτωση της πολυωνυμικής παρεμβολής χρησιμοποιούνται μαθηματικές συναρτήσεις για τον προσδιορισμό της μεταβολής της τιμής μιας μεταβλητής σε μια μικρή περιοχή γύρω από το σημείο του πλέγματος. Είναι προφανές ότι η επιλογή της συνάρτησης παρεμβολής είναι αρκετά αυθαίρετη και ότι, επίσης, είναι δύσκολο να είναι διαθέσιμα στοιχεία για την παρελθούσα συμπεριφορά της ατμόσφαιρας, προκειμένου αυτά να χρησιμοποιηθούν για τους υπολογισμούς. Και στην περίπτωση της μεθόδου των επαναληπτικών διορθώσεων έχει, επίσης, υπεισέλθει σε πολλά σημεία ο υποκειμενικός παράγοντας, όπως π.χ. στην εκλογή της ακτίνας επίδρασης. Στόχος της στατιστικής μεθόδου είναι να ελαχιστοποιήσει αυτού του είδους τις παρεμβάσεις (Σκριμιζέας, 2000).

Επιγραμματικά στη στατιστική μέθοδο παρεμβολής χρησιμοποιείται, σαν κύρια πηγή πληροφόρησης, στον προσδιορισμό των βαρών, η παρελθούσα εμπειρία από τη συμπεριφορά της ατμόσφαιρας. Έτσι, οι συντελεστές συσχέτισης ορίζουν, τους συντελεστές βάρους που συνδέουν τις παρατηρήσεις των σταθμών με τις τιμές στους κόμβους. Στην παράγραφο 1.1.2, όπου έγινε αναφορά στο θέμα αυτό, για τον καθορισμό των αναγκαίων όρων που θα πρέπει να ικανοποιούνται, είχε γίνει αναφορά ότι η μέθοδος που τους προσεγγίζει με τη μεγαλύτερη δυνατή ακρίβεια και δεν είναι άλλη από τη "βέλτιστη" ή στατιστική παρεμβολή.

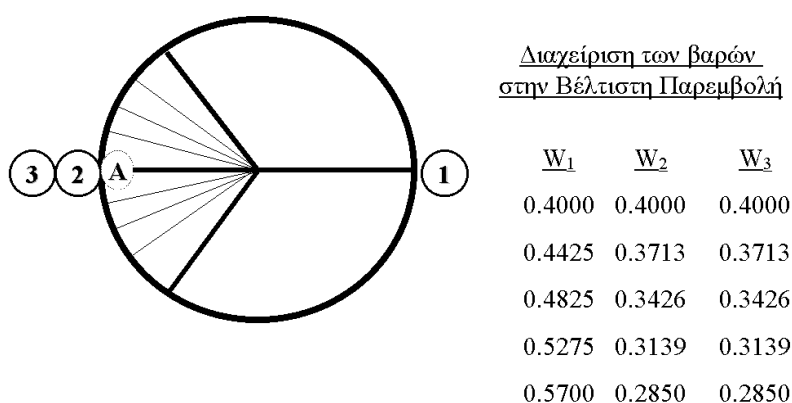
Βέβαια, με τις υποθέσεις που γίνονται κατά την επιχειρησιακή εφαρμογή μιας μεθόδου βέλτιστης παρεμβολής στα αριθμητικά μοντέλα πρόγνωσης (Numerical Weather Prediction - NWP), αυτή παύει να είναι η «βέλτιστη». Παρόλα αυτά, η ικανότητά της να περιλαμβάνει στο προσδιορισμό των βαρών, το σύνολο, σχεδόν, των απαιτήσεων που τέθηκαν στην παράγραφο 1.1.2, καθιστά τη μέθοδο αυτή σαν μία από τις πλέον αξιόπιστες διαδικασίες αντικειμενικής ανάλυσης που εφαρμόζονται στα ατμοσφαιρικά μοντέλα.

Σαν ένα παράδειγμα αναζήτησης λύσεων σε ένα πρόβλημα προσδιορισμού των συντελεστών βαρύτητας, παρουσιάζεται ο τρόπος με τον οποίο η στατιστική διαδικασία αντικειμενικής ανάλυσης χειρίζεται την ακανόνιστη διανομή των παρατηρήσεων (Carr,1999, ECMWF,1996).

Λαμβάνονται τρεις τιμές σε θέσεις παρατήρησης που ισαπέχουν μεταξύ τους. Στη περίπτωση αυτή, χωρίς την ύπαρξη σφάλματος στην παρατήρηση, όλες οι διαδικασίες αντικειμενικής ανάλυσης, που χρησιμοποιούν παράγοντα βάρους που εξαρτάται αποκλειστικά από την απόσταση, υπολογίζουν το ίδιο «βάρος» για κάθε τιμή (Εικόνα 3). Αν όμως μετακινηθούν οι παρατηρήσεις των θέσεων 2 και 3 (η μία προς το μέρος της άλλης), τότε τα βάρη θα πρέπει να αλλάξουν (Εικόνα 4).



Εικόνα 3. Καθορισμός των από την απόσταση εξαρτώμενων συντελεστών βαρύτητας. Η προς προσδιορισμό τιμή βρίσκεται στο κέντρο του κύκλου και οι θέσεις παρατήρησης ισαπέχουν.



Εικόνα 4. Καθορισμός των από την απόσταση εξαρτώμενων συντελεστών βαρύτητας. Η προς προσδιορισμό τιμή βρίσκεται πάντα στο κέντρο του κύκλου ενώ οι θέσεις παρατήρησης (2) και (3) βαθμιαία συγκλίνουν προς το σημείο A.

Σ' ένα σύστημα αντικειμενικής ανάλυσης, όπου μόνο η απόσταση καθορίζει την τιμή στο σημείο του πλέγματος, τα βάρη θα είναι, σε παρόμοιες περιπτώσεις, πάντοτε ίσα. Ένα σύστημα αντικειμενικής ανάλυσης, που χρησιμοποιεί τη στατιστική μέθοδο, αναγνωρίζει ότι όσο οι παρατηρήσεις 2 και 3 προσεγγίζουν η μία την άλλη τόσο περισσότερο θα συσχετίζονται. Δηλαδή, τελικά, αυτές απεικονίζουν λιγότερες ανεξάρτητες πληροφορίες για την ανάλυση και, συνεπώς, θα πρέπει να τους δοθεί μικρότερο βάρος.

Να σημειωθεί εξάλλου ότι, ενώ η θέση της παρατήρησης 1 δεν αλλάζει, το βάρος, για τη στατιστική μέθοδο, θα αυξάνεται εξ αιτίας της κίνησης των άλλων δύο, αναδεικνύοντας έτσι τη σημαντικότητα μιας παρατήρησης όσο πιο μοναχική εμφανίζεται στο χώρο και συνεπώς πιο ανεξάρτητη από τις άλλες (μικρότερο βαθμό, κατά πρώτο λόγο, χωρικής συσχέτισης).

Από τη στιγμή που τα σημεία 2 και 3 συμπέσουν στη θέση A, παρατηρείται ότι το βάρος της θέσης 1 είναι αθροιστικά ίσο με το βάρος στις θέσεις 2 και 3 και διπλάσιο από κάθε μία χωριστά. Δηλαδή οι 2 και 3 συμπεριφέρονται σαν μία παρατήρηση. Όπως προαναφέρθηκε, σ' ένα εξαρτώμενο μόνον από την απόσταση σύστημα αντικειμενικής ανάλυσης τα σημεία αυτά θα διατηρούσαν το ίδιο βάρος όσο η απόστασή τους από το σημείο του πλέγματος θα διατηρούνταν η ίδια. Αυτό επηρεάζει την τιμή της ανάλυσης στο σημείο του πλέγματος προς τις τιμές των παρατηρήσεων με τη μεγαλύτερη συγκέντρωση (και στο παράδειγμα προς τα αριστερά).

Η στατιστική μέθοδος, υιοθετήθηκε γρήγορα και εφαρμόστηκε από πολλούς ερευνητές. Αποτελεί τη βάση των περισσότερων τριών διαστάσεων (3-D Variational Assimilation) επιχειρησιακών συστημάτων αφομοίωσης δεδομένων και τη βασική μέθοδο προσδιορισμού του προκαταρκτικού πεδίου των τεσσάρων διαστάσεων (4-D) συστημάτων ανάλυσης δεδομένων. Ο Rutherford (1972) περιγράφει τη διαδικασία ανάπτυξης ενός συστήματος αφομοίωσης δεδομένων με βάση την "βέλτιστη" μέθοδο. Παρουσίαση της μεθόδου παρέχεται επίσης από τον Daley (1985, 1991) όσο και από τον Schaltter (1990a; 1990b). Η περιγραφή του επιχειρησιακού συστήματος βέλτιστης παρεμβολής του ECMWF προέρχεται από τον Lorenc (1981). Εφαρμογή της μεθόδου έγινε από τους Klein and Glanh (1974) για τη δημιουργία ενός

τοπικού προγνωστικού μοντέλου MOS (Model Output Statistics) του NMC των ΗΠΑ. Επίσης, εφαρμογή της μεθόδου απαντάται σε διαδικασίες κατακόρυφης παρεμβολής δεδομένων (Gubanov and Olevskaya, 1983), όσο και στην ανάλυση των δεδομένων του ανέμου που προερχόταν από δορυφορικές παρατηρήσεις (Mashkovitch, 1989; Mashkovitch et al, 1990) στα πλαίσια του FGGE (First Global Experiment). Η χωρική διανομή ακραίων γεγονότων, όπως της ημερήσιας θερμοκρασίας μελετάται με τη χρήση της εν λόγω μεθόδου από τους Chessa and Delitala (1997). Η διερεύνηση των δυνατοτήτων και της αξιοπιστίας ενός συστήματος στατιστικής παρεμβολής σ' ότι αφορά τη διαχείριση των δεδομένων, καθώς και το πρόβλημα της αιτούμενης πυκνότητάς τους για μία αποτελεσματική ανάλυση μελέτησαν οι Hollingsworth and Lonnberg (1989).

Κλείνοντας την εισαγωγή αυτή στην στατιστική παρεμβολή, αναφέρονται τα κυριότερα θετικά και αρνητικά σημεία όπως αυτά περιγράφονται από τον Schalter (1975, 1990a).

Στα κυριότερα πλεονεκτήματα της μεθόδου περιλαμβάνονται:

1. Η ικανότητα να διαφοροποιείται από τα συστήματα παρατήρησης στο να εκτιμά και να ενσωματώνει το συγκεκριμένο σφάλμα καθενός από αυτά.
2. Η ικανότητα να εκτιμά μία μεταβλητή μέσω της παρατήρησης μιας άλλης.
3. Τα σχετικά βάρη περιλαμβάνουν τόσο τη παρελθούσα συμπεριφορά της ατμόσφαιρας όσο και τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά του μοντέλου.
4. Η δυνατότητα που παρέχει για την ανάλυση του εκτιμώμενου σφάλματος σαν συνάρτηση της διανομής και της ακρίβειας των δεδομένων.
5. Η δυνατότητα εφαρμογής μεθόδου ποιοτικού ελέγχου των παρατηρήσεων.

Στα μειονεκτήματα της μεθόδου αναφέρονται :

1. Η πολυπλοκότητα σε σχέση με άλλες μεθόδους αντικειμενικής ανάλυσης.
2. Η απαίτηση ύπαρξης προκαταρκτικού πεδίου.
3. Η απαιτούμενη μεγαλύτερη υπολογιστική ισχύς, σε σχέση με τις άλλες μεθόδους.

4. Η απαίτηση μιας μακράς ιστορίας των αριθμητικών προγνώσεων, προκειμένου να παρέχονται ορθά αποτελέσματα της συνδιακύμανσης του σφάλματος του προκαταρκτικού πεδίου.
5. Η αδυναμία αντιμετώπισης σε ικανοποιητικό βαθμό των ακραίων γεγονότων, όντας στατιστική προσεγγιστική μέθοδος.

Στη συνέχεια επιχειρείται μια θεωρητική προσέγγιση της μεθόδου της στατιστικής παρεμβολής (Σκριμιζέας, 2000), ως σχήμα κατά το πρωθύστερο για εισαγωγή στη γεωστατιστική.

Έστω ότι διατίθενται οι παρατηρήσεις ενός μετεωρολογικού πεδίου, f , που πραγματοποιήθηκαν σε συγκεκριμένο χρόνο, και αυτές είναι οι f_i^{OBS} , σε i , ($i=1,2,3,...,n$) μετεωρολογικούς σταθμούς.

Για τον υπολογισμό της τιμής f_g της παραμέτρου f στο σημείο g του πλέγματος, χρησιμοποιείται μία σχέση ανάλογη αυτής που χρησιμοποιείται στις μεθόδους των επαναληπτικών διορθώσεων. Δηλαδή, όπως και στις μεθόδους των επαναληπτικών διορθώσεων, η f_g υπολογίζεται σαν ένας γραμμικός συνδυασμός της τιμής ενός προκαταρκτικού πεδίου f_g^P , στο συγκεκριμένο σημείο του πλέγματος, και των παρατηρούμενων αποκλίσεων ($f_i^{OBS} - f_i^P$) μεταξύ παρατηρούμενης και εκτιμώμενης, από το προκαταρκτικό πεδίο τιμής στη θέση παρατήρησης, με την επίδραση ενός, προς προσδιορισμό, συντελεστού βαρύτητας, με βάση τη σχέση (Gustafsson,1981; Daley,1991) :

$$f_g = f_g^P + \sum_{i=1}^n w_i f_i^{OBS} - f_i^P \quad (1.1.3.1)$$

Όπως παρατηρεί ο Bluestein (1992) οι συντελεστές βάρους w_i ($i = 1,2,3,...,n$) ορίζονται από τους συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των τιμών της ανάλυσης στους κόμβους και των τιμών στους σταθμούς. Στην πράξη, όμως, δεν υφίσταται πραγματικός υπολογισμός αλλά εκτίμηση αυτών των συντελεστών, γεγονός προφανές καθόσον οι τιμές στους κόμβους είναι εκτιμώμενες και όχι πραγματικές. Εξ αιτίας αυτού του

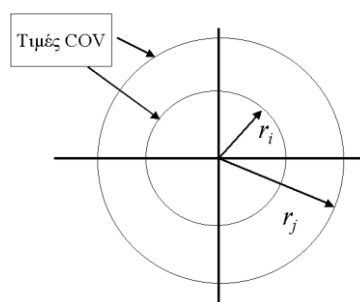
γεγονότος πρέπει να γίνουν κάποιες παραδοχές. Πρέπει το πεδίο να είναι στατιστικά ομογενές και ισότροπο σε σχέση με την συνδιακύμανση (Bluestein, 1992).

Σύμφωνα με τον Gustafsson (1981), ένα μετεωρολογικό πεδίο είναι ομογενές σε σχέση με την συνδιακύμανση, όταν αυτή εξαρτάται μόνο από την απόσταση μεταξύ δύο σημείων. Με ανάλογο τρόπο ορίζεται και για την αυτοσυσχέτιση.

Αναλυτικότερα, για την περίπτωση της ομογένειας ενός μετεωρολογικού πεδίου σε σχέση με τη συνδιακύμανση, m , θα ισχύει (Gustafsson, 1981):

$$m(r_i, r_j) = m(r_i - r_j)$$

$$\text{και } m(r_i, r_i) \equiv m(0).$$



Επίσης, ένα μετεωρολογικό πεδίο χαρακτηρίζεται ισότροπο σε σχέση με την συνδιακύμανση, όταν η συνδιακύμανση είναι ανεξάρτητη από οποιαδήποτε στροφή του πεδίου γύρω από ένα κεντρικό σημείο ενός άξονα μεταξύ των δύο θέσεων.

Με βάση αυτές τις παραδοχές η μέθοδος εκτιμά τους συντελεστές βαρύτητας, μέσω της ελαχιστοποίησης, με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, των διαφορών μεταξύ των τιμών που προέρχονται από την ανάλυση και αυτών από την παρατήρηση (Bluestein, 1992).

Τα κυριότερα βήματα της εφαρμογής μιας μεθόδου στατιστικής παρεμβολής όπως αυτά περιγράφονται από τον Gustafsson (1981), είναι τα παρακάτω:

Προσδιορίζεται το προκαταρκτικό πεδίο. Το προκαταρκτικό πεδίο, είναι δυνατόν, να υφίσταται σαν προϊόν μιας βραχυπρόθεσμης πρόγνωσης ενός μοντέλου που ολοκληρώθηκε λίγο νωρίτερα ή να μην υφίσταται και να δημιουργηθεί με κάποιο τρόπο, με καταλληλότερο από τις υπάρχουσες παρατηρήσεις. Στη συνέχεια υπολογίζονται οι τιμές στις θέσεις παρατήρησης, που προκύπτουν από το πεδίο αυτό και εκτιμάται η συνδιακύμανση του μέσου σφάλματος του προκαταρκτικού πεδίου:

$$m_{ij} = \overline{f_i - f_i^P \quad f_j - f_j^P}.$$

Με τον ίδιο τρόπο γίνεται και ο υπολογισμός της συνδιακύμανσης του μέσου σφάλματος των παρατηρήσεων, δηλαδή :

$$d_{ij} = \overline{f_i - f_i^{OBS} \quad f_j - f_j^{OBS}}$$

Η (1.1.3.1) γράφεται:

$$f_g - f_g^P = \sum_{i=1}^n w_i \quad f_i^{OBS} - f_i^P \quad (1.1.3.2)$$

Ο στόχος είναι να ελαχιστοποιηθεί το πρώτο μέλος της (1.1.3.2) ή αλλιώς να ελαχιστοποιηθεί το μέσο τετραγωνικό σφάλμα της παρεμβολής (Gustafsson,1981).

$$\text{Δηλαδή :} \quad E = \overline{f_g - f_g^P}^2 \rightarrow 0. \quad (1.1.3.3)$$

Ακολούθως, εισάγονται οι όροι της συνδιακύμανσης του σφάλματος, τόσο του προκαταρκτικού πεδίου όσο και των παρατηρήσεων, για το σύνολο των k σταθμών που θεωρήθηκε ότι επιδρούν στη τιμή του κόμβου. Και τελικά, απαιτώντας την εξίσωση της πρώτης παραγώγου με το μηδέν για την ελαχιστοποίηση του E , ο υπολογισμός των βαρών θα γίνεται με την επίλυση του γραμμικού συστήματος.

$$\sum_{i=1}^n m_{ik} + d_{ik} \quad w_i = m_{kg} \quad k = 1, \dots, n$$

Επίσης, σε ένα μοντέλο στατιστικής παρεμβολής, είναι δυνατόν να εμπεριέχονται και οι εξής πληροφορίες :

- Η συνδιακύμανση m_{ij} του σφάλματος του προκαταρκτικού πεδίου.
- Τα χαρακτηριστικά των σφαλμάτων των παρατηρήσεων που δίνονται από τη συνδιακύμανση του σφάλματος d_{ij} .

Εδώ, θα πρέπει, να σημειωθεί ότι κατά τον προσδιορισμό της συνδιακύμανσης του σφάλματος του προκαταρκτικού πεδίου μπορούν, να εμπεριέχονται παράγοντες

που εκφράζουν την μεταβλητότητα και την κλίμακα (συνοπτική, μέσο κλπ) της αναλυόμενης μετεωρολογικής παραμέτρου (Gustafsson,1981).

1.1.5 Μέθοδοι μεταβαλλόμενης αριθμητικής ανάλυσης

Η μέθοδος αυτή χρησιμοποιείται, κυρίως, για την απόδοση αρχικών τιμών σε κόμβους με τον γνωστό τρόπο της ελαχιστοποίησης της διαφοράς μεταξύ των παρατηρήσεων και των εκτιμώμενων τιμών, καθώς και με την επιπλέον υποχρέωση οι τιμές αυτές να υπακούουν σε κάποιους δυναμικούς κανόνες (Haltiner and Williams,1980). Τόσον η πατρότητα της ιδέας, όσο και η περαιτέρω εξέλιξη της μεθόδου, ανήκει στον Sasaki (1958). Οι αρχές της μεθόδου αυτής, καθώς και οι βασικοί κανόνες που την διέπουν, παρουσιάστηκαν στην εργασία του «An objective analysis based on the variational method». Όπως προαναφέρθηκε, και στη μέθοδο αυτή, ο στόχος είναι η ελαχιστοποίηση των σφαλμάτων των αναλυμένων πεδίων των διαφορετικών μετεωρολογικών μεταβλητών. Ο περιορισμός που τίθεται είναι, ότι θα πρέπει να ικανοποιούνται οι μεταξύ αυτών των μεταβλητών υφιστάμενες σχέσεις. Άρα υπάρχει μία αμοιβαία εξάρτηση των διαφορετικών μετεωρολογικών παραμέτρων που τελικά θα καθορίζει και τη τιμή της κάθε μεταβλητής. Η ανάγκη τα δεδομένα μας να υπακούουν κατ' ελάχιστον σε κάποιους κινηματικούς και δυναμικούς κανόνες, έκαναν τη μέθοδο δημοφιλή και αρκετά διαδεδομένη.

1.1.6 Μέθοδοι φασματικής ανάλυσης

Η πρώτη παρουσίαση της μεθόδου έγινε από τον Flattery (1971). Η μέθοδος εφαρμόζεται Εθνικό Μετεωρολογικό Κέντρο (NMC) των ΗΠΑ. Το αντίστοιχο φασματικό μοντέλο της Βρετανικής Μετεωρολογικής Υπηρεσίας (Met.Office) περιγράφεται από τον Dixon (1976). Γενικά στις μεθόδους φασματικής ανάλυσης, η πραγματική κατάσταση της ατμόσφαιρας απεικονίζεται από την ανάλυση, κάθε μετεωρολογικής παραμέτρου, σε σειρά συναρτήσεων που εξαρτώνται από την απόσταση. Οι συντελεστές των όρων της σειράς είναι συναρτήσεις ως προς το χρόνο (Haltiner and Williams, 1981). Ο Gustafsson (1981) παρουσιάζει τις βασικές εξισώσεις των γεωδυναμικών υψών και των δύο συνιστωσών του ανέμου όπως αυτές χρησιμοποιούνται κατά την εφαρμογή της μεθόδου φασματικής ανάλυσης στο μοντέλο του Εθνικού

Μετεωρολογικού Κέντρου (NMC) των ΗΠΑ. Η ανάπτυξη σε σειρά του γεωδυναμικού ύψους και των συνιστωσών του ανέμου γίνεται ταυτόχρονα με σκοπό να ικανοποιείται η σχεδόν γεωστροφική ισορροπία. Στο μοντέλο γίνεται χρήση του συνόλου των διαθέσιμων παρατηρήσεων. Οι παρατηρήσεις αυτές αξιολογούνται και επιβαρύνονται, κατά τη γνωστή μέθοδο της επιβάρυνσης από τις μεθόδους χωρικής ανάλυσης, με βάση τόσο την ποιότητά τους όσο και τη πυκνότητα του διαθέσιμου δικτύου. Με άλλα λόγια όπου υπάρχουν διαθέσιμες πολλές συνοπτικές παρατηρήσεις τίθενται σε δεύτερη μοίρα παρατηρήσεις από μετεωρολογικούς δορυφόρους ή αεροσκάφη με δεδομένο ότι σε αυτές υπάρχει μεγαλύτερο σφάλμα (Gustafsson, 1981).

1.1.7 Ανακεφαλαίωση

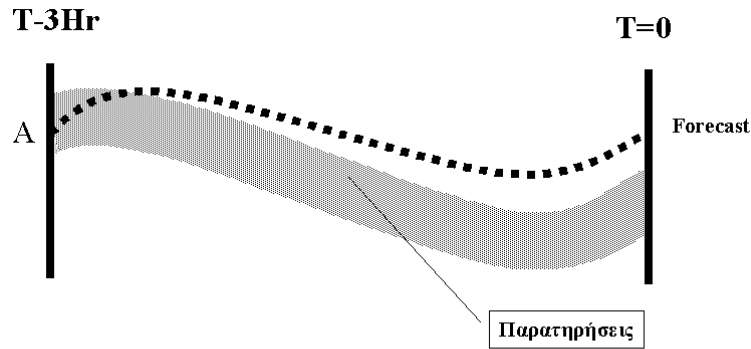
Το άμεσο ερώτημα που προκύπτει στους ασχολούμενους με την χωρική παρεμβολή των δεδομένων στην Μετεωρολογία είναι η αξιολόγηση των μεθόδων αυτών. Από μαθηματική άποψη η απαίτηση για σύγκριση επιτυγχάνεται με κάθε μέθοδο. Απομένει η ερμηνεία του αποτελέσματος αυτού από την μετεωρολογική πλευρά. Ένας γενικά αποδεκτός τρόπος αξιολόγησης είναι από το αποτέλεσμα. Δηλαδή αξιολογούνται τα αποτελέσματα ενός μοντέλου που ολοκληρώθηκε χρησιμοποιώντας αρχικά πεδία που προέρχονταν από διαφορετικές μεθόδους αντικειμενικής ανάλυσης. Και φυσικά η αξιολόγηση θα αναφέρεται στις τρεις πρώτες μεθόδους (πολυωνυμική, επαναληπτικών διορθώσεων και στατιστική), καθώς η μεν μεταβαλλόμενη μέθοδος στην ουσία εμπεριέχει κάποια από τις προηγούμενες (συνήθως τη στατιστική), η δε φασματική μέθοδος χρησιμοποιείται (από κατασκευής) σε πλανητικό επίπεδο και διέπεται από διαφορετικές αρχές και φιλοσοφία (Σκριμιζέας, 2000). Η μεθοδολογία αξιολόγησης βασίζεται στην εφαρμογή των μεθόδων με την χρήση του μεγαλύτερου μέρους των διαθέσιμων παρατηρήσεων με τις εναπομείνουσες να χρησιμοποιηθούν ως μάρτυρες για τον έλεγχο που θα ακολουθήσει με την εκτίμηση του μέσου τετραγωνικού σφάλματος μεταξύ πραγματικής και υπολογιζόμενης τιμής. Η διαδικασία αυτή προτάθηκε από τον Gandin (1963), για τη σύγκριση των μεθόδων πολυωνυμική, στατιστική και επαναληπτικών διορθώσεων, και περιγράφεται και από τον Gustafsson (1981). Σε περιοχές με πυκνά δεδομένα όλες οι μέθοδοι έδωσαν παραπλήσια αποτελέσματα. Το πρόβλημα, όπως άλλωστε αναμενόταν, πα-

ρουσιάστηκε στις περιοχές όπου οι παρατηρήσεις ήταν διάσπαρτες και ασύμμετρα κατανεμημένες στο χώρο. Πράγματι, σύμφωνα με τη μέθοδο αυτή, για διάσπαρτα δεδομένα, η στατιστική μέθοδος παρεμβολής παρέχει καλλίτερα αποτελέσματα σε σχέση με την πολυωνυμική. Επίσης, το πρόβλημα, της μη καλής προσαρμογής των πολυωνύμων 2^{ου} και μεγαλύτερου βαθμού, σε περιοχές με διάσπαρτα δεδομένα απεικονίζεται στα αποτελέσματα της μεθόδου και για την άρση της ευαισθησίας αυτής ο Gustafsson (1981) προτείνει τη χρησιμοποίηση εμπειρικών συναρτήσεων διόρθωσης.

Το γεγονός πάντως είναι ότι η πραγματική αξιολόγηση μίας ανάλυσης, με οιαδήποτε μέθοδο και αν παράγεται, γίνεται στη πράξη από τον μετεωρολόγο στην καθημερινή ενασχόλησή του με τον καιρό. Επιπροσθέτως η παραγόμενη ανάλυση πρέπει να ικανοποιεί τους σκοπούς για τους οποίους παράγεται. Οι παραγόμενες αναλύσεις, αν και χρησιμοποιούνται και για διαγνωστικούς σκοπούς, περιγραφή σε πραγματικό χρόνο της ατμοσφαιρικής κυκλοφορίας - καιρικής κατάστασης, ο κύριος ρόλος τους είναι η παροχή των αρχικών συνθηκών στα αριθμητικά μοντέλα πρόγνωσης και εν πολλοίς δεσμεύονται και ως προς τη λεπτομέρεια που μπορούν να περιλάβουν από τις απαιτήσεις υπολογιστικής ευστάθειας των εν λόγω αριθμητικών μοντέλων.

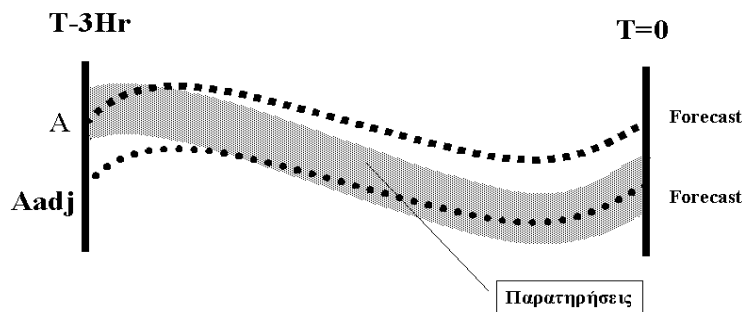
Όπως παρατηρεί ο Carr (1999), μία «ακριβής» ανάλυση Α μπορεί να οδηγήσει σε μία ανακριβή πρόγνωση (Εικόνα 5). Ο στόχος των σύγχρονων συστημάτων αφομοίωσης δεδομένων (data assimilation systems) είναι να «προσαρμοστεί» η ανάλυση A_{adj} έτσι ώστε να παραχθεί η βέλτιστη πρόγνωση (Εικόνα 6), υπό την αίρεση των δυνατοτήτων του χρησιμοποιούμενου ατμοσφαιρικού μοντέλου (διακριτική ικανότητα, φυσική του μοντέλου, παραμετροποιήσεις κλπ). Οι μέσες τιμές από τις αναλύσεις αυτές συνθέτουν αυτό που περιγράφεται σήμερα με τον όρο «κλιματολογία του μοντέλου». Παράλληλα τα περισσότερα μετεωρολογικά κέντρα έχουν θεσμοθετήσει την διαδικασία των επανααναλύσεων (reanalysis), δηλαδή παραγωγής των αναλύσεων με επανέλεγχο των υφιστάμενων μετρήσεων ή την προσθήκη περισσότερων δεδομένων (και από άλλες πηγές), για την παραγωγή αξιόπιστων χωρικών αναλύσεων των μετεωρολογικών μεταβλητών και την σύνθεση αξιόπιστων κλιματικών

χρονοσειρών σε σημεία πλέγματος. Παρόλα αυτά η συνεισφορά τους σε ευρείες κλιματικές αναλύσεις ή αναλύσεις φαινομένων με σημαντική χωρική μεταβλητότητα εκτιμάται ότι θα είναι περιορισμένη (Tveito, 2008).



A : Αρχική Ανάλυση

Εικόνα 5. Το πρόβλημα μίας 3ωρης πρόγνωσης. Η περιγραφή από την ανάλυση στη θέση A της καιρικής κατάστασης την χρονική στιγμή (T-3hr) οδηγεί σε «ανεπιτυχή» πρόγνωση την στιγμή T=0. (Carr,1999).



A : Αρχική Ανάλυση
Aadj : Προσαρμοσμένη Ανάλυση

Εικόνα 6. Το πρόβλημα μίας 3ωρης πρόγνωσης. Η ανάγκη προσαρμογής (adjust) της ανάλυσης από τη θέση A στη θέση Aadj την χρονική στιγμή (T-3hr) ώστε να είναι επιτυχής η πρόγνωση την στιγμή T=0 (Carr,1999).

1.2 Η χωρική παρεμβολή στην Κλιματολογία

Το αντικείμενο της κλιματολογίας είναι η ανάλυση του κλίματος μέσω των παραγόντων που το διαμορφώνουν τοπικά και χρονικά. Μελετά τις κύριες συνιστώσες του κλιματικού συστήματος, συμπεριλαμβανομένου του ενεργειακού ισοζυγίου στην επιφάνεια, τον κύκλο του νερού, τη γενική κυκλοφορία της ατμόσφαιρας και των ωκεανών και την γεωγραφική διακύμανση τους μέσω της χωρικής και χρονικής εξέλιξης των μεταβλητών που τις διαμορφώνουν, όπως η θερμοκρασία, η υγρασία, τα υδάτινα κατακρημνίσματα (υετός), εξάτμιση, νέφη κλπ, η ατμοσφαιρική πίεση, ο άνεμος αλλά και οι ατμοσφαιρικές διαταραχές (μέτωπα). Ασχολείται με την κατάταξη και περιγραφή των διάφορων τύπων κλίματος στον πλανήτη και ερευνά τις μεταβολές του μέσω μακράς κλίμακας φαινομένων, όπως το φαινόμενο του θερμοκηπίου και η αραίωση της στοιβάδας του όζοντος. Εν κατακλείδι σκοπός της κλιματολογίας είναι να ανακαλύψει, να περιγράψει και να εξηγήσει τη φύση του κλίματος και τη διαφορά του από τόπο σε τόπο, και τέλος να βρει πως συνδέεται το κλίμα με τα άλλα στοιχεία του φυσικού περιβάλλοντος και με τις ανθρώπινες δραστηριότητες. Η παραγωγή κλιματικών χαρτών αποτελεί από τις κύριες δράσεις της, μέσω των οποίων επιχειρείται η απεικόνιση της κατανομής στο χώρο των διάφορων κλιματικών παραμέτρων. Σε ένα γεωγραφικό χάρτη απεικονίζονται οι μέσες κλιματικές τιμές, αποτέλεσμα μακροχρόνιων παρατηρήσεων μετεωρολογικών σταθμών, και χαράσσονται καμπύλες, εμπειρικά μέχρι το πρόσφατο παρελθόν, κατά μήκος των οποίων η συγκεκριμένη κλιματική παράμετρος έχει την ίδια τιμή. Η χρησιμότητα των χαρτών αυτών είναι μεγάλη και η ακρίβειά τους, ειδικά σήμερα, ιδιαίτερα απαιτητή αφού πέραν του διαγνωστικού ρόλου τους, στην κατανόηση και περιγραφή του κλίματος μιας περιοχής, αποτελούν πλέον βασική πηγή γνώσης για την προβολή του κλίματος στο μέλλον.

Το ενδεχόμενο της κλιματικής αλλαγής και η έρευνα σε τομείς σχετικούς με αυτή αποτελούν σήμερα ιδιαίτερα ευαίσθητο ερευνητικό θέμα τόσο για οικολογικούς όσο και πολιτικοκοινωνικούς λόγους. Η τάση αύξησης της θερμοκρασίας του πλανήτη που παρατηρήθηκε στο τέλος του προηγούμενου αιώνα, φαίνεται να επαληθεύεται. Οι σκεπτικιστές συζητούν για φυσική μεταβλητότητα του κλίματος. Είναι

όμως αποδεκτό ότι το ενδεχόμενο της κλιματικής αλλαγής έχει δύο συνιστώσες εκ των οποίων η συζήτηση επικεντρώνεται στο σκέλος που αφορά την ανθρωπογενή δράση. Έχουν αναπτυχθεί, κατ' αναλογία των μετεωρολογικών, κλιματικά μοντέλα μέσω των οποίων η διεθνής ερευνητική κοινότητα επιχειρεί να προβάλλει το μελλοντικό κλίμα, ενώ παράλληλα άλλα προσπαθούν να συνθέσουν την μελλοντική γεωγραφία του πλανήτη (έμβιο και άβιο περιβάλλον). Σε κάθε περίπτωση η στοχαστικά ασφαλής πρόβλεψη του μελλοντικού κλίματος ξεκινά από την γνώση του παρόντος και του παρελθόντος. Γεωγράφοι, κλιματολόγοι και συναφείς ειδικότητες έχουν επιδοθεί σε μια προσπάθεια, από τα τέλη του προηγούμενου αιώνα, αναδόμησης και εμπλουτισμού των κλιματικών αρχείων και την κατασκευή ψηφιακών κλιματικών χαρτών υψηλής ευκρίνειας.

Στη κατεύθυνση αυτή, όπως παρατηρούν οι Hiebl et al. (2011), σημαντική συνεισφορά αποτελεί η δόμηση των ψηφιακών μοντέλων εδάφους (DEM—Digital Elevation Models) παράλληλα με την εξέλιξη των υπολογιστικών συστημάτων. Το γεγονός αυτό οδήγησε στην περαιτέρω εξέλιξη των γεωγραφικών συστημάτων πληροφοριών με την ενσωμάτωση σε αυτά εξελιγμένων γεωστατιστικών μεθόδων που βρήκαν μεγάλη εφαρμογή στην κλιματολογία από τα τέλη της δεκαετίας του 1980. Το πλεονέκτημα αυτών των μεθόδων είναι προφανές, καθόσον τα προκύπτοντα επιφανειακά πεδία περιέχουν πληροφορίες για μια σειρά από σημεία, πολλαπλάσια σε αριθμό σε σχέση με τα αρχικά σημειακά δεδομένα των μετεωρολογικών σταθμών, επιτρέποντας εφαρμογές, εκτός του κλίματος, και σε άλλους τομείς των γεωεπιστημών, της γεωργίας και της δασοκομίας, της μηχανικής, της διαχείρισης των υδάτων, τον τουρισμό και τη διατήρηση των φυσικών πόρων. Έτσι αναπτύσσεται ένας νέος επιστημονικός κλάδος η γεωχωρική κλιματολογία (Geospatial Climatology) που σύμφωνα με τον καθηγητή και διευθυντή του PRISM (Parameter-elevation Regressions on Independent Slopes Model) Climate Group C. Daly αντικείμενό της είναι «*Η μελέτη της χωρικής και χρονικής κατανομής των τύπων του κλίματος και των σχέσεων τους με τα φυσιογραφικά χαρακτηριστικά των αντίστοιχων περιοχών*» (The study of the spatial [and temporal] patterns of climate on the earth's surface and their relationships with physiographic features- Daly, 2010). Στο σημείο αυτό θα πρέπει να αναφερθεί, ως εισαγωγή στην «γεωχωρική κλιματολογία» του

Daly, η μελέτη του Schumann (1936), οποίος προσπαθώντας να κατασκευάσει χάρτες μηνιαίας βροχόπτωσης έπρεπε να αντιμετωπίσει το πρόβλημα των ελλειπών τιμών. Απεφάσισε να τις συμπληρώσει με παρεμβολή από τους γειτονικούς σταθμούς με κριτήρια την απόσταση και επιλέγοντας από τους σταθμούς, αυτούς που εμφάνιζαν μεγαλύτερη συσχέτιση στην υφιστάμενη κοινή περίοδο δεδομένων. Εξίσου ενδιαφέροντα είναι και τα σχόλια για το άρθρο, στα οποία επισημαίνεται η ανάγκη να συμπεριληφθούν και γεωγραφικά χαρακτηριστικά, συγκεκριμένα το υψόμετρο, στη διαδικασία παρεμβολής.

Η ανάπτυξη αλγορίθμων χωρικής ανάλυσης όπως αναφέρθηκε, απασχολεί από παλιά την ερευνητική κοινότητα των μετεωρολόγων αλλά και άλλων επιστημόνων στον ευρύτερο τομέα των γεωεπιστημών. Αναζητώντας την βέλτιστη προσέγγιση στη διαδικασία μετάβασης από σημειακά δεδομένα σε επιφάνεια, όπως αναφέρει ο Gunst (1995), οι Matheron (1962) και Gandin (1963), με τον τελευταίο να έχει αναφερθεί νωρίτερα στο 1.1.4, εισήγαγαν μεθόδους που έχουν ονομαστεί, αντίστοιχα, kriging (Le Krigeage) και βέλτιστη παρεμβολή. Η συνεισφορά των Gandin και Matheron στην χωρική μοντελοποίηση περιλαμβάνει τις τεχνικές προσαρμογής των χωρικών συσχετίσεων. Η συνάρτηση δομής (structure function) του Gandin είναι το βαριόγραμμα του Matheron (Gunst, 1995).

Η ευρεία χρήση στατιστικών μεθόδων ουσιαστικά ξεκίνησε την τελευταία δεκαετία του προηγούμενου αιώνα κυρίως λόγω της αυξημένης πρόσβασης των ερευνητών σε υπολογιστική ισχύ και την ευρεία ανάπτυξη σχετικών αλγορίθμων με δυνατότητα υλοποίησής τους και σε επίπεδο προσωπικού υπολογιστή. Συμβαδίζει μάλιστα με την γρήγορη εξέλιξη των ΓΠΣ και εμπλουτισμό τους με τα σχετικά υπολογιστικά εργαλεία. Σύγχρονο σημείο αναφοράς αποτελεί η δράση COST-719 (European Cooperation in Science and Technology) για την εισαγωγή των ΓΠΣ στην χωρική ανάλυση και επεξεργασία μετεωρολογικών και κλιματικών δεδομένων COST-719 (Tveito et al., 2006). Ο κύριος στόχος της δράσης COST-719 ήταν, όπως αναφέρεται στην τελική έκθεσή της, να διευρύνει και να ενισχύσει το δυναμικό των ΓΠΣ στους τομείς της κλιματολογίας και της μετεωρολογίας με την ανάπτυξη εφαρμογών σε αυτούς τους τομείς, με έμφαση στις διαδικασίες και τις δυνατότητες που ενσωματώνουν

και προσθέτουν αξία σε δεδομένα από διάφορες πηγές, καθώς και διαδικασίες ποιοτικού ελέγχου κλιματικών και σχετικών δεδομένων.

Στο πνεύμα αυτό η χωρική ανάλυση των κλιματικών δεδομένων θα εξεταστεί σε περιβάλλον ΓΠΣ. Παράλληλα, με βάση την σύγχρονη προσέγγιση στην χωρική ανάλυση, οι στατιστικές μέθοδοι παρεμβολής περιγράφονται υπό το πρίσμα της γεωστατιστικής.

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, η διαδικασία της χωρικής παρεμβολής βασίζεται κατά, πρώτον στην υπόθεση μιας συνεχούς επιφάνειας αναφοράς για την μελετώμενη παράμετρο, και δεύτερο υφίσταται χωρική εξάρτηση μεταξύ των τιμών της εξεταζόμενης παραμέτρου.

Περιγραφή των μεθόδων χωρικής παρεμβολής παρέχεται από τους Dobesch et al. (2007) και Tveito et al. (2006). Σύμφωνα με τον Sluiter (2009) οι μέθοδοι αυτοί κατατάσσονται σε τρεις βασικές κατηγορίες: αιτιοκρατικές - προσδιοριστικές (deterministic), στοχαστικές-πιθανοθεωρητικές - στατιστικές (probabilistic) και συνδυαστικές – εμπειρικές. Οι αιτιοκρατικές παράγουν μια συνεχή επιφάνεια με τη χρήση των μόνο των γεωμετρικών χαρακτηριστικών των σημειακών μετρήσεων. Οι στοχαστικές μέθοδοι χρησιμοποιούν την έννοια της τυχειότητας, δεχόμενες ότι το παρεμβαλλόμενο πεδίο είναι ένα από πολλά δυνητικά υφιστάμενα. Αυτές οι μέθοδοι εμπεριέχουν την διακύμανση των τιμών και παρέχουν το επίπεδο εμπιστοσύνης της παρεμβολής ή με άλλα λόγια το επίπεδο του σφάλματος στην διαδικασία. Οι συνδυαστικές – εμπειρικές μέθοδοι, όπως εννοείται, είναι εφαρμογές που έχουν αναπτυχθεί ειδικά για μετεωρολογική χρήση ως συνδυασμός ντετερμινιστικών και στοχαστικών μεθόδων. Στο σημείο αυτό πρέπει να επισημανθεί ότι ένας από τους στόχους κάθε μεθόδου παρεμβολής είναι να λάβει υπόψη τα «βοηθητικά δεδομένα» και στην κατεύθυνση αυτή πρέπει να δοθεί ιδιαίτερη προσοχή στις τεχνικές ενσωμάτωσης αυτών των δεδομένων. Για την Ολλανδική Μετεωρολογική Υπηρεσία (KNMI) «βοηθητικά δεδομένα» είναι (Sluiter, 2009):

- Μορφολογία με την έννοια της εναλλαγής γης και θάλασσας, καθώς επιδρά στην ηλιοφάνεια, στη θερμοκρασία, στη διάρκεια της βροχόπτωσης, στην ένταση αλλά και τις ριπές του ανέμου.

- Εκτεταμένες θαλάσσιες περιοχές όπως η περιοχή του IJsselmeer. Η παρουσία υδάτινων μαζών είναι σημαντική για την ηλιοφάνεια, τη θερμοκρασία, την ταχύτητα του ανέμου και τη διάρκεια των βροχοπτώσεων.
- Το υψόμετρο. Οι «υψηλότερες» περιοχές στις Κάτω Χώρες (Veluwe, Heuvelrug και Limburg) έχουν σχετικά μεγαλύτερα ύψη βροχής.
- Η χρήση γης. Οι αστικές περιοχές επιδρούν στη θερμοκρασία και την τραχύτητα του εδάφους και πρέπει να λαμβάνονται υπόψη κυρίως κοντά στους μετεωρολογικούς σταθμούς, όπως και στην εμφάνιση ομίχλης.
- Το γεωγραφικό πλάτος έχει επίπτωση στη θερμοκρασία στη διεύθυνση Βορράς-Νότος.
- Οι παρατηρήσεις της βροχόπτωσης από τα ραντάρ, όταν υφίσταται, καθώς το ύψος βροχής που προέρχεται από το ραντάρ μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τη βελτιστοποίηση στην παρεμβολή της βροχόπτωσης που μετρήθηκε στους σταθμούς (Schuurmans et al, 2007.).
- Ελλιπείς χρονοσειρές. Πληροφορίες για αποκατάσταση ή μη των ελλείψεων για τη βελτιστοποίηση της εκτίμησης σε επιλεγμένα σημεία.
- Δεδομένα από αριθμητικά μοντέλα καιρού για την παροχή αξιόπιστων πεδίων σαν υπόβαθρο (αποτελεί την εισαγωγή του υποβάθρου στην χωρική ανάλυση κατά το πρότυπο της μετεωρολογικής ανάλυσης που περιγράφηκε στο 1.1.3).

Ένας άλλος διαχωρισμός των μεθόδων παρεμβολής είναι σε «γενικευμένες» και «τοπικές» (Global – Local Interpolation Methods) (Sluiter, 2009). Οι γενικευμένες μέθοδοι χρησιμοποιούν όλα τα υπάρχοντα δεδομένα, ολόκληρης της περιοχής μελέτης, και παράγουν, μέσω μίας ενιαίας διαδικασίας, αποτελέσματα για το σύνολο της περιοχής. Οι τοπικές μέθοδοι μέσω απλών ή περισσότερο σύνθετων διαδικασιών υλοποιούν την παρεμβολή διαδοχικά εντός υποπεριοχών με τη χρήση του αντίστοιχου υποσυνόλου των δεδομένων. Οι γενικευμένες μέθοδοι παράγουν εν γένει περισσότερο «λείες» επιφάνειες.

Ένας τρίτος χωρισμός των μεθόδων είναι σε «ακριβείς» και «μη ακριβείς ή προσεγγιστικές» (exact – inexact or approximate). Στις «ακριβείς» μεθόδους η εκτιμώμενη

τιμή παραμένει η ίδια στα σημεία που υπάρχουν μετρήσεις σε αντίθεση με τις «προσεγγιστικές» που δεν αναπαράγουν τις αρχικές τιμές στα σημεία μέτρησης υποθετώντας την υπόθεση της αβεβαιότητας και σε αυτές.

Στον πίνακα 1 περιγράφονται συνοπτικά οι βασικές μέθοδοι χωρικής παρεμβολής κλιματικών δεδομένων (Hartkamp et al., 1999 από Burrough and McDonnell, 1998).

Πίνακας 1. Συγκριτικός πίνακας των μεθόδων παρεμβολής (Hartkamp et al., 1999 από Burrough and McDonnell, 1998)

Method	Deterministic/ stochastic	Local/global	Transitions (abrupt/gradual)	Exact interpolator	Limitations of the procedure	Best for	Computing load	Output data structure	Assumptions of interpolation model
Classification	Deterministic 'soft' information	Global	Abrupt if used alone	No	Delineation of areas and classes may be subjective. Error assessment limited to within-class standard derivations.	Quick assessments when data are sparse. Removing systematic differences before continuous interpolation from data points.	Small	Classified polygons	Homogeneity within boundaries
Trend surfaces	Essentially deterministic (empirical)	Global	Gradual	No	Physical meaning of trend may be unclear. Outliers and edge effects may distort surface. Error assessment limited to goodness of fit	Quick assessment and removal of spatial trends	Small	Continuous, gridded surface	Phenomeno- logical explanation of trend, normally distributed data
Regression models	Essentially deterministic (empirical- statistical)	Global with local refinements	Gradual if inputs have gradual variation	No	Results depend on the fit of the regression model and the quality and detail of the input data surfaces. Error assessment possible if input errors are known.	Simple numerical modeling of expensive data when better methods are not available or budgets are limited	Small	Polygons or continuous, gridded surface	Phenomenological explanation of regression model
Thiessen polygons (proximal mapping)	Deterministic	Local	Abrupt	Yes	No errors assessment, only one data point per polygon. Tessellation pattern depends on distribution of data.	Nominal data from point observations	Small	Polygons or gridded surface	Best local predictor is nearest data point
Pycnophylatic interpolation	Deterministic	Local	Gradual	No, but conserves volumes	Data inputs are counts or densities	Transforming step-wise patterns of population counts to continuous surfaces	Small- moderate	Gridded surface or contours	Continuous smooth variation is better than ad hoc areas
Linear interpolation	Deterministic	Local	Gradual	Yes	No error assessments	Interpolating from point data when data densities are high, as in converting gridded data from one project to another	Small	Gridded surface	Data densities are so large that linear approximation is no problem
Moving averages and inverse distance weighting	Deterministic	Local	Gradual	Not with regular smoothing window, but can be forced	No error assessments. Results depend on size of search window and choice of weighting parameter. Poor choice of window can give artifacts when used with high data densities such as digitized contours	Quick interpolation from sparse data on regular grid or irregularly spaced samples	Small	Gridded surface	Underlying surface is smooth
Thin plate splines	Deterministic with local stochastic component	Local	Gradual	Yes, within smoothing limits	Goodness of fit possible, but the assumption that the fitted surface is perfectly smooth.	Quick interpolation (univariate or multivariate) of digital elevation data and related attributes to create DEMs from moderately detailed data.	Small	Gridded surface, contour lines	Underlying surface is smooth everywhere
Kriging	Stochastic	Local with global variograms. Local with local variograms when stratified. Local with global trends	Gradual	Yes	Error assessment depends on variogram and distribution of data points and size of interpolated blocks. Requires care when modeling spatial correlation structures.	When data are sufficient to compute variograms, kriging provides a good interpolator for sparse data. Binary and nominal data can be interpolated with indicator kriging. Soft information can also be incorporated as trends or stratification. Multivariate data can be interpolated with co-kriging.	Moderate	Gridded surface	Interpolated surface is smooth. Statistical stationarity and the intrinsic hyphotesis.
Conditional simulation	Stochastic	Local with global variograms. Local with local variograms when stratified. Local with global trends.	Irregular	No	Understanding of underlying stochastic process and models is necessary.	Provides an excellent estimate of the range of possible values of an attribute at unsampled locations that are necessary for Monte Carlo analysis of numerical models, also for error assessments that do not depend on distribution of the data but on local values.	Moderate- heavy	Gridded surfaces	Statistical stationarity and the intrinsic hypothesis

1.2.1 Αιτιοκρατικές μέθοδοι παρεμβολής

1.2.1.1 Μέθοδοι του εγγυτέρου γείτονα, πολυγώνων Thiessen και Τριγωνισμού

Η μέθοδος του εγγυτέρου γείτονα (NN - nearest neighborhood) αποδίδει σε κάθε θέση την τιμή του πλησιέστερου γειτονικού σημείου όπου υπάρχει μέτρηση.

Η μέθοδος των πολυγώνων Thiessen εφαρμόζεται ως εξής: Σε ένα χάρτη της περιοχής σημειώνονται οι θέσεις όπου υπάρχουν μετρήσεις. Οι γειτονικοί σταθμοί ενώνονται μεταξύ τους και στη συνέχεια φέρονται οι μεσοκάθετοι των πλευρών των τριγώνων που σχηματίζονται. Τα σημεία τομής των μεσοκαθέτων μεταξύ τους ορίζουν τις κορυφές πολυγώνων σε κάθε ένα από τα οποία εμπεριέχεται μία εκ των θέσεων μέτρησης. Χρησιμοποιείται κυρίως για την ανάλυση της βροχόπτωσης σε τοπικό επίπεδο και έχει επιτυχία σε περιπτώσεις ομογενών πεδίων.

Η μέθοδος του τριγωνισμού είναι ανάλογη με την Thiessen. Στη περίπτωση αυτή ενώνονται πάλι με ευθύγραμμα τμήματα οι γειτονικές θέσεις μέτρησης σχηματίζοντας τρίγωνα. Σε κάθε τρίγωνο αποδίδεται σαν τιμή ο μέσος όρος των τριών θέσεων - κορυφών του.

Και οι τρεις μέθοδοι είναι απλές και γρήγορες αλλά τα παρεμβαλλόμενα πεδία δεν είναι πάντα ρεαλιστικά, ενώ μειονέκτημα παραμένει η έλλειψη μέτρου εκτίμησης της ποιότητας του αποτελέσματος. Φυσικά εξαρτώνται από την ποιότητα αλλά κυρίως από την πυκνότητα των μετρήσεων ενώ δεν μπορούν να ενσωματώσουν άλλη πληροφορία, από όπου προέρχεται και η παρατήρηση ότι εφαρμόζονται σε ομογενή πεδία. Ο Tveito (ed, Dobesh et al, 2007) χρησιμοποιεί τη μέθοδο του εγγυτέρου γείτονα για να οπτικοποιήσει τη μη κανονικότητα του μετρητικού δικτύου στα πλαίσια του προγράμματος NORDGRID για την δόμηση ενός ενιαίου κλιματικού άτλαντα των σκανδιναβικών χωρών. Στα πλαίσια του ιδίου προγράμματος αναφέρεται ότι η Νορβηγική μετεωρολογική υπηρεσία (Jansson et al., 2007) χρησιμοποιεί μία μέθοδο τριγωνισμού σαν γρήγορη μέθοδο παραγωγής κανονικού πλέγματος - καναβοποίησης (gridding) της ημερήσιας βροχόπτωσης.

1.2.1.2 Μέθοδος της αντίστροφης σταθμισμένης απόστασης (IDW).

Η μέθοδος εκτιμά τις άγνωστες τιμές με ένα σταθμισμένο συνδυασμό των γνωστών τιμών στο σύνολο της περιοχής ή σε κατάλληλα επιλεγμένη υποπεριοχή της, με βάση την αρχή ότι οι τιμές στις κοντινότερες περιοχές είναι αντιπροσωπευτικότερες σε σχέση με τις πιο μακρινές. Η μέθοδος αυτή είναι ανάλογη αυτής που εφαρμόζεται και στη μετεωρολογία και έχει εκτενώς περιγραφεί (όπως και τα κριτήρια βάρους) στην 1.1.2 και 1.1.3. Η σχέση εκτίμησης των τιμών σε οιαδήποτε σημείο, με βάση τις υφιστάμενες μετρήσεις είναι η εξής:

$$f_g = \sum_{i=1}^n w_i f_i^{OBS}, \quad \sum_{i=1}^n w_i = 1$$

Όπου : f_g : είναι εκτιμώμενη τιμή στη θέση g ,

f_i^{OBS} : η τιμή της παρατήρησης (Μετ. σταθμό) στη θέση i ,

$$w_i = \frac{d_i^{-\alpha}}{\sum_{i=1}^n d_i^{-\alpha}} \quad (1.2.1.2.1)$$

Η (1.2.1.2.1) περιγράφει την στάθμιση της παρατήρησης με βάση την απόσταση d_i , και $\alpha = 2$ συνήθως.

Η μέθοδος είναι εύκολη και υπολογιστικά γρήγορη. Σύμφωνα με τον Sluiter (2009), επιτρέπει γενικά ανισοτροπία στα δεδομένα αλλά δεν μπορεί να ενσωματώσει βοηθητικά δεδομένα, αν και μέσω του συντελεστή βαρύτητας και του υποβάθρου (1.1.2, 1.1.3) επιχειρήθηκε με σημαντική επιτυχία να επιλυθούν προβλήματα που αναφέρονται κυρίως στην πυκνότητα και ακανόνιστη διανομή του δικτύου μετρήσεων αλλά και εξομάλυνσης του πεδίου. Όπως παρατηρούν οι De Smith et al (2013) κατά την εφαρμογή της μεθόδου με $\alpha=1$ ή 2 παρατηρείται το φαινόμενο των συσσωρεύσεων σε ομόκεντρους κύκλους γύρω από τις θέσεις υφιστάμενων μετρήσεων (bull's eye effect) και το οποίο εμπειρικά παρέκαμψαν με τη χρήση του $\alpha=3$ και την εφαρμογή ενός συντελεστή εξομάλυνσης t , στον οποίο έδωσαν την τιμή 2. Δηλαδή όρισαν ένα νέο $d_i^* = \sqrt{d_i^2 + t^2}$.

1.2.1.3 Προσέγγιση με Splines

Η μέθοδος ανήκει στην ουσία στις πολυωνυμικές μεθόδους παρεμβολής, και όπως αναφέρθηκε και στην 1.1.1, για την εκτίμηση των τιμών χρησιμοποιούνται μαθηματικές συναρτήσεις οι οποίες παράγουν εξομαλυμένες επιφάνειες που διέρχονται από όλα τα σημεία όπου υπάρχουν μετρήσεις.

Μια συνοπτική περιγραφή της μεθόδου των συνήθως χρησιμοποιούμενων κυβικών splines είναι η παρακάτω (Ιορδανίδης, 1985 - Κυτάγιας και Βρυζίδης, 1991).

Έστω ότι ζητείται να προσεγγισθεί μία συνάρτηση $f(x)$, που είναι ορισμένη στο διάστημα α, β . Το διάστημα α, β διαιρείται σε n υποδιαστήματα, επιλέγοντας σημεία $x_i, i = 0(1)n$ και $x_0 = \alpha < x_1 < \dots < x_n = \beta$. Τα σημεία διαχωρισμού λέγονται κόμβοι (knots). Για κάθε υποδιάστημα x_i, x_{i+1} υπολογίζεται ένα πολυώνυμο $p_i(x)$, που προσεγγίζει την $f(x)$. Η σύνθεση αυτών των πολυωνύμων, ορίζει μια συνεχή συνάρτηση την $P(x)$, με συνεχείς πρώτες και δεύτερες παραγώγους.

Η spline είναι μια τμηματική πολυωνυμική προσέγγιση $S(x)$, που συγκροτείται από πολυώνυμα το πολύ n βαθμού κατά τέτοιο τρόπο, ώστε η $S(x)$ να παρεμβάλει την $f(x)$ στους κόμβους. Επίσης απαιτείται να έχει συνεχείς παραγώγους μέχρι $n-1$ τάξεως, ώστε να εξασφαλίζεται κάποια εξομάλυνση στους κόμβους αφού τα τμηματικά πολυώνυμα παρεμβολής, από κατασκευής, δεν μπορούν να εμφανίζονται λεία στα σημεία αυτά.

Καθόσον η συνηθέστερη μορφή των splines που χρησιμοποιούνται είναι οι κυβικές (cubic splines), δηλαδή αυτές που απαρτίζονται από πολυώνυμα τρίτου βαθμού, έστω, P_3 το σύνολο των πραγματικών πολυωνύμων μέχρι $3^{\text{ου}}$ βαθμού.

$$P_3 = \{ f(x) / f(x) \in R \text{ και } \deg f(x) \leq 3 \}$$

καθώς και μία συνάρτηση $f(x)$ ορισμένη στο διάστημα α, β , με τον διαμελισμό $\Delta: \alpha = x_0 < x_1 < \dots < x_n = \beta$.

Η συνάρτηση $S(x)$ θα λέγεται ότι είναι η κυβική spline παρεμβολής της $f(x)$ στα σημεία $x_i, i = 0(1)n$, όταν (Κυτάγιας και Βρυζίδης, 1991) :

α) Έχει συνεχείς παραγώγους δεύτερης τάξης στο α, β

β) Παρεμβάλλει την $f(x)$ στους κόμβους της διαμέλισης $S(x_i) = f(x_i), i = 0(1)n$

γ) Σε κάθε υποδιάστημα x_i, x_{i+1} η $S(x)$ ισούται με πολυώνυμο το πολύ 3^{ου} βαθμού $S(x) = p_i(x) \mid x_i, x_{i+1}, i = 0(1)n-1, p_i(x) \in P_3$

Είναι φανερό ότι η $S(x)$ αποτελείται από n πολυώνυμα της μορφής :

$$p_i(x) = \alpha_i + \beta_i(x - x_i) + \gamma_i(x - x_i)^2 + \delta_i(x - x_i)^3$$

για κάθε διάστημα της μορφής $x_i, x_{i+1}, i = 0(1)n$.

Εύκολα γίνεται κατανοητό ότι για να ορισθούν όλα τα πολυώνυμα χρειάζεται να προσδιορισθούν $4n$ συντελεστές. Μία από τις μεθόδους που προτείνεται από τους Κυτάγια και Βρυζίδη (1991) είναι με την επίλυση του συστήματος των συντελεστών, που προκύπτει από τις τιμές του πολυωνύμου (που αντιστοιχούν με αυτές της συνάρτησης) στα κομβικά σημεία και από τις αντίστοιχες τιμές της πρώτης και δεύτερης παραγώγου στα εσωτερικά σημεία του διαμελισμού.

Η μέθοδος αυτή ανήκει στις γενικευμένες και ακριβείς μεθόδους παρεμβολής. Υλοποιούνται με τη χρήση οικογένειας πολυωνύμων παρεμβολής σε διακριτές περιοχές με επικάλυψη στο σύνορο ενώ παράλληλα υφίστανται διάφοροι αλγόριθμοι εξομάλυνσης των παραγόμενων επιφανειών. Οι αλγόριθμοι αυτοί, κατά κύριο λόγο, περιγράφουν κυρίως τις διαφορές μεταξύ των διαθέσιμων μεθόδων spline (Sluiter, 2009). Υποτίθεται ότι οι μετρήσεις είναι απαλλαγμένες σφαλμάτων αφού δεν εμπεριέχεται στον αλγόριθμο μέθοδος ελέγχου. Βοηθητικά δεδομένα μπορούν να συμπεριληφθούν κατά τη χρήση προηγμένων μεθόδων, όπως η μέθοδος ANUSPLIN (Hutchinson, 2014) και για την αξιολόγηση μπορούν να χρησιμοποιηθούν εξελεγμένες μέθοδοι, όπως η cross validation (στην οποία γίνεται αναφορά στη συνέχεια).

Όπως αναφέρει ο Sluiter (2009), οι πολυωνυμικές συναρτήσεις θεωρούνται ως μια καλή μέθοδος για την παρεμβολή των μηνιαίων και ετήσιων κλιματικών δεδομένων και η KNMI (Ολλανδική Μετεωρολογική Υπηρεσία) τις χρησιμοποιεί για την παρεμβολή όλων των κλιματολογικών και μετεωρολογικών στοιχείων. Όμως, οι Tveito et al. (2006) αναφέρουν ότι, στην Πορτογαλία οι splines συγκρινόμενες με διάφορες άλλες μεθόδους, στην χωρικοποίηση της μέσης μηνιαίας θερμοκρασίας, με χρήση δεδομένων από 84 μετεωρολογικούς σταθμούς, υστέρησαν σε σχέση με γεωστατιστικές μεθόδους (Kriging), μοντέλα γραμμικής παλινδρόμησης αλλά και της μεθόδου της αντίστροφα σταθμισμένης απόστασης (IDW).

1.2.1.4 Μέθοδοι γραμμικής παλινδρόμησης

Η γραμμική παλινδρόμηση εκφράζει τη σχέση μεταξύ μιας προς εκτίμηση μεταβλητής με μία ή περισσότερες επεξηγηματικές μεταβλητές. Στην πλέον απλή μορφή της περιγράφεται από μία ευθεία γραμμή η οποία συχνά δεν διέρχεται από κανένα από τα σημεία των δεδομένων. Ο υπολογισμός της ευθείας η οποία προσεγγίζει καλλίτερα τα δεδομένα γίνεται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Least Squares). Ο βαθμός προσαρμογής παρέχεται από τον συντελεστή προσδιορισμού (Coefficient of determination) R^2 με τιμές στο κλειστό διάστημα $[0,1]$, με τις τιμές «κοντά» στο 1 να αντιστοιχούν σε καλή προσαρμογή, και εκφράζεται από την σχέση:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2},$$

όπου: x_i η παρατηρούμενη τιμή στη i -θέση, $\hat{x}_i$ η εκτιμώμενη από την ευθεία ελαχίστων τετραγώνων τιμή στη i -θέση, και $\bar{x}$ ο μέσος του δείγματος.

Αν και κατατάσσονται στις αιτιοκρατικές μεθόδους οι απαιτούμενες στατιστικές παραδοχές κατά την εφαρμογή τους παραπέμπουν και στις στοχαστικές. Στο πνεύμα αυτό μπορεί να υπολογιστεί το τυπικό σφάλμα και παρέχεται η δυνατότητα εκτίμησης της ακρίβειας της προσαρμογής (Sluiter, 2009). Επίσης επεκτείνοντας τη μορφή της παλινδρόμησης από απλή σε πολλαπλή μπορούν να συμπεριληφθούν και βοηθητικά δεδομένα. Οι Perry και Hollis (2006) περιγράφουν την εφαρμογή γραμμικής

παλινδρόμησης, σε περιβάλλον ΓΠΣ, για την παραγωγή των μηνιαίων τιμών 36 παραμέτρων σε πεδίο κανονικού πλέγματος σημείων ανάλυσης 5 χιλιομέτρων σε συνδυασμό με την IDW στο MetOffice (Ηνωμένο Βασίλειο). Η γραμμική παλινδρόμηση χρησιμοποιήθηκε και στο PRISM (Szentimrey et al., In: H. Dobesch et al Ed., 2007) αλλά και για την ανάλυση κλιματικών δεδομένων στην Πορτογαλία (Tveito et al., 2006- και 1.2.1.3).

Η χρήση ΓΠΣ οδηγεί στην μέθοδο της γεωγραφικά σταθμισμένης παλινδρόμησης (Geographically Weighted Regression – GWR). Η βασική ιδέα της μεθόδου δεν διαφέρει από αυτήν της στατιστικά οριζόμενης παλινδρόμησης, δηλαδή είναι ότι οι τιμές των παραμέτρων μπορούν να εκτιμηθούν σε κάθε σημείο του χώρου ως εξαρτώμενες μεταβλητές ενός συνόλου ανεξάρτητων μεταβλητών που είναι οι υφιστάμενες μετρήσεις στις γνωστές θέσεις. Όπως αναφέρουν οι Fotheringham et al. (2002), η διαφορά με την πολλαπλή παλινδρόμηση εντοπίζεται στην στάθμιση της συνεισφοράς των ανεξάρτητων μεταβλητών με βάση την γεωγραφική τους θέση. Επίσης στην όλη διαδικασία μπορεί να χρησιμοποιηθεί και η ακτίνα επίδρασης κατά ανάλογο τρόπο που περιγράφηκε στην 1.1.2. Το σημείο αυτό αποτελεί και το πλεονέκτημα της μεθόδου αφού, με δεδομένες τις συχνά έντονες χωρικές διαφοροποιήσεις έκφρασης των μετρούμενων παραμέτρων, το αποτέλεσμα καθορίζεται από το χωρικό πεδίο αναφοράς. Η μέθοδος παρέχει την δυνατότητα μετάβασης από ένα γενικό επίπεδο σε τοπικό με την εισαγωγή της χωρικής παραμέτρου μέσω της ακτίνας επίδρασης (Fotheringham et al. 2002 και Brunsdon et al., 1998).

1.2.2 Γεωστατιστικές (στοχαστικές) μέθοδοι παρεμβολής

Οι στοχαστικές μέθοδοι δέχονται ότι η υφιστάμενη τιμή δειγματοληψίας σε μία συγκεκριμένη θέση (και σε συγκεκριμένο χρόνο) εκφράζεται από μία τυχαία μεταβλητή η οποία περιγράφεται από κάποια συνάρτηση κατανομής ή συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας. Έτσι αν διατίθενται n -σημεία του χώρου όπου υφίστανται μετρήσεις η επιφάνεια που ορίζουν θα περιγράφεται από μία κοινή συνάρτηση κατανομής n -διαστάσεων.

Η παραπάνω θεώρηση του χώρου αποτελεί αντικείμενο της γεωστατιστικής. Με τον όρο γεωστατιστική (Μαμάσης, 2007) ορίζεται ένα σύνολο στατιστικών τεχνικών που

σχετίζονται με μεταβλητές που μεταβάλλονται στο χώρο. Οι τεχνικές αυτές βασίζονται στην υπόθεση ότι η χωρική διακύμανση της μεταβλητής είναι τυχαία, οπότε χρησιμοποιούν στατιστικές μεθοδολογίες για οποιαδήποτε εκτίμηση απορρέει από τις σημειακές μετρήσεις της μεταβλητής. Σημαντικό πλεονέκτημα των γεωστατιστικών μεθόδων είναι το γεγονός ότι ποσοτικοποιούν και τελικά ελαχιστοποιούν το σφάλμα εκτίμησης. Η γεωστατιστική ανάλυση περιλαμβάνει δύο κύριες φάσεις:

- την χωρική ανάλυση που περιλαμβάνει την επιλογή και προσαρμογή ενός μοντέλου που περιγράφει την χωρική μεταβλητότητα των σημειακών μετρήσεων, και
- την βέλτιστη γραμμική αμερόληπτη εκτίμηση (best linear unbiased estimation-BLUE) που σχετίζεται με τον υπολογισμό των εκτιμητριών των αγνώστων ως γραμμικών συναρτήσεων των μετρήσεων. Οι εκτιμήτριες είναι αμερόληπτες, έχουν την ελάχιστη μεταβλητότητα, ενώ για τον υπολογισμό τους χρησιμοποιείται η μοντελοποίηση της χωρικής μεταβλητότητας.

Συνεπώς μια χωρικά μεταβαλλόμενη συνάρτηση στον χώρο θα είναι της μορφής $z(x)$, όπου x διάνυσμα $(1,2,3,..., n)$ διαστάσεων. Η εκτίμηση της τιμής σε μία τυχαία θέση a , $\hat{z}(x_a)$ (όπου δεν υφίσταται παρατήρηση) θα γίνεται από μια εκτιμήτρια συνάρτηση η οποία θα ορίζεται ως γραμμικός συνδυασμός των τιμών στις θέσεις παρατήρησης $z(x_1), z(x_2), z(x_3), ..., z(x_n)$.

$$\hat{z}(x_a) = \sum_{i=1}^n w_i z(x_i), \text{ όπου } w_i \text{ τα γνωστά βάρη που όμως εδώ σχετίζονται με την χωρι-}$$

κή διακύμανση της μεταβλητής και τα οποία επιλέγονται ώστε να είναι αμερόληπτα και να ελαχιστοποιούν το μέσο τετραγωνικό σφάλμα.

1.2.2.1 Περιφερειακή μεταβλητή, τυχαίες κατανομές και διάγραμμα διακύμανσης

Στο σημείο αυτό θα πρέπει να εισαχθεί και η έννοια της περιφερειακής μεταβλητής (regionalized) ως την φυσική ιδιότητα της μεταβλητής να κινείται σε χώρο ενδιάμεσο μεταξύ της τυχειότητας και της απόλυτα αιτιοκρατικής. Σε αυτή την περίπτωση η μεταβλητή παρουσιάζει συσχέτιση με κοντινά σε αυτή σημεία. Συνεπώς μπορεί να

εκφραστεί με μια συνεχή επιφάνεια σε μία υποπεριοχή του χώρου αφού είναι δυνατόν να εντοπιστούν τοπικά χαρακτηριστικά της μεταβλητής (Cressie, 1991 - Burrough and McDonnell, 1998).

Με τα παραπάνω η περιφερειακή μεταβλητή $z(x)$ ορίζεται ως τυχαία μεταβλητή που παίρνει διαφορετικές τιμές στα διαφορετικά x του χώρου και όλα τα $z(x)$ ορίζουν ένα άπειρο σύνολο τυχαίων μεταβλητών $Z(x)$ και ορίζουν συνεπώς μία τυχαία κατανομή.

Δηλαδή η $Z(x)$ εκφράζεται μέσα από ένα σύνολο $z_1(x), z_2(x), z_3(x), \dots, z_m(x)$. Στη πράξη όμως υφίσταται μόνο ένα σύνολο $z(x_i)$ και η προσέγγιση της κατανομής αντιμετωπίζεται μέσω αναγκαίων υποθέσεων. Οι υποθέσεις αυτές εισάγουν την έννοια της στασιμότητας στο χώρο (stationary), δηλαδή την μη μεταβολή των στατιστικών ιδιοτήτων των μεταβλητών μας στην περιοχή μελέτης, σε διάφορα επίπεδα «αυστηρότητας». Η αυστηρή έννοια της στασιμότητας ορίζει ότι όλες οι ροπές της κατανομής παραμένουν αμετάβλητες κατά την μετατόπιση, γεγονός πολύ δύσκολο, αν όχι αδύνατο, στην πράξη. Εναλλακτικά ορίζονται:

Στασιμότητα πρώτης τάξης (strong stationary), όταν η αναμενόμενη τιμή μίας τυχαίας συνάρτησης $Z(x)$ είναι η ίδια σε όλες τις θέσεις της περιοχής μελέτης.

Η στασιμότητα δεύτερης τάξης (second order stationary) ορίζεται όταν:

$E[Z(x)] = m$, όπου m ο μέσος όρος, και η συνδιακύμανση των τιμών της Z εξαρτάται από το h και όχι από το x , δηλαδή από την μεταξύ τους απόσταση και όχι από τη θέση τους, δηλαδή:

$$\begin{aligned} \text{Cov}[Z(x), Z(x+h)] &= E[(Z(x) - m)(Z(x+h) - m)] = \\ &= E[Z(x)Z(x+h) - m^2] = C(h) \end{aligned} \quad (1.2.2.1)$$

Καθώς στη πράξη το ενδεχόμενο ακόμα και της στασιμότητας δεύτερης τάξης συχνά δεν υφίσταται χρησιμοποιείται η ενδογενής υπόθεση (intrinsic hypothesis) στασιμότητας (Matheron, 1971; Kitanidis, 1997). Με βάση την υπόθεση αυτή οι διαφορές $Z(x) - Z(x+h)$ είναι ασθενώς στάσιμες (second order stationary – weak stationary) και συνεπώς θα ισχύει: $E[Z(x) - Z(x+h)] = 0$,

$$(1.2.2.2)$$

και η διακύμανση των διαφορών εξαρτάται μόνο από την απόσταση μεταξύ των δύο σημείων.

$$\text{Var}[Z(x) - Z(x+h)] = E[\{Z(x) - Z(x+h)\}^2] = 2\gamma(h) \quad (1.2.2.3)$$

Η ποσότητα $2\gamma(h)$ καλείται βαριόγραμμα (variogram), και η $\gamma(h)$ είναι γνωστή στην γεωστατιστική ως ημιδιακύμανση – ημιβαριόγραμμα (semivariogram) και δίνεται

$$\text{από τη σχέση: } \gamma(h) = \frac{1}{2} E[\{Z(x) - Z(x+h)\}^2] \quad (1.2.2.4)$$

Σύμφωνα με τον Kitanidis (1997):

$$\begin{aligned} \gamma(h) &= \frac{1}{2} E[\{Z(x) - Z(x+h)\}^2] = \frac{1}{2} E[\{(Z(x) - m) - (Z(x+h) - m)\}^2] = \\ &= -E[(Z(x) - m) - (Z(x+h) - m)] + \frac{1}{2} E[Z(x) - m^2] + \frac{1}{2} E[Z(x+h) - m^2] = \\ &= -C(h) + C(0) \end{aligned} \quad (1.2.2.5)$$

Το ημιβαριόγραμμα συνεπώς είναι η αρνητική συνδιακύμανση συν μία σταθερά, δηλαδή:

$$\gamma(h) = -C(h) + C(0) \quad (1.2.2.6)$$

Οι σχέσεις (1.2.2.2) και (1.2.2.4) ορίζουν (Kitanidis, 1997) το ενδογενές ιστροπικό² μοντέλο (intrinsic isotropic model) και από την (1.2.2.6) προκύπτει ότι αν $h \rightarrow \infty$ τότε $\gamma(h) \rightarrow C(0) = \sigma^2$ και αν η $Z(x)$ δεν είναι στάσιμη για $h \rightarrow \infty$ και $\gamma(h) \rightarrow \infty$, γεγονός που μπορεί να ανιχνευθεί από την γραφική απεικόνιση του ημιβαριογράμματος.

Συνεπώς:

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

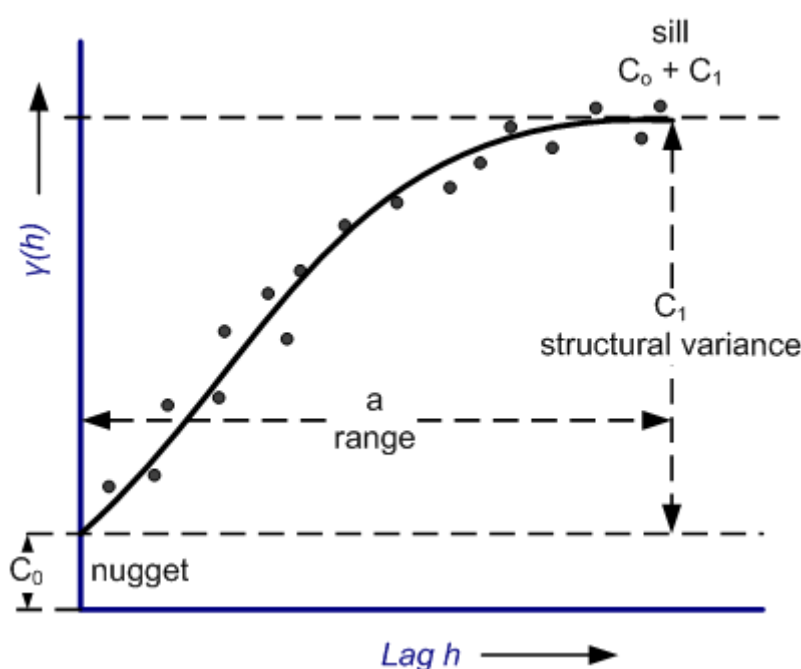
όπου n ο αριθμός των ζευγών των σημείων μέτρησης της μεταβλητής τα οποία απέχουν μεταξύ τους απόσταση h (lag distance). Όπως προκύπτει η ημιδιακύμανση με-

² Ισοτροπικό ορίζεται ένα μοντέλο όταν οι υπό εξέταση ιδιότητες μεταβάλλονται με όμοιο τρόπο προς όλες τις διευθύνσεις, ή αν η συνδιασπορά εξαρτάται μόνο από την απόσταση μεταξύ των σημείων και όχι από την κατεύθυνση κατά την οποία αυτά διαχωρίζονται (Κουτσόπουλος, 2006).

ταξύ δύο θέσεων εξαρτάται μόνο από την απόσταση και τη διεύθυνση και όχι από την γεωγραφική τους θέση. Η γραφική παράσταση της $\gamma(h)$ είναι γνωστή ως πειραματικό βαριόγραμμα (experimental variogram) και μία ενδεικτική μορφή του αποδίδεται στην εικόνα 7.

1.2.2.2 Το ημι-βαριόγραμμα (semi-variogram)

Στη πράξη το ημιβαριόγραμμα, που μόλις παραπάνω ορίστηκε, απεικονίζει τον τρόπο που η διακύμανση ενός χαρακτηριστικού μεταβάλλεται στο χώρο (με βάση τον

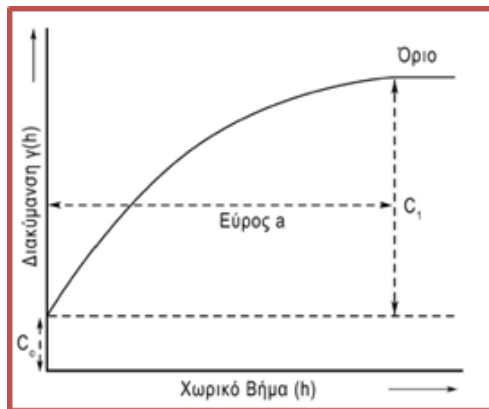


Εικόνα 7. Ενδεικτική μορφή ημιβαριογράμματος (Burrough and McDonnell, 1998- Hengl, 2009 – ιδία επεξεργασία)

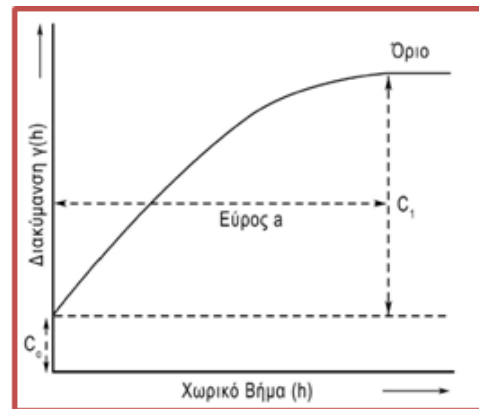
τρόπο που ορίζονται δύο σημεία στο χώρο – την μετρική απόσταση και την κατεύθυνση) (Oliver and Webster, 1990). Το range (εύρος) ορίζεται ως το τμήμα του ημιβαριογράμματος όπου εμφανίζεται μια συνεχής αύξηση της ημιδιακύμανσης σε σχέση με την απόσταση. Εντός των ορίων του εύρους υφίσταται χωρική συσχέτιση των δεδομένων, δηλαδή υφίσταται η δυνατότητα αναζήτησης μοντέλου περιγραφής. Στην ουσία καθορίζει την «ακτίνα επίδρασης» που αναφέρθηκε στην 1.1.2. Έτσι η $\gamma(h)$ θα παίρνει τιμή κοντά στο μηδέν για μικρές αποστάσεις και θα αυξάνεται όσο η απόσταση ανάμεσα στα δείγματα αυξάνεται και γίνεται σταθερή πάνω από κάποιο όριο κατώφλι (sill), για αποστάσεις μεγαλύτερες από τη ζώνη επιρροής

(range) (Lam, 1983). Στην εικόνα 7 το c_0 περιγράφει το τμήμα της διασποράς που αφορά στο ονομαζόμενο nugget.

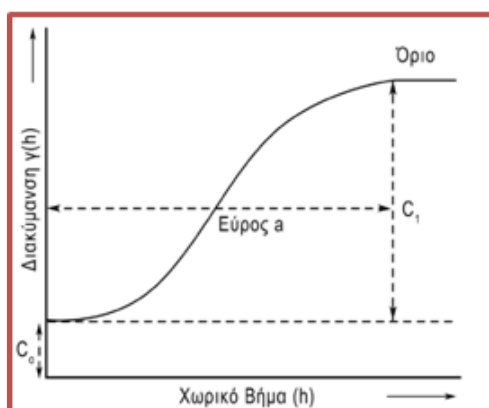
Το nugget αντιπροσωπεύει τις χωρικές μεταβολές σε αποστάσεις πολύ μικρότερες από εκείνες όπου αντιστοιχούν στις θέσεις μέτρησης που κατά συνέπεια δεν μπορούν να ανιχνευθούν, καθώς και τα σφάλματα που υπεισέρχονται στις τιμές της παραμέτρου κατά τη δειγματοληψία. Σύμφωνα με τον Cressie (1993) αν το nugget είναι περίπου ίδιο με το sill σημαίνει απουσία χωρικής συσχέτισης. Η παράμετρος c_1 ονομάζεται structural variance και περιγράφει την χωρική δομή της διακύμανσης όπως αυτή καταγράφεται από τις μετρήσεις. Ο λόγος nugget/sill ως % ποσοστό, σύμφωνα με τους Cambardella et al. (1994) είναι ένα μέτρο της χωρικής εξάρτησης.



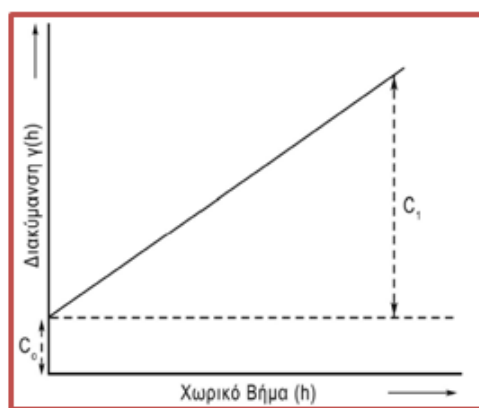
α. Εκθετικό μοντέλο



β. Σφαιρικό Μοντέλο



γ. Κανονικό (Gaussian) μοντέλο



δ. Γραμμικό μοντέλο

Εικόνα 8: Θεωρητικά μοντέλα (μορφές) βαριογράμματος (Δήμου, 2010)

Έτσι τιμές $\leq 25\%$ καταδεικνύουν ισχυρή χωρική εξάρτηση ενώ τιμές $\geq 75\%$ ασθενή χωρική εξάρτηση.

Για να είναι το πειραματικό διάγραμμα διακύμανσης χρήσιμο σε μία μέθοδο παρεμβολής (Kriging), θα πρέπει να προσεγγιστεί από ένα θεωρητικό μοντέλο από όπου θα προκύψει ένα προσαρμοσμένο γράφημα διακύμανσης. Στο σημείο αυτό, θα πρέπει να τονιστεί ότι η επιλογή των διαφόρων αυτών μοντέλων δεν μπορεί να είναι μια απλή, υποκειμενική διαδικασία, αφού η χρήση τους πρέπει να ακολουθεί συγκεκριμένες μαθηματικές προϋποθέσεις (Isaaks and Srivastava, 1989). Γενικά, η προσαρμογή των στοιχείων ενός δείγματος σε ένα συγκεκριμένο μοντέλο είναι μία διαδικασία, όπου η γνώση, η εμπειρία και τα στατιστικά στοιχεία αρμονικά την καθορίζουν (Κουτσόπουλος, 2005).

Τα θεωρητικά μοντέλα (μορφές) του βαριογράμματος που συνήθως εφαρμόζονται στο σύνολο σχεδόν των εφαρμογών είναι τα παρακάτω τέσσερα (Κουτσόπουλος 2005):

α. Εκθετικό μοντέλο

Παρατηρείται βαθμιαία μεταβολή προς την μέγιστη τιμή της ζώνης επιρροής ενώ το sill και nugget είναι σαφώς οριοθετημένα.

$$\gamma(h) = c_0 + c_1(1 - e^{\frac{-3h}{r}}), \text{ όταν } h > 0 \text{ και}$$

$$\gamma(h) = 0 \text{ όταν } h = 0$$

Το r είναι μία παράμετρος απόστασης που ελέγχει το εύρος της χωρικής διακύμανσης. Εφόσον το μοντέλο προσεγγίζει (ασυμπτωτικά) την οριακή τιμή (sill), η ζώνη επιρροής (effective range) ορίζεται συμβατικά $a = 3r$ όπου το βαριόγραμμα είναι στο 95% του sill. (Εικόνα 8.α)

β. Σφαιρικό μοντέλο

Από τα πλέον χρησιμοποιούμενα μοντέλα (Εικόνα 8.β).

$$\gamma(h) = c_0 + c_1 \left[\frac{3}{2} \frac{h}{a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right], \text{ όταν } 0 < h \leq a,$$

$$\gamma(h) = c_0 + c_1, \text{ όταν } h > a, \text{ και}$$

$$\gamma(h) = 0, \text{ όταν } h = 0$$

Η ζώνη επιρροής υπολογίζεται από τη σχέση: $\gamma(h) = 0,95(c_0 + c_1)$

γ. Κανονικό (Gaussian) μοντέλο

$$\gamma(h) = c_0 + c_1 \left[1 - e^{-\left(\frac{h}{r}\right)^2} \right] \text{ και } \gamma(0) = 0$$

Η ζώνη επιρροής είναι $a = 1.73r$ (95% του sill). Το μοντέλο εμφανίζει συνεχή συμπεριφορά στην αρχή και συνήθως εφαρμόζεται σε πολύ ομαλές μεταβλητές (Δήμου, 2010) (Εικόνα 8.γ).

δ. Γραμμικό μοντέλο

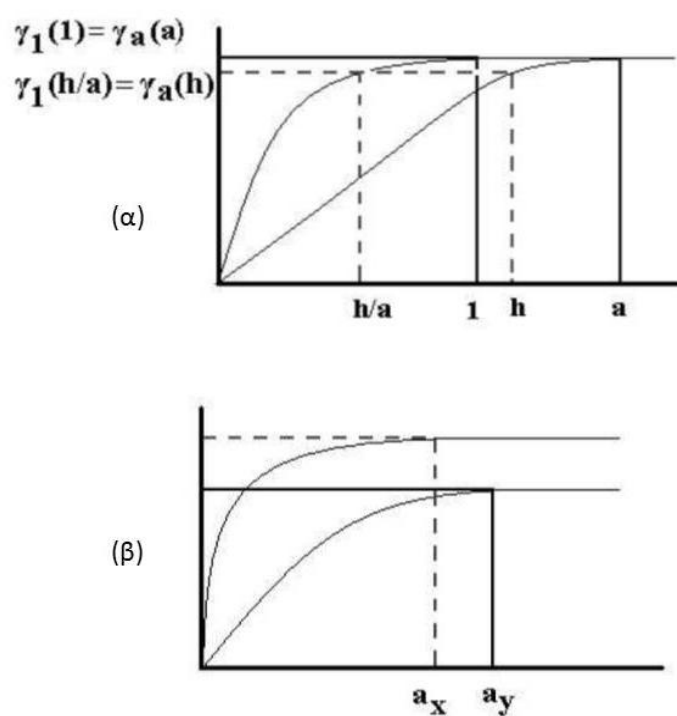
Οι τρεις προηγούμενες κατηγορίες ανήκουν στα μεταβατικά βαριόγραμματα (transitive variogramms) μοντέλα καθόσον η δομή της χωρικής συσχέτισης μεταβάλλεται με το h και υφίσταται sill. Τα μη μεταβατικά μοντελοποιούνται από το γραμμικό μοντέλο.

$$\gamma(h) = c_0 + bh, \text{ όπου } b \text{ η κλίση της ευθείας (Εικόνα 8.δ)}$$

1.2.2.3 Ανισοτροπία

Τα παραπάνω προϋποθέτουν ότι η χωρική συσχέτιση είναι η ίδια σε όλες τις κατευθύνσεις, ή ισότροπα. Σε αυτή την περίπτωση η συνάρτηση συνδιακύμανσης το βαριόγραμμα εξαρτώνται μόνο από την απόσταση μεταξύ των θέσεων μέτρησης και όχι την κατεύθυνση. Σε πολλές όμως περιπτώσεις, μια ιδιότητα παρουσιάζει διαφορετικές δομές σε διαφορετικές κατευθύνσεις, και το βαριόγραμμα θα πρέπει να προσαρμοσθεί ώστε να εμπεριέχει αυτές τις διαφορές. Στη βιβλιογραφία αναφέρεται ως δύο ειδών: γεωμετρική και ζωνική. Οι Journel and Huijbregts (1978) και

Isaaks and Srivastava (1989), αναφορά στον LeMay (1998), ορίζουν ότι η γεωμετρική ανισοτροπία χαρακτηρίζεται από βαριογράμματα ανά κατεύθυνση τα οποία παρουσιάζουν σχεδόν το ίδιο sill αλλά διαφορετικό εύρος (range). Η ανισοτροπία αυτή μπορεί να αρθεί με έναν απλό γραμμικό μετασχηματισμό ενώ η ζωνική όχι. Από τον ίδιο (LeMay,1998) αποδίδεται στους Isaaks and Srivastava (1989) ο ορισμός της ζωνικής ανισοτροπίας ως την περίπτωση κατά την οποία το range παραμένει σταθερό ανά διεύθυνση αλλά αλλάζει το sill. Ο LeMay (1998) διαφωνεί με τον ορισμό αυτό ως μη περιεκτικό και συμφωνώντας με τον Zimmerman (1993) εισηγείται την αντικατάσταση του όρου ζωνική ανισοτροπία με τους εξειδικευμένους range, sill και nugget anisotropy τους οποίους παρουσιάζει εκτενώς.



Εικόνα 9: (α) Γεωμετρική ανισοτροπία, (β) ζωνική ανισοτροπία

Η διαδικασία άρσης της γεωμετρικής ανισοτροπίας (Krūminiene,2010) περιλαμβάνει:

- Τον εντοπισμό των διευθύνσεων μέγιστου και ελάχιστου εύρους (range).

- Την στροφή των αξόνων ώστε να ταυτίζονται με τις διευθύνσεις μέγιστου – ελάχιστου εύρους.
- Τα κατευθυντικά βαριογράμματα προσαρμόζονται σε ένα με τυποποιημένο εύρος 1.
- Την κατασκευή ενός πίνακα μετασχηματισμών

Έστω ότι οι άξονες ανισοτροπίας ορίζουν ένα νέο σύστημα συντεταγμένων (x', y') το οποίο διαφέρει από το υφιστάμενο (x, y) κατά μία γωνία θ (δεξιόστροφα). Οι στροφή των αξόνων κατά θ δίνει το παρακάτω μετασχηματισμό των x, y .

$$\begin{pmatrix} x' \\ y' \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos \theta & \sin \theta \\ -\sin \theta & \cos \theta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix},$$

από όπου εύκολα προκύπτει ότι: $x' = x \cos \theta + y \sin \theta$, $y' = y \cos \theta - x \sin \theta$

Το lag $h = (h_x, h_y)$ μέσω του παραπάνω πίνακα μετασχηματισμού R θα μετασχηματιστεί σε ένα νέο $h' = (h'_x, h'_y)$: $\begin{pmatrix} h'_x \\ h'_y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos \theta & \sin \theta \\ -\sin \theta & \cos \theta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} h_x \\ h_y \end{pmatrix} = Rh$, όπου

$$R = \begin{pmatrix} \cos \theta & \sin \theta \\ -\sin \theta & \cos \theta \end{pmatrix}$$

Στη γενική έκφραση του μετασχηματισμού καθόσον οι διευθύνσεις μέγιστου και ελάχιστου εύρους είναι δυνατόν να μην είναι ορθογώνιες (Krūminiene, 2010) και ορίζοντας a_x το ελάχιστο εύρος και a_y το μέγιστο τότε ο μετασχηματισμός γίνεται:

$$\begin{pmatrix} h'_x \\ h'_y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{a_x} & 0 \\ 0 & \frac{1}{a_y} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \cos \theta & \sin \theta \\ -\sin \theta & \cos \theta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} h_x \\ h_y \end{pmatrix} = TRh, \text{ όπου}$$

$$T = \begin{pmatrix} \frac{1}{a_x} & 0 \\ 0 & \frac{1}{a_y} \end{pmatrix}.$$

Ορίζοντας :

$$A = \begin{pmatrix} \frac{1}{a_x} & 0 \\ 0 & \frac{1}{a_y} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \cos \theta & \sin \theta \\ -\sin \theta & \cos \theta \end{pmatrix}$$

προκύπτει μία γενική έκφραση

του μετασχηματισμού $h' = TRh = Ah$.

Επίσης ο λόγος $\frac{a_x}{a_y}$ ορίζεται και ως λόγος ανισοτροπίας (Krūminiene, 2010) και κυμαίνεται μεταξύ 0 και 1 (Chiles and Delfiner, 1999), και το βαριόγραμμα μπορεί να γραφεί $\gamma(h) = \gamma_0(|Ah|)$.

Προφανώς (Bohling, 2005) η άρση της ανισοτροπίας σε τρεις κύριες και ορθογώνιες διευθύνσεις με εύρος $a = (a_x, a_y, a_z)$ και διάνυσμα απόστασης $\vec{h} = (h_x, h_y, h_z)$ δίνεται από τον μετασχηματισμό.

$$h = \sqrt{\left(\frac{h_x}{a_x}\right)^2 + \left(\frac{h_y}{a_y}\right)^2 + \left(\frac{h_z}{a_z}\right)^2}$$

1.2.2.4 Αξιολόγηση προσαρμογής βαριογράμματος

Όπως προαναφέρθηκε η όλη διαδικασία αποσκοπεί στην παραγωγή ενός μοντέλου που να προσεγγίζει με την μέγιστη δυνατή ακρίβεια την χωρική διακύμανση των εξεταζόμενων παραμέτρων. Συνεπώς υφίσταται η ανάγκη εφαρμογής αντικειμενικών μεθόδων αξιολόγησης της προσαρμογής του βαριογράμματος. Οι συνηθέστεροι μέθοδοι που εφαρμόζονται είναι η ελαχιστοποίηση του αθροίσματος των τετραγώνων των υπολοίπων, ή, κυρίως, το κριτήριο Akaike Information Criterion (AIC) (McBratney and Webster, 1986 αναφορά από τους Oliver, M. et al., 1989).

$$A = n \ln R + 2p$$

Όπου, n ο αριθμός των σημείων στο βαριόγραμμα, R το άθροισμα των τετραγώνων των υπολοίπων και p ο αριθμός των παραμέτρων που ενσωματώνονται στο μοντέλο. Η μικρότερη τιμή του AIC υποδηλώνει και καλλίτερη προσαρμογή του μοντέλου.

1.2.2.5 Η μέθοδος παρεμβολής Kriging

Η γεωστατιστική προσέγγιση της χωρικής παρεμβολής υλοποιείται με τις μεθόδους Kriging. Η ονομασία προέρχεται από τον G. Matheron προς τιμή του D.G. Krige ο οποίος πρωτοπόρησε στη χρήση στατιστικών μεθόδων για την εκτίμηση αποθεμάτων ορυκτών στη Νότια Αφρική τη δεκαετία του 1950, μέθοδος που εφαρμόστηκε εκτενώς στην μεταλλευτική βιομηχανία από την δεκαετία το 1970. Πολύ γρήγορα η μέθοδος εφαρμόστηκε σε ένα ευρύ φάσμα γεωεπιστημών.

Σύμφωνα με τους Burrough και McDonnell (1998) η μέθοδος αυτή επιτυγχάνει εκτίμηση των τιμών των μεταβλητών σε θέσεις όπου δεν υφίστανται μετρήσεις με τη χρήση των μετρητικών δεδομένων και των πληροφοριών του βαριογράμματος. Επίσης ικανοποιεί τις απαιτήσεις για τον χαρακτηρισμό του ως βέλτιστου αμερόληπτου γραμμικού εκτιμητή, καθόσον το αναμενόμενο μέσο τετραγωνικό σφάλμα μεταξύ εκτιμώμενης και μετρούμενης τιμής είναι ελάχιστο, και εκτίμηση προκύπτει ως γραμμική συνάρτηση των υφισταμένων μετρήσεων. Αν στη θέση x_0 , $\hat{Z}(x_0)$ είναι η εκτιμώμενη τιμή και $Z(x_0)$ η πραγματική, θα ισχύουν:

- 1) Το $E[(\hat{Z}(x_0) - Z(x_0))^2]$ θα είναι ελάχιστο, και
- 2) $\hat{Z}(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i)$, όπου λ_i τα βάρη που αντιστοιχούν σε κάθε σημείο του δείγματος και εξαρτώνται από τη θέση τους σε σχέση με την υπό εκτίμηση θέση.

Από την συνθήκη αμεροληψίας προκύπτει ότι το αναμενόμενο μέσο σφάλμα θα είναι μηδέν, $E[\hat{Z}(x_0) - Z(x_0)] = 0$.

Η συνήθης (κανονική) μέθοδος kriging (Ordinary Kriging – OK) βασίζεται στη χωρική συνάρτηση (Κουτσόπουλος, 2005):

$$Z(x_i) = m(x_i) + U(x_i) + \varepsilon \quad (1.2.2.4.1)$$

όπου, $m(x_i)$ μια αιτιοκρατική συνάρτηση που περιγράφει τη δομική συνισταμένη της Z στο x_i , $U(x_i)$ ένας στοχαστικός όρος που εκφράζει τα υπόλοιπα από την $m(x_i)$ που μεταβάλλονται τοπικά αλλά είναι χωρικά συσχετισμένα (περιφερειακή μεταβλητή), και ε τα χωρικά ανεξάρτητα σφάλματα που ακολουθούν μια κανονική κατανομή με μέση τιμή μηδέν και διασπορά σ^2 .

Αν η $Z(x)$ υπακούει στις απαιτήσεις της εσωτερικής στασιμότητας (intrinsic stationary), και εφόσον οι δομικές επιπτώσεις (μέση τιμή στη περιοχή μελέτης) μπορούν να εξηγηθούν, η εναπομείνουσα διασπορά είναι συνάρτηση της απόστασης μεταξύ των σημείων του δείγματος τότε η 1.2.2.4.1 μπορεί να γραφεί:

$$Z(x_i) = m(x_i) + \gamma(h) \quad (1.2.2.4.2)$$

Όπου το βαριόγραμμα της θα περιγράφεται, σύμφωνα με την σχέση 1.2.2.3, από την: $2\gamma(h) = \text{Var}[Z(x) - Z(x+h)]$, το δε ε παραπέμπει στο nugget του βαριογράμματος ($\gamma(h)$, όταν $h \rightarrow 0$).

Με βάση τα παραπάνω (Κουτσόπουλος, 2005), η τιμή μιας συνεχούς χωρικής μεταβλητής δίνεται από το άθροισμα δύο συντεταγμένων, μιας πρώτης και μιας δεύτερης τάξης. Αν θεωρήσουμε ότι η συνισταμένη πρώτης τάξης είναι ο γενικευμένος (για ολόκληρη την περιοχή μελέτης) μέσος όρος $\mu(x)$ ο οποίος είναι σταθερός και δεν χρειάζεται να εκτιμηθεί από τις παρατηρηθείσες τιμές (παραδοχή στατιστικά αποδεκτή σύμφωνα και με τον Cressie, 1991) και η τιμή αυτή αφαιρεθεί από τις παρατηρούμενες τιμές σε κάθε σημείο του δείγματος, τα υπόλοιπα που θα προκύψουν, έστω $V(x)$, εκφράζονται από το βαριόγραμμα.

Συνεπώς $\hat{V}(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i V(x_i)$, όπου λ_i τα βάρη που αντιστοιχούν σε κάθε σημείο του δείγματος και εξαρτώνται από τη θέση τους σε σχέση με την υπό εκτίμηση θέση, $\hat{V}(x_0)$ είναι η εκτιμώμενη τιμή και $V(x_0)$ η πραγματική στη θέση x_0 .

Τηρώντας τον όρο της αμεροληψίας, στην εκτίμηση των βαρών, θα ισχύει:

$$E[\hat{V}(x_0) - V(x_0)] = 0, \text{ και}$$

$$E\left[\sum_{i=1}^n \lambda_i V(x_i) - V(x_0)\right] = 0, \quad (1.2.2.4.3)$$

και αν η $V(x)$ είναι στάσιμη $E[V(x_i)] = \mu$, μέση τιμή για κάθε i .

Η (1.2.2.4.3) πλέον μπορεί να γραφεί:

$$E\left[\sum_{i=1}^n \lambda_i V(x_i) - V(x_0)\right] = 0 \Rightarrow E\left[\sum_{i=1}^n \lambda_i V(x_i)\right] - E[V(x_0)] = 0,$$

$$\text{και } \sum_{i=1}^n \lambda_i \mu - \mu = 0 \Rightarrow \mu(\sum_{i=1}^n \lambda_i - 1) = 0, \text{ από όπου για } \mu \neq 0 \text{ προκύπτει: } \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$$

Με την τελευταία σχέση να ορίζει την αμεροληψία.

Η απαίτηση για βέλτιστη πρόβλεψη εκφράζεται μέσω της ελαχιστοποίησης της ποσότητας Q :

$$\begin{aligned} Q &= E[(\hat{V}(x_0) - V(x_0))^2] = E\left[\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i V(x_i) - V(x_0)\right)^2\right] = \\ &= E\left[\left\{\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i V(x_i) - \mu\right) - (V(x_0) - \mu)\right\}^2\right] \end{aligned}$$

Μετά το ανάπτυγμα του τετραγώνου:

$$Q = E[(V(x_0) - \mu)^2] + \left\{\sum_{i=1}^n \lambda_i (V(x_i) - \mu)\right\}^2 - 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i (V(x_i) - \mu)(V(x_0) - \mu)$$

Ο μεσαίος όρος από την παραπάνω γράφεται:

$$\begin{aligned} \left\{ \sum_{i=1}^n \lambda_i (V(x_i) - \mu) \right\}^2 &= \left\{ \sum_{i=1}^n \lambda_i (V(x_i) - \mu) \right\} \left\{ \sum_{i=1}^n \lambda_i (V(x_i) - \mu) \right\} = \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j (V(x_i) - \mu)(V(x_j) - \mu) \end{aligned}$$

Με αντικατάσταση:

$$Q = E[(V(x_0) - \mu)^2] + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j E[(V(x_i) - \mu)(V(x_j) - \mu)] - 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i E[(V(x_i) - \mu)(V(x_0) - \mu)] \quad (1.2.2.4.5)$$

από τους τρεις όρους, ο πρώτος είναι η διασπορά της τυχαίας συνάρτησης $C_0 = C(x_0, x_0) = \gamma_0$, ο μεσαίος αποτελεί την συνδιασπορά των μεταβλητών στις θέσεις i, j , $C_{ij} = C(x_i, x_j) = \gamma(x_i, x_j) = \gamma(x_i - x_j) = \gamma_{ij}$ και ο τρίτος όρος είναι η συνδιασπορά της εκτιμώμενης μεταβλητής στη θέση i , δηλαδή $C_i = C(x_i, x_0) = \gamma_i$ (Κουτσόπουλος, 2005).

$$\text{Η (1.2.2.4.5) γράφεται: } Q = C_0 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j C_{ij} - 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i C_i$$

$$\text{ή με βάση τις υποθέσεις: } Q = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \gamma_{ij} - 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma_i \quad (1.2.2.4.6)$$

Για την ελαχιστοποίηση της Q με την χρήση πολλαπλασιαστών Lagrange, ορίζεται η συνάρτηση $\Phi = Q + 2gC$, όπου g ο συντελεστής Lagrange και $C = \sum_{i=1}^n \lambda_i - 1$.

$$\text{Η σχέση (1.2.2.4.6) γράφεται: } \Phi = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \gamma_{ij} - 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma_i + 2g \left(\sum_{i=1}^n \lambda_i - 1 \right) \text{ και}$$

για την ελαχιστοποίησή της προκύπτει από τον μηδενισμό των πρώτων παραγόντων ως προς λ και g της Φ . Συνεπώς προκύπτει το παρακάτω σύστημα $n+1$ εξισώσεων:

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \lambda_i} = 0 \Rightarrow \sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma_{ij} + g = \gamma_i$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial g} = 0 \Rightarrow \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$$

Η γενική μορφή του συστήματος είναι:

$$AX = B \Rightarrow X = B/A, \text{ όπου}$$

$$X = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ 1 \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \gamma_n \\ 1 \end{bmatrix}, \quad [A] = \begin{bmatrix} 0 & \gamma_{1,2} & \cdots & \gamma_{1,n} & 1 \\ \gamma_{2,1} & 0 & \cdots & \gamma_{2,n} & 1 \\ \gamma_{3,1} & \gamma_{3,2} & \ddots & \gamma_{3,n} & 1 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & 1 \\ \gamma_{n,1} & \gamma_{n,2} & \cdots & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

από τη λύση του οποίου προκύπτουν οι αναζητούμενοι βέλτιστοι συντελεστές βά-

ρους λ_i της $\hat{V}(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i V(x_i)$.

Η διακύμανση της εκτίμησης προκύπτει από τη σχέση (Κουτσόπουλος, 2005):

$$s_e^2 = \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma_i + a, \text{ με } a \text{ ένα σταθερό όρο.}$$

1.2.2.6 Άλλες μέθοδοι παρεμβολής Kriging

Κάτω από το γενικό πλαίσιο «μέθοδος παρεμβολής Kriging» υφίσταται μία ομάδα μεθόδων εκ των οποίων οι πλέον γνωστές, εκτός από την προαναφερθείσα, είναι οι παρακάτω (Κουτσόπουλος, 2005):

1) Universal Kriging

Στη μέθοδο αυτή δεν ισχύει η υπόθεση της σταθερής μέσης τιμής αλλά ότι αυτή μεταβάλλεται ως συνάρτηση της θέσης. Επίσης αίρεται η δέσμευση για

μη- προκατάληψη. Η διαδικασία επίλυσης είναι η ίδια με την συνήθη Kriging όπως οι παραπάνω προϋποθέσεις οδηγούν σε ένα σύστημα με περισσότερες εξισώσεις.

2) Block Kriging

Στη περίπτωση αυτή η εκτίμηση της παρεμβολής δεν αναφέρεται σημειακά αλλά στο μέσο όρο των τιμών ομάδας σημείων (Block) σε μια συγκεκριμένη περιοχή. Συνεπώς κατά τη διαδικασία επίλυσης οι συνδιασπορές αναφέρονται μεταξύ των μεταβλητών του δείγματος και της μέσης τιμής της επιλεγείσας περιοχής.

3) Μη- γραμμικό Kriging

Στη μέθοδο αυτή θεωρείται ότι ο λογάριθμος των μεταβλητών ακολουθεί την κανονική κατανομή. Μετά την ολοκλήρωση της διαδικασίας απαιτείται η απο-λογαριθμοποίηση για την μετατροπή σε κανονικές τιμές. Η τελευταία αυτή διαδικασία συνήθως οδηγεί σε εκτίμηση με προκατάληψη.

4) Co-Kriging

Η μέθοδος αυτή αποτελεί πολυδιάστατη εκδοχή της συνήθους Kriging αλλά στο ίδιο σημείο μετρώνται περισσότερες της μιας μεταβλητές.

5) Multivariate Kriging

Αναφέρεται στην εφαρμογή της γεωστατιστικής σε μεθόδους ανάλυσης πολυμεταβλητών (μοντέλα παλινδρόμησης, μετασχηματισμός κυρίων συνιστωσών (PCA) και fuzzy K-means).

Η έρευνα και η εξέλιξη των μεθόδων αυτών συνεχίζεται, και έχει δώσει αρκετές παραλλαγές ή συνδυασμούς κλασσικών (ντετερμινιστικών) μεθόδων με την kriging φιλοσοφία. Οι Li και Hear (2008) σε σχετική τους μελέτη έχουν συμπεριλάβει ίσως τον μεγαλύτερο αριθμό από αυτές.

1.2.3 Άλλες μέθοδοι που αναπτύχθηκαν ειδικά για ανάλυση μετεωρολογικών – κλιματολογικών δεδομένων

Η περιγραφή των μεθόδων για την χωρική παρεμβολή των κλιματικών δεδομένων δεν θα ήταν πλήρης αν δεν γίνει αναφορά και σε τρεις άλλες μεθόδους οι οποίες έχουν αναπτυχθεί σχεδόν αποκλειστικά για ανάλυση μετεωρολογικών δεδομένων και ενδεχομένως δεν μπορούν να ενταχθούν σε καμία από τις παραπάνω κατηγορίες λόγω διαφορετικής φιλοσοφίας προσέγγισης του θέματος ή χρήσης εμπειρικών τεχνικών, την μέθοδο MISH (Meteorological interpolation based on Surface Homogenized Data Basis), την μέθοδο PRISM (Parameter - elevation Relationships on Independent Slopes Model) και την AURELHY (Analysis Using the RELief for HYdrometeorology).

MISH: Οι γεωστατιστικές μέθοδοι προσεγγίζουν το πρόβλημα της χωρικής ανάλυσης στατικά ως προς τον χρόνο. Τα μετεωρολογικά δεδομένα όμως μέσα από μακρές χρονοσειρές εμπεριέχουν πληροφορία η οποία δεν αναδεικνύεται από τις συνήθεις μεθόδους παρεμβολής. Πληροφορίες από αυτές τις σειρές δεδομένων μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να υπολογισθούν χωρικές τάσεις και στατιστικές συνδιακυμάνσεις. Η μέθοδος MISH αναφέρεται στην μετεωρολογική παρεμβολή κλιματικών ομογενοποιημένων δεδομένων, περιγράφεται από τους Szentimrey et al. (2007) και υλοποιείται σε συνδυασμό με την μέθοδο MASH (Multiple Analysis of Series for Homogenization Software), για την παραγωγή ομογενοποιημένων χρονοσειρών. Σύμφωνα με τον Sluiter (2009), αν και η μέθοδος προωθήθηκε στο COST-719 δεν εμφανίζει σημαντική χρήση εκτός Ουγγαρίας.

PRISM: Μια νέα προσέγγιση της παραγωγής κλιματικών χαρτών με τη χρήση της τεχνολογίας των υπολογιστών αναπτύχθηκε για πρώτη φορά από τον Chris Daly το 1991, όταν ήταν διδακτορικός φοιτητής στο Oregon State University. Ο αλγόριθμος γράφτηκε για να μιμηθεί τη διαδικασία της σκέψης ενός κλιματολόγου όταν σχεδιάζει έναν κλιματικό χάρτη. Η βροχύπτωση ήταν (σ.σ. και είναι) η πιο δύσκολη κλιματική μεταβλητή χάρτη και οι πρώτες προσπάθειες επικεντρώθηκαν σε αυτή. Με την γνώση της σχέσης βροχύπτωσης - υψομέτρου, κατασκευάσθηκαν με το χέρι αρκετοί χάρτες βροχύπτωσης πάνω σε τοπογραφικούς χάρτες και αναγνωρίστηκε η ύπαρξη

παρόμοιων προτύπων. Στο αρχικό πρόγραμμα που ανέπτυξε «επισκέφθηκε» κάθε ρixel ενός υψομετρικού κανάβου και παρήγαγε μία τοπική συνάρτηση παλινδρόμησης, μεταξύ βροχόπτωσης και υψομέτρου, χρησιμοποιώντας δεδομένα από σταθμούς που ήταν σε άμεση γειτνίαση. Η συνάρτηση παλινδρόμησης χρησιμοποιήθηκε για την εκτίμηση της βροχόπτωσης σε κάθε ρixel του υψομετρικού κανάβου. Αποδείχθηκε ότι η σχέση μεταξύ βροχόπτωσης και υψομέτρου ήταν διαφορετική από περιοχή σε περιοχή και για το σκοπό αυτό ο αλγόριθμος εμπλουτίστηκε με διαδικασίες που περιελάμβαναν και άλλα τοπογραφικά χαρακτηριστικά όπως κλίση και προσανατολισμός. Οι μετεωρολογικοί σταθμοί ομαδοποιήθηκαν με βάση τα κοινά τοπογραφικά τους χαρακτηριστικά και υλοποιήθηκε η διαδικασία της παλινδρόμησης. Έτσι, στο μοντέλο δεν αναμιγνύονται δεδομένα από σταθμούς με διαφορετικά τοπογραφικά χαρακτηριστικά αφού αποδείχθηκε ότι προσήνεμες και υπήνεμες πλευρές ακόμα και στο ίδιο υψόμετρο είχαν πολύ διαφορετικά ποσά υετού. Στη πορεία προστίθενται και άλλες βελτιώσεις πάντα με τη εποπτεία ειδικού κλιματολόγου. Τα παραπάνω προέρχονται από περιγραφή του PRISM (The PRISM Climate and Weather System – An Introduction – Christopher Daly and Kirk Bryant, June 2013-http://www.prism.oregonstate.edu/documents/PRISM_history_jun2013.pdf).

Στην Ευρώπη η μέθοδος PRISM εφαρμόστηκε για την περιγραφή της κλιματολογίας του υετού στις Άλπεις από τον Schwarb (2001). Η μέθοδος παρουσιάστηκε πολύ ισχυρή σε περιοχές όπου το δίκτυο σταθμών δεν είναι αντιπροσωπευτικό της μορφολογίας του εδάφους ενώ σε περιοχές με πολύ εκτεταμένο δίκτυο σταθμών και μεγάλη κλίση, δεν απέδωσε τόσο καλά.

AURELHY: Η μέθοδος αυτή αποτελεί ένα ξεχωριστό παράδειγμα εφαρμογής της residual kriging και εφαρμόζεται από την Meteo France (Bénichou και Le Breton, 1987). Με δεδομένο ότι πολλές μετεωρολογικές παράμετροι επηρεάζονται έντονα από την τοπογραφία, όπως π.χ. βροχοπτώσεις, η μέθοδος χρησιμοποιεί τόσο το υψόμετρο της θέσης μέτρησης όσο και το υψόμετρο περιφερειακά των γειτονικών σημείων ενός κανονικού πλέγματος σε ένα τετραγωνικό πίνακα (11X11 με βάση τη μελέτη τους). Έτσι κάθε θέση περιγράφεται τοπογραφικά από 121 σημεία. Εφαρμόζοντας ανάλυση κυρίων συνιστωσών μειώνονται οι παράμετροι οι οποίοι χαρακτη-

ρίζουν την τοπογραφία της περιοχής και η μελετώμενη παράμετρος εκφράζεται μέσω μιας διαδικασίας γραμμικής παλινδρόμησης. Το τμήμα του πεδίου που δεν εξηγείται από την τοπογραφία (κατάλοιπα) αναλύεται με τεχνικές kriging, και το τελικό αποτέλεσμα προκύπτει σαν άθροισμα του προσδιοριστικού και στοχαστικού μέρους. Αυτονοήτως μπορεί να ενταχθεί στις γεωστατιστικές μεθόδους αλλά αναφέρθηκε εδώ με τον χαρακτήρα μιας ευρέως (κυρίως στον γαλλόφωνο κόσμο) χρησιμοποιούμενης μεθόδου χωρικής ανάλυσης κλιματικών παραμέτρων η οποία αναπτύχθηκε αποκλειστικά για τον σκοπό αυτό.

1.2.4 Αξιολόγηση των εφαρμοζόμενων μεθόδων χωρικής ανάλυσης

Η αξιολόγηση της εφαρμοζόμενης μεθόδου χωρικής παρεμβολής αποτελεί εκ των ων ουκ άνευ της όλης διαδικασίας. Τόσο στις αιτιοκρατικές όσο και τις στοχαστικές μεθόδους η εκτίμηση της καλής προσαρμογής ή η επιλογή της βέλτιστης μεθόδου βασίζεται στην απλή ιδέα της επαλήθευσης με τη χρήση ενός δείγματος μετρήσεων οι οποίες δεν συμμετείχαν στη διαδικασία δόμησης του μοντέλου. Συνήθως το όλο δείγμα επιμερίζεται σε δύο υποομάδες όχι απαραίτητα ισοπληθείς, συνηθέστερα σε αναλογία 70% - 30%, με την πολυπληθέστερη ομάδα να αποτελεί την ομάδα σύνθεσης του μοντέλου και την δεύτερη την ομάδα αξιολόγησης. Τα πλέον συνήθη προβλήματα στη διαδικασία αυτή είναι η επάρκεια των διαθεσίμων δειγμάτων και ο τρόπος επιλογής τους. Η επάρκεια του δείγματος αποτελεί κρίσιμο παράγοντα αφού, είναι πολύ λίγες οι φορές που το διαθέσιμο δείγμα θα μπορούσε να χαρακτηριστεί υπερεπαρκές και η παράλειψη μέρους του, ώστε να χρησιμοποιηθεί στην διαδικασία αξιολόγησης, μπορεί να γίνει με άνεση. Παράλληλα η επιλογή των «μαρτύρων» δηλαδή της υποομάδας αξιολόγησης ενέχει τον κίνδυνο της μεροληψίας. Για την άρση αυτών των περιορισμών έχουν αναπτυχθεί στατιστικές μέθοδοι αξιολόγησης των αποτελεσμάτων, είτε με τη χρήση καθαρά στατιστικών παραμέτρων, είτε με μεθόδους επαναδειγματοληψίας (resampling), αλλά και ως συνδυασμός αυτών των τεχνικών. Σε κάθε περίπτωση σκοπός είναι η εκτίμηση της τάξης μεγέθους του σφάλματος της εφαρμοζόμενης μεθόδου, αλλά η αξιολόγηση της μεθόδου θα πρέπει να γίνεται με βάση το σκοπό εφαρμογής της και τα όρια του αποδεκτού λάθους στο τελικό αποτέλεσμα. Μεταξύ των μεθόδων που αναφέρθηκαν, οι μέθοδοι

Kriging πλεονεκτούν στη δυνατότητα εκτίμησης του σφάλματος της παρεμβολής και κυρίως παρέμβασης σε αυτό, στην κατεύθυνση ελαχιστοποίησής του. Πάντως, σύμφωνα με τον Cressie (1991) η δυνατότητα αυτή δεν παρέχει από μόνη της συνολική αξιολόγηση της μεθόδου.

Μαθηματικά όλες οι μέθοδοι παρεμβολής εμπεριέχουν σφάλμα. Πόσο ακριβείς όμως είναι και οι διαθέσιμες μετρήσεις; Συνεπώς η δυνατότητα της μεθόδου να ποσοτικοποιεί το σφάλμα της εκτίμησης αποτελεί μονόδρομο στη κατεύθυνση της αξιολόγησης του βαθμού χρηστικότητας του αποτελέσματος. Η διαθέσιμη σήμερα υπολογιστική ισχύς επέτρεψε την υλοποίηση τεχνικών οι οποίες συνεισφέρουν σημαντικά στην αξιολόγηση τόσο της ποιότητας του μοντέλου της χωρικής παρεμβολής όσο και των δεδομένων (Kresic and Mikszewski, 2012).

Έχουν προταθεί διάφορες, παραμετρικές και μη, στατιστικές διαδικασίες εκ των οποίων οι πλέον χρησιμοποιούμενες είναι οι Cross Validation, Jackknife και bootstrap (Efron, 1980, Efron and Tibshirani, 1993, Michaelsen, 1987, Wilks, 2011).

Ειδικά η Cross – Validation είναι μια ποσοτική μέθοδος, και εκ των πλέον δημοφιλών, η οποία επιτρέπει εκτίμηση της σχετικής ποιότητας της ανάλυσης υπολογίζοντας το σφάλμα σε επίπεδο καταλοίπων (residuals). Υπάρχουν διάφορες παραλλαγές της μεθόδου (Refaeilzadeh et al. 2009). Σύμφωνα με μία εξ αυτών (leave-one-out), η οποία, ειρήσθω εν παρόδω, είναι και η πλέον απαιτητική σε υπολογιστικό χρόνο, τα σφάλματα υπολογίζονται αφαιρώντας την πρώτη παρατήρηση από το σύνολο των δεδομένων των τιμών N και χρησιμοποιώντας τα υπόλοιπα δεδομένα και τον αλγόριθμο παρεμβολής για την εκτίμηση της τιμής στην πρώτη θέση παρατήρησης. Χρησιμοποιώντας τη γνωστή τιμή παρατήρησης στο σημείο αυτό, υπολογίζεται το σφάλμα παρεμβολής ως διαφορά μεταξύ εκτιμώμενης και πραγματικής τιμής. Στη συνέχεια η τιμή επανέρχεται στο δείγμα και εξάγεται η δεύτερη τιμή. Με την ίδια διαδικασία εκτιμάται το σφάλμα στη δεύτερη θέση παρατήρησης και η μέθοδος συνεχίζει στην επόμενη τιμή μέχρι την N -οστή. Στο τέλος υφίστανται N σφάλματα παρεμβολής από τα οποία μπορεί να υπολογισθεί το μέσο σφάλμα (ME- mean error) ως εκτίμηση της προκατάληψης και η τετραγωνική ρίζα του μέσου τετραγωνικού σφάλματος (RMSE – root mean square error) το οποίο παρέχει την ακρίβεια

της εκτίμησης. Τα σφάλματα αυτά μπορούν να υπολογισθούν σε όλες τις μεθόδους παρεμβολής. Οι αιτιοκρατικές μέθοδοι εξαντλούν στο σημείο αυτό τη δυνατότητά τους σε αντίθεση με τις γεωστατιστικές μεθόδους που, όπως έχει ήδη αναφερθεί, μπορούν να εκτιμήσουν την αβεβαιότητα της παρεμβολής. Με δεδομένη τη δυνατότητα εκτίμησης του τυπικού σφάλματος εκτίμησης (prediction standard error) ή της τυπικής απόκλισης της εκτίμησης (prediction standard deviation) σε κάθε σημείο, και τα οποία είναι σε ίδιες μονάδες με τα δεδομένα, υπολογίζουν τρεις επιπλέον δείκτες: το αδιάστατο τυποποιημένο σφάλμα της μέσης τιμής (mean standardized error), το μέσο τυπικό σφάλμα (average standard error) το οποίο είναι ανάλογο του RMSE και την τετραγωνική ρίζα του μέσου τυποποιημένου τετραγωνικού σφάλματος (root-mean-square standardized error) το οποίο αποτελεί προσδιοριστικό παράγοντα της διακύμανσης της εκτίμησης. Συνεπώς ένα καλό μοντέλο θα πρέπει να είναι αμερόληπτο και να προσεγγίζει όσο το δυνατόν καλλίτερα την πραγματικότητα, με την έννοια της επαλήθευσης στα σημεία όπου υπάρχουν μετρήσεις (μέσο σφάλμα - τετραγωνική ρίζα του μέσου τετραγωνικού σφάλματος), αλλά θα είναι καλλίτερο αν μπορεί να περιγράψει με την μέγιστη δυνατή ακρίβεια και την μεταβλητότητα των δεδομένων (Kresic and Mikszewski, 2012). Αναλυτικά, αν $z(x_i)$ είναι η μετρημένη τιμή στο σημείο x_i , $\hat{z}(x_i)$ στην ίδια θέση η εκτιμώμενη από τη μέθοδο τιμή, $\hat{\sigma}(x_i)$ το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης στη θέση x_i και n το πλήθος του δείγματος (ESRI,2003):

1. Μέσο σφάλμα (Mean Error) $ME = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [\hat{z}(x_i) - z(x_i)]$

Αν η μέθοδος είναι αμερόληπτη το μέσο σφάλμα αναμένεται να είναι μηδέν.

2. Μέσο απόλυτο σφάλμα (Mean Absolute Error) $MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |\hat{z}(x_i) - z(x_i)|$

3. Η τετραγωνική ρίζα του μέσου τετραγωνικού σφάλματος (Root Mean Square Error)

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [\hat{z}(x_i) - z(x_i)]^2}$$

Η μέθοδος χαρακτηρίζεται «αξιόπιστη» όταν η τιμή του RMSE γίνεται «ελάχιστη».

4. Η τετραγωνική ρίζα της μέσης απόκλισης των εκτιμήσεων (Average Standard

Error) $ASE = \sqrt{\frac{1}{n} \hat{\sigma}(x_i)}$. Τιμές μεγαλύτερες από το RMSE σημαίνουν υπερεκτίμηση ενώ μικρότερες υποεκτίμηση της προσαρμογής.

5. Μέσο τυποποιημένο σφάλμα εκτίμησης (Mean Standardized Prediction

Error) $MSPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\hat{z}(x_i) - z(x_i)}{\hat{\sigma}(x_i)}$ με αποδεκτές τιμές κοντά στη μονάδα.

6. Τετραγωνική ρίζα του μέσου τυποποιημένου σφάλματος (Root Mean Square

Standardized Error) $RMSSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\frac{\hat{z}(x_i) - z(x_i)}{\hat{\sigma}(x_i)} \right]^2}$ που θα πρέπει να προσεγγίζει την μονάδα.

Είναι σημαντικό να αξιολογηθεί η μεταβλητότητα των εκτιμήσεων που αντικατοπτρίζει την εγκυρότητα της τελικής προσαρμογής. Αν το μέσο τυπικό σφάλμα (ASE) πλησιάζει το RMSE τότε η μεταβλητότητα εκτιμάται σωστά και το RMSSE πρέπει να είναι κοντά στη μονάδα. Εάν το ASE είναι μεγαλύτερο από το RMSE ή το RMSSE είναι μικρότερο της μονάδας τότε οι προβλεπόμενες τιμές είναι υπερεκτιμημένες. Αντίθετα, υποεκτίμηση των προβλέψεων παρατηρείται αν το ASE είναι μικρότερο από το RMSE ή το RMSSE είναι μεγαλύτερο της μονάδας. Για μία καλή προσαρμογή προσδοκάζεται MSPE κοντά στο μηδέν, όσο το δυνατόν μικρότερο RMSE, ASE σχεδόν ίσο με το RMSE και RMSSE κοντά στη μονάδα (Esri 2003).

Πέρα από τα όποια στατιστικά αποδεκτά αποτελέσματα, σύμφωνα με τους Daly et al. (2002), η τελική επιβεβαίωση του αποδεκτού της όποιας ανάλυσης, θα πρέπει να προκύπτει μέσω της συμπερίληψης, της γνώσης και της εμπειρίας ερευνητών με ενασχόληση στην περιοχή ενδιαφέροντος. Στο σημείο αυτό θα πρέπει να σημειωθεί ότι η ενσωμάτωση της γνώσης και της εμπειρίας του επιχειρησιακού μετεωρολόγου, στην «αντικειμενική» ανάλυση μετεωρολογικών δεδομένων, για την παραγωγή σε πραγματικό χρόνο των διαγνωστικών αναλύσεων αποτελεί ζητούμενο για κάθε σύστημα αριθμητικής πρόγνωσης του καιρού (Carr, 1999).

1.2.5 Εφαρμογές των μεθόδων στην χωρική κατανομή κλιματικών παραμέτρων

Στην παράγραφο αυτή επιχειρείται μία απεικόνιση των δραστηριοτήτων της διεθνούς ερευνητικής κοινότητας στον τομέα της χωρικής παρεμβολής κλιματολογικών παραμέτρων.

1. Μία συγκριτική μελέτη των μεθόδων χωρικής ανάλυσης της θερμοκρασίας και της βροχόπτωσης στην κοιλάδα του Έβρου στην Ισπανία παρουσιάζεται από τους Vicente-Serrano (and Saz-Sánchez, Cuadrat, 2003). Στη μελέτη αυτή, χωρίς υπερβολή, συγκρίνονται το σύνολο σχεδόν των υφιστάμενων μεθόδων (ντετερμινιστικών και μη) με βάση ένα δείγμα 99 σταθμών μέτρησης εκ των οποίων το 70% χρησιμοποιήθηκε για την δόμηση του μοντέλου και το υπόλοιπο 30% για την αξιολόγησή του. Ενδιαφέρον παρουσιάζει η δόμηση εμπειρικών μοντέλων παλινδρόμησης με τη χρήση ενός σημαντικού αριθμού τοπογραφικών χαρακτηριστικών στη δόμηση του συνόλου των ανεξάρτητων μεταβλητών και την εφαρμογή μεθόδων kriging στην παρεμβολή των καταλοίπων. Τελικώς διαπιστώνουν ότι οι γεωστατιστικές μέθοδοι και ένα μοντέλο παλινδρόμησης παράγουν τις καλύτερες εκτιμήσεις για την βροχόπτωση ενώ μία μέθοδος παλινδρόμησης παράγει τα πιο ακριβή αποτελέσματα για τη θερμοκρασία.
2. Η εξατμοδιαπνοή αναφοράς είναι παράγωγο μέγεθος ατμοσφαιρικών μεταβλητών και ο υπολογισμός της βασίζεται σε εμπειρικές μεθόδους (πλέον γνωστή η μέθοδος Penman–Monteith). Οι Vicente-Serrano (and Llanjerib, Lopez-Moreno, 2007) εφαρμόζοντας μεθόδους γραμμικής παλινδρόμησης με παραμέτρους το γεωγραφικό μήκος και πλάτος, την απόσταση από την Μεσόγειο και τον Βискаϊκό κόλπο και τις σχετικές με το υψόμετρο, από ένα ψηφιακό μοντέλο εδάφους, αξιολόγησαν δύο μεθόδους για τον υπολογισμό και την χωρική ανάλυση της εξατμοδιαπνοής αναφοράς στην ίδια περιοχή, εφαρμόζοντας παρόμοια με τους προηγούμενους μέθοδο αξιολόγησης (το 20% από το αρχικό δείγμα παρελήφθη από την διαδικασία δόμησης του μοντέλου για τον σκοπό αυτό).

3. Με την ίδια παράμετρο ασχολήθηκαν και οι Mardikis et al., (2005). Αυτοί σύγκριναν τέσσερις μεθόδους χωρικής παρεμβολής την κλασική με βάρη το αντίστροφο του τετραγώνου της απόστασης, την ordinary kriging, την regression kriging και μία τρίτη η οποία στην βιβλιογραφία αναφέρεται ως «gradient plus inverse distance squared - GIDS» η οποία στην πράξη είναι μία πολλαπλή παλινδρόμηση με παρεμβολή των καταλοίπων με το αντίστροφο τετράγωνο της απόστασης. Χρησιμοποίησαν δεδομένα από 93 θέσεις παρατήρησης (74 εξ αυτών χρησιμοποιήθηκαν για την σύνθεση του μοντέλου και 19 για την αξιολόγηση). Με βάση τα αποτελέσματα (MAE και RMSE) αξιολογείται ως προτιμητέα η GIDS. Η μέθοδος GIDS σύμφωνα με τους Stahl et al. (2006) κρίνεται προτιμητέα, σε σχέση με άλλες ακριβείς ή βασιζόμενες στην γραμμική παλινδρόμηση μεθόδους, σε εργασία τους με αντικείμενο την χωρική παρεμβολή της ημερήσιας θερμοκρασίας στην Βρετανική Κολομβία του Καναδά.
4. Με την παρεμβολή της μέσης μηνιαίας θερμοκρασίας και της βροχόπτωσης ασχολήθηκαν οι Nalder και Wein (1998). Στην εργασία τους σύγκριναν τόσο ντετερμινιστικές όσο και γεωστατιστικές μεθόδους (Kriging) με βάση ένα δείγμα 32 μετρήσεων και το υψόμετρο σαν επιπλέον παράμετρο. Το σημαντικό στην εργασία τους είναι η παρουσίαση της GIDS που αναφέρθηκε παραπάνω. Για το λόγο αυτό αποτελεί σημείο αναφοράς από όλους τους μετέπειτα ερευνητές που την χρησιμοποίησαν. Για αξιολόγηση χρησιμοποίησαν cross validation μέθοδο (leave-one-out). Η μέθοδος αυτή παρήγαγε το μικρότερο MAE και RMSE και για τις δύο κλιματολογικές παραμέτρους και συνεπέστερη προσαρμογή από μήνα σε μήνα. Αν και η διαφορά της από τη residual Kriging δεν είναι σημαντική όσον αφορά την θερμοκρασία ή από τις άλλες μεθόδους για την βροχόπτωση, η ευκολία στη χρήση της, σύμφωνα πάντα με τους εν λόγω ερευνητές, την κάνει περισσότερο ελκυστική.
5. Οι Hofstra et al. (2008) συνέκριναν έξι μεθόδους χωρικής παρεμβολής της ημερήσιας βροχόπτωσης, της μέσης, μέγιστης και ελάχιστης θερμοκρασίας και της ατμοσφαιρικής πίεσης σε επίπεδο μέσης στάθμης θάλασσας, στην

περιοχή της Ευρώπης για την περίοδο 1961 -1990. Τα δεδομένα προέρχονται από την Ολλανδική Μετεωρολογική Υπηρεσία (KNMI) και είναι αποτέλεσμα ενός πανευρωπαϊκού προγράμματος. Τα δεδομένα είχαν υποστεί τον απαραίτητο ποιοτικό έλεγχο, με αφαίρεση πιθανών ακραίων τιμών και είχαν εντοπιστεί ενδεχόμενα προβλήματα ομοιογένειας, όπως πρέπει να σημειωθεί και η διαφορετική χωρική τους πυκνότητα, στην οποία, σε συνδυασμό με την σύνθετη μορφολογία του εδάφους, εντοπίζονται πολλές από τις αστοχίες των μεθόδων. Οι μέθοδοι παρεμβολής που αξιολογήθηκαν είναι το γενικό και τοπικό kriging (global και local kriging), δύο διαφορετικές μέθοδοι χωρικής παλινδρόμησης (angular distance weighting), η μέθοδος του εγγύτερου γείτονα, η τυπική παλινδρόμηση, 2D και 3D thin plate splines, και μία μέθοδος παρεμβολής υπό όρους (Conditional Interpolation), η οποία βασίζεται σε τύπους ατμοσφαιρικής κυκλοφορίας και έχει προταθεί από τους Hewitson και Crane (2002, 2005). Η αξιολόγηση των μεθόδων έγινε τόσο σε γενικό επίπεδο (στο σύνολο της περιοχής) όσο και σε τοπικό (Ηνωμένο Βασίλειο, Άλπεις), όπου υπήρχε ένα πολύ πυκνότερο δίκτυο σταθμών. Η σχετική απόδοση των μεθόδων αποδεικνύεται ίδια τόσο στην περίπτωση των μέσων όρων όσο και στη χωρική παρεμβολή των ακραίων γεγονότων (extreme events). Εν κατακλείδι η μέθοδος global Kriging προτείνεται από τους συγγραφείς ως προτιμητέα για την δόμηση ενός υψηλής ανάλυσης πεδίου κλιματικών μεταβλητών.

6. Οκτώ μέθοδοι χωρικής παρεμβολής, που βασίζονται στις μεθόδους αντίστροφης απόστασης, γραμμικής παλινδρόμησης, επιφάνεια τάσης και kriging, συγκρίνονται στην εργασία των Collins and Bolstad (1996). Οι παράμετροι που μελετώνται είναι η μέγιστη και ελάχιστη θερμοκρασία σε τρία χρονικά επίπεδα (δεκαετής μέση τιμή, εποχιακή μέση τιμή και ημερήσια). Κριτήριο αξιολόγησης και επιλογής της βέλτιστης μεθόδου είναι οι τιμές του μέσου σφάλματος (Bias – ME), του μέσου απολύτου σφάλματος (MAE) και του μέσου τετραγωνικού σφάλματος (MSE) μέσω της cross validation μεθόδου (leave-one-out). Όπως αναφέρουν η μέθοδος με βάση το αντίστροφο του τετραγώνου της απόστασης έδωσε συνεπή αν και φτωχά σε απόδοση

αποτελέσματα. Σε περίπτωση αραιών δεδομένων τα αποτελέσματα πρέπει να ειδωθούν με επιφύλαξη. Εντοπίστηκε το γνωστό πρόβλημα με τα *reek's* γύρω από τις θέσεις παρατήρησης γνωστό σαν «*bull's or bird's eyes*». Το πλεονέκτημα της μεθόδου είναι ότι διατηρεί το αρχικό εύρος τιμών των δεδομένων. Το αποτέλεσμα όταν τα δεδομένα είναι αντιπροσωπευτικά της επιφάνειας που παρεμβάλλονται είναι θετικό, όταν όμως δεν είναι αντιπροσωπευτικά ενδεχομένως οδηγούν σε προκατάληψη. Η εφαρμογή μιας αντίστροφης απόστασης με χωρικό προσδιορισμό και επιλογή με βάση την ελαχιστοποίηση του μέσου απολύτου σφάλματος προτείνεται ως καλλίτερη αφού γενικά παράγει καλλίτερα αποτελέσματα. Γενικά η μέθοδος αυτή εμφανίζει καλλίτερα αποτελέσματα και από την *kriging*. Σε ισοτροπικά δεδομένα καλλίτερη από την *kriging* εμφανίζεται και η απλή μέθοδος με βάση το αντίστροφο του τετραγώνου της απόστασης. Αν και στο εποπτικό αποτέλεσμα η *kriging* φαίνεται καλλίτερη, υπάρχει επιφύλαξη αν είναι αντιπροσωπευτική των δεδομένων. Γενικά υποστηρίζουν ότι όταν δεν υφίστανται αξιόπιστες συμπληρωματικές πληροφορίες, οι οποίες συσχετίζονται επαρκώς με την θερμοκρασία, και τα δεδομένα είναι ισοτροπικά η μέθοδος της προσαρμοσμένης αντίστροφης απόστασης προκρίνεται και λόγω της ευκολίας εφαρμογής της. Η εφαρμογή της μεθόδου της επιφάνειας τάσης υστερεί λόγω της μη αντιπροσωπευτικότητας του αποτελέσματος στα αρχικά δεδομένα και των προκαταλήψεων που εισάγουν (πολυσυγγραμμικότητες), ενώ οι *splines* παράγουν φτωχά αποτελέσματα τόσο οπτικά όσο και μέσω της *cross-validation*. Γενικά υποστηρίζουν ότι η χρήση τους παράγει γρήγορα αποτελέσματα αλλά υστερούν ειδικά σε ακανόνιστα στο χώρο δεδομένα, παράγουν δε περισσότερες ακραίες τιμές (*outliers*) από ότι η *kriging*. Η εφαρμογή ενός γραμμικού μοντέλου παλινδρόμησης εμφανίζεται να υπερέχει καθώς παρήγαγε το μικρότερο μέσο απόλυτο σφάλμα από όλες τις μεθόδους. Επίσης δεν φαίνεται να επηρεάζεται από το εύρος των δεδομένων αν και πρέπει το τελικό αποτέλεσμα να ελεγχθεί ως προς την αντιπροσωπευτικότητά του στο πραγματικό εύρος των δεδομένων και φυσικά ο βαθμός συσχέτισης με το υψόμετρο παίζει καθοριστικό ρόλο στο αποτέλεσμα. Οι μέθοδοι

Kriging παράγουν καλλίτερα αποτελέσματα από την μέθοδο του τετραγώνου της αντίστροφης απόστασης αλλά και από την αντίστοιχη προσαρμοσμένη όταν τα δεδομένα παρουσιάζουν ανισοτροπία. Ίσως το μεγαλύτερο πλεονέκτημα του kriging είναι ότι η γεωστατιστική διαδικασία παρέχει πληροφορίες σχετικά με την χωρική μεταβλητότητα της περιφεραιοποιημένης μεταβλητής μέσω του ημιβαριογράμματος. Η CoKriging φαίνεται να είναι πιο ακριβής όταν υπάρχει σημαντική συσχέτιση μεταξύ θερμοκρασίας και υψομέτρου. Γενικά, όταν υφίσταται ισχυρή συσχέτιση μεταξύ θερμοκρασίας και υψομέτρου προτείνεται η μέθοδος της γραμμικής παλινδρόμησης. Τόσο για την μέθοδο της γραμμικής παλινδρόμησης όσο και για την CoKriging όριο ως προς την απόδοσή τους υπολογίστηκε ένας συντελεστής συσχέτισης 0,72 (μεταξύ θερμοκρασίας και υψομέτρου).

7. Σκοπός της εργασίας των Jarvis και Stuart (2001) ήταν να συγκρίνουν το αποτέλεσμα της χρήσης βοηθητικών πληροφοριών σε μια διαδικασία χωρικής παρεμβολής. Οι μέθοδοι που χρησιμοποιήθηκαν ήταν γραμμική παλινδρόμηση σε συνδυασμό με IDW, επιφάνεια τάσης, Residual Kriging και Partial Thin Plate Splines. Οι δοκιμές αφορούσαν την παρεμβολή της μέγιστης και ελάχιστης ημερήσιας θερμοκρασίας σε ένα πλέγμα ανάλυσης 1Km με διαθέσιμες 174 θέσεις παρατήρησης στην Αγγλία και την Ουαλία. Ως δευτερεύουσα πληροφορία ή ως "κατευθυντήριες μεταβλητές", σύμφωνα με τους συγγραφείς του άρθρου, χρησιμοποιήθηκαν πολλές μεταβλητές όπως το υψόμετρο και η κάλυψη γης. Αυτονοήτως οι δοκιμές έγιναν χωρίς την χρήση των δευτερευουσών μεταβλητών και με αυτές. Χωρίς την συμπερίληψή τους όλες οι μέθοδοι έδωσαν παρόμοιες εκτιμήσεις, σε επίπεδο RMSE, με εξαίρεση την επιφάνεια τάσης που ήταν λιγότερο ακριβής. Η ίδια μέθοδος είχε την μικρότερη ακρίβεια με την συμπερίληψη των συμπληρωματικών μεταβλητών. Το γεγονός πάντως είναι η σαφής βελτίωση της απόδοσης όλων των μεθόδων με την χρήση συμπληρωματικών μεταβλητών με την μέθοδο των Partial Thin Plate Splines να αναδεικνύεται μάλλον η βέλτιστη.

8. Δώδεκα μέθοδοι χωρικής παρεμβολής IDW, εγγύτερου γείτονα, πολύγωνα Thiessen, γραμμικής παλινδρόμησης, δύο spline (regularized and tension) και kriging συγκρίθηκαν από τους Naoum και Tsanis (2004) σε περιβάλλον ArcView GIS 3.2. Η μελετώμενη παράμετρος ήταν η ημερήσια βροχόπτωση στην περιοχή της Ελβετίας, μια περιοχή έκτασης $41,284 \text{ km}^2$, σε ένα δείγμα συνολικά 467 θέσεων παρατήρησης. Η ανάλυση έγινε χρησιμοποιώντας επιλεγμένο δείγμα 187, 280 και 374 θέσεων χρησιμοποιώντας κάθε φορά το υπόλοιπο για επαλήθευση του παραγόμενου μοντέλου, καθώς επίσης εφαρμόστηκε και σε διαφορετικά μεγέθη χωρικής ανάλυσης (500m, 1Km, 5Km και 10Km). Τα αποτελέσματα, σε επίπεδο μέσου απολύτου σφάλματος (MAE) προκρίνουν ως καλλίτερες μεθόδους την εκθετική και universal Kriging με τους Li and Hear (2008) να εκφράζουν επιφυλάξεις ως προς την σαφήνεια της μεθόδου.
9. Ενδιαφέρουσα είναι η σύγκριση της παραγόμενης ανάλυσης με την χρήση νευρωνικών δικτύων (συγκεκριμένα radial basis function networks – RBFN) και συνήθους (ordinary –OK) Kriging από τους Lin και Chen (2004). Χρησιμοποιήθηκαν 20 προσομοιωμένα σύνολα δεδομένων που αποτελούνταν από 25 δείγματα τυχαία επιλεγμένα μεταξύ 100 εντός ενός κανονικού πλαισίου 81 κελιών. Τα υπόλοιπα 75 χρησιμοποιήθηκαν για τον έλεγχο και επαλήθευση του μοντέλου. Τα δεδομένα σε κάθε σημείο του πλέγματος του κάθε συνόλου δεδομένων παρήχθησαν μέσω εκθετικού ημιβαριογράμματος. Στη συνέχεια οι μέθοδοι εφαρμόστηκαν σε 64 σύνολα ωριαίων βροχοπτώσεων από 55 θέσεις μέτρησης στην λεκάνη του ποταμού Tanshui στην βόρεια Ταϊβάν. Η μέθοδος αξιολόγησης ήταν η cross-validation (leave-one-out). Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η προσαρμογή με τη χρήση της μεθόδου νευρωνικών δικτύων που προτείνουν οι συγγραφείς είναι καλλίτερη σε σχέση με την ordinary Kriging τόσο όσον αφορά το προσομοιωμένο δείγμα όσο και τα πραγματικά δεδομένα βροχόπτωσης με μετρήσεις του RMSE. Τέλος παρατηρούν οικονομία σε υπολογιστικό χρόνο από την χρήση της Improved RBFN μεθόδου που προτείνουν.

10. Το υψόμετρο, η κλίση του εδάφους, η έκθεση, η ηλιακή ακτινοβολία και η βλάστηση χρησιμοποιήθηκαν ως συμπληρωματική πληροφορία στην εργασία των Erxleben, Elder και Davis (2002) για την χωρική ανάλυση του χιονιού (ισοδύναμο σε νερό χιόνι - snow water equivalent) για τρεις περιοχές μελέτης έκτασης 1km^2 στα Βραχώδη Όρη του Κολοράντο. Στην εργασία αυτή συγκρίνονται τέσσερις μέθοδοι χωρικής παρεμβολής η στάθμιση με την αντίστροφη απόσταση (IDW), η συνήθης (ordinary) Kriging, η residual Kriging και Co-kriging, όπως και μια συνδυασμένη μέθοδος δυαδικών δέντρων παλινδρόμησης και γεωστατιστικών μεθόδων. Η αξιολόγηση έγινε με cross-validation μέθοδο. Η μέθοδος των δυαδικών δέντρων παλινδρόμησης παρέχει τις πιο ακριβείς εκτιμήσεις, εξηγώντας το 18-30% των διακυμάνσεων που είχαν παρατηρηθεί σε πάχος χιονιού (snow depth). Η εφαρμογή Kriging στα καταλοίπα της παλινδρόμησης δεν βελτίωσε σημαντικά το μοντέλο. Η Cokriging επί των καταλοίπων οδήγησε σε λιγότερο ακριβείς εκτιμήσεις σε σύγκριση με την παλινδρόμηση. Η μέθοδος των δυαδικών δέντρων παλινδρόμησης παράγει τις πιο ακριβείς εκτιμήσεις υπό την αίρεση του χαμηλού ποσοστού της διακύμανσης που ερμηνεύεται. Στην ίδια περιοχή σε μία έκταση 6.9 km^2 (Loch Vale) στα Βραχώδη Όρη του Κολοράντο οι Balk και Elder (1999) εφάρμοσαν την μέθοδο των δυαδικών δέντρων παλινδρόμησης για την εκτίμηση της χωρικής κατανομής του ισοδύναμου σε νερό χιονιού. Η άμεση εφαρμογή της μεθόδου ερμήνευσε το 54-65% της διακύμανσης ενώ η χρήση της Kriging, με εφαρμογή cross-validation για την αξιολόγηση, επί των καταλοίπων ανέβασε το ποσοστό αυτό στο 60-85%. Παράλληλα η χιονοκάλυψη αξιολογήθηκε με βάση υψηλής ανάλυσης αεροφωτογραφίες.
11. Στο βορειοδυτικό Μεξικό και σε μια έκταση 20.000 km^2 , που καλύπτει περίπου την πολιτεία Jalisco εφαρμόστηκαν και αξιολογήθηκαν τρεις μέθοδοι χωρικής παρεμβολής, οι, αντίστροφης απόστασης (IDW), thin plate splines (TPS) και ordinary Co-Kriging σε ένα DEM με ανάλυση 1km^2 (Hartkamp et al., 1999), με εφαρμογή σε δεδομένα βροχόπτωσης και μέγιστης θερμοκρασίας. Η αξιολόγηση έγινε με βάση ομάδες δεδομένων που εξαιρέθηκαν από την διαδικασία δόμησης του μοντέλου σε κάθε μέθοδο. Η περιοχή χωρίσθηκε σε

πέντε περίπου ίσες υποπεριοχές και δημιουργήθηκαν δύο ομάδες δεδομένων αξιολόγησης. Για την βροχόπτωση επιλέχθηκαν τυχαία από κάθε υποπεριοχή 10 σταθμοί και τα 50 δείγματα χωρίσθηκαν σε δύο ομάδες. Κάθε ομάδα είχε 169 σημεία προς χρήση για την παρεμβολή και 25 για την αξιολόγηση. Για την μέγιστη θερμοκρασία, λόγω διαθεσιμότητας, χρησιμοποιήθηκαν 125 σταθμοί για την παρεμβολή και 15 για την αξιολόγηση. Τα αποτελέσματα της αξιολόγησης δεν έδειξαν διαφορά μεταξύ των τριών μεθόδων όσον αφορά τη βροχόπτωση αν και η IDW εμφάνισε εποπτικά το γνωστό πρόβλημα των “bull (or bird) eyes”. Για την μέγιστη θερμοκρασία, οι splines είχαν την καλύτερη απόδοση. Οι προϋποθέσεις εφαρμογής της Cokriging (π.χ., η κανονική κατανομή, μη στασιμότητα των δεδομένων), και οι υπολογιστικές απαιτήσεις της, σύμφωνα με τους συγγραφείς, αποτελούν μειονεκτήματα για την εφαρμογή της. Στο δια ταύτα προτείνεται η χρήση των thin plate splines για την παρεμβολή των κλιματικών μεταβλητών.

12. Ο Goonaerts (2000) παρουσιάζει τρεις πολυμεταβλητούς γεωστατιστικούς αλγορίθμους για την ενσωμάτωση ενός ψηφιακού μοντέλου εδάφους στην χωρική ανάλυση των βροχοπτώσεων: απλή kriging με μεταβαλλόμενο μέσο, kriging με εξωτερικό drift και Cokriging και τους συγκρίνει με τη μέθοδο των πολυγώνων Thiessen, την IDW, την ordinary Kriking (OK) και την απλή παλινδρόμηση των βροχοπτώσεων με ανεξάρτητη μεταβλητή το υψόμετρο. Χρησιμοποιήθηκαν ετήσιες και μηνιαίες παρατηρήσεις βροχής από 36 σταθμούς μέτρησης σε μια περιοχή εμβαδού 5000km² της Πορτογαλίας. Μέθοδος αξιολόγησης η cross-validation. Και οι τρεις γεωστατιστικές μέθοδοι με το υψόμετρο ως δευτερεύουσα μεταβλητή έδωσαν καλλίτερα αποτελέσματα σε επίπεδο μέσου τετραγωνικού σφάλματος (MSE), με την πρώτη εξ αυτών να δίνει τις καλλίτερες εκτιμήσεις παρέχοντας παράλληλα έναν μάλλον ευκολότερο τρόπο συμπερίληψης δευτερευουσών μεταβλητών. Τα μεγαλύτερα σφάλματα εντοπίζονται στους αλγορίθμους του αντιστρόφου τετραγώνου της απόστασης (IDW) και τα πολύγωνα Thiessen και αποδίδονται στο ότι αγνοείται το υψόμετρο και οι υψηλές τιμές βροχόπτωσης σε γειτονικούς

σταθμούς. Η ordinary kriging ήταν πιο ακριβής σε σχέση με την παλινδρόμηση όταν ο συντελεστής συσχέτισης βροχόπτωσης – υψομέτρου ήταν μικρότερος από 0,75 (στις περιπτώσεις της μελέτης), ενώ οι τρεις πολυμεταβλητές μέθοδοι βελτίωναν σημαντικά το σφάλμα σε σχέση με την OK σε περιπτώσεις υψηλής συσχέτισης (πάνω από 75%) με την συνεισφορά τους να περιορίζεται σε μικρότερες συσχετίσεις.

13. Κλασσικές και γεωστατιστικές μέθοδοι (πολύγωνα Thiessen, στάθμιση με την αντίστροφη απόσταση, γραμμική παλινδρόμηση, ordinary kriging και απλό kriging με μεταβλητό μέσο), χρησιμοποιήθηκαν από τους Mair και Fares (2011) για την χωρική ανάλυση των βροχοπτώσεων κατά την ξηρή και υγρή περίοδο στο ορεινό νησί Oahu στη Χαβάη. Χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα από 21 θέσεις μέτρησης για μια περίοδο 34 μηνών, μεταξύ 2005 με 2008. Στην γραμμική παλινδρόμηση και τη μέθοδο του απλού kriging με μεταβλητό μέσο ενσωματώθηκε ως συμπληρωματική πληροφορία το υψόμετρο (από ένα ψηφιακό μοντέλο εδάφους - DEM) και η απόσταση από ένα περιφερειακό σταθμό όπου μετρήθηκε μέγιστη βροχόπτωση. Στα συμπεράσματα της εργασίας αναφέρεται ότι το μεγαλύτερο σφάλμα παράγεται από την μέθοδο των πολυγώνων Thiessen και το μικρότερο από την ordinary Kriging αλλά για την μία μόνο περίοδο. Η τελευταία παρήγαγε ακριβέστερα αποτελέσματα από την γραμμική παλινδρόμηση με βάση το υψόμετρο όταν η συσχέτιση μεταξύ της βροχόπτωσης και υψομέτρου είναι μέτρια ($R < 0,82$). Η μέθοδος του απλού kriging με τον μεταβαλλόμενο τοπικά μέσο παρήγαγε το μικρότερο σφάλμα τόσο σε σχέση με την γραμμική παλινδρόμηση όσο και την αντίστροφη απόσταση σε όλες τις περιόδους.

14. Εφαρμογή της μεθόδου residual kriging για την χωρική παρεμβολή της μηνιαίας βροχόπτωσης στην Πολωνία περιγράφει σε εργασία του ο Kryza (2008), η οποία με βάση τα αποτελέσματα της cross validation αποδεικνύεται καλλίτερη από την εφαρμογή της ντετερμινιστικής μεθόδου της αντίστροφης απόστασης (IDW) αλλά και της στοχαστικής ordinary kriging. Το πλεονέκτημα της μεθόδου είναι ότι μπορεί να ενσωματώσει βοηθητικές με-

ταβλητές, είτε τοπογραφικές (υψόμετρο ή μέσο υψόμετρο, προσανατολισμός, κλίση, έκθεση κλπ), είτε ατμοσφαιρικής κυκλοφορίας (άνεμος, ατμοσφαιρική πίεση, βαθμίδα κυρίως κατακόρυφη, θερμοκρασίας κλπ) προερχόμενες από την ανάλυση ενός ατμοσφαιρικού μοντέλου. Καθόσον το πρώτο μέρος εφαρμογής της μεθόδου περιλαμβάνει την πολλαπλή παλινδρόμηση της βροχόπτωσης σε σχέση με τις «ανεξάρτητες» βοηθητικές μεταβλητές παρέχεται η δυνατότητα μείωσης τους σε μια διαδικασία σταδιακής παλινδρόμησης ώστε να επιτευχθεί η βέλτιστη απόδοση. Στη συνέχεια εφαρμόζεται η ordinary kriging επί των καταλοίπων και το οπτικοποιούμενο αποτέλεσμα προκύπτει από την άθροιση των δύο πεδίων (παλινδρόμησης και χωρικής ανάλυσης των καταλοίπων).

15. Για την ανάδειξη του ρόλου των ΓΠΣ στην ανάλυση κλιματικών δεδομένων ευρείας περιοχής υλοποιήθηκε το ευρωπαϊκό πρόγραμμα COST 719 (The use of Geographic Information Systems in climatology and meteorology), στην τελική έκθεση του οποίου (Cost action -719 final report, ed. Tveito et al. 2006), περιγράφονται, μεταξύ άλλων, η φύση και η δομή των διαθέσιμων δεδομένων, το πλαίσιο διαλειτουργικότητας αλλά και το σύνολο των διαθέσιμων ντετερμινιστικών, στατιστικών, γεωστατιστικών και άλλων μεθόδων για την παραγωγή υψηλής ανάλυσης και πιστότητας χωρικών αναλύσεων.
16. Όσον αφορά τον ελληνικό χώρο αξίζει να αναφερθεί η εφαρμογή Geoklima (www.geoklima.eu) με συμπαραγωγούς τον Τομέα Μετεωρολογίας & Κλιματολογίας και το Εργαστήριο Φυσικής της Ατμόσφαιρας του ΑΠΘ, την Εθνική Μετεωρολογική Υπηρεσία, το Τμήμα Γεωγραφίας του Πανεπιστημίου Αιγαίου, την Singular Logic και την DRAXIS Περιβαλλοντική ΑΕ, όπου με την χρήση μιας σειράς ντετερμινιστικών και στοχαστικών μεθόδων χωρικής παρεμβολής σε περιβάλλον ΓΠΣ επιχειρείται ικανοποιητικά η απεικόνιση της χωρικής κατανομής μιας σειράς κλιματικών παραμέτρων. Επίσης εφαρμογή και σύγκριση γεωστατιστικών μεθόδων για την χωρική ανάλυση μετεωρολογικών δεδομένων παρουσιάσθηκε και από την Γκριτζάπη (2011), η οποία κατέληξε

στην πρόκριση της γεωγραφικά σταθμισμένης παλινδρόμησης ως βέλτιστης σύμφωνα με τα αποτελέσματα της αξιολόγησης μέσω της cross-validation.

17. Εφαρμογή πολλαπλής παλινδρόμησης με ανεξάρτητες μεταβλητές το υψόμετρο, το γεωγραφικό πλάτος και μήκος, την ηπειρωτικότητα (απόσταση από την θάλασσα), την ηλιακή ακτινοβολία και το κλάσμα νεφοκάλυψης χρησιμοποίησαν οι Ninyerola et al. (2000) για την χωρική παρεμβολή της θερμοκρασίας (μέσης, μέγιστης και ελάχιστης) και της βροχόπτωσης σε μια περιοχή 32000Km² στην Καταλονία (ΒΑ Ισπανία), επιτυγχάνοντας υψηλούς γενικά συντελεστές προσδιορισμού καλλίτερους στην περίπτωση της θερμοκρασίας από ότι στην βροχόπτωση. Σε άλλη εργασία τους (Ninyerola et al., 2007), παρήγαγαν κλιματικούς χάρτες της θερμοκρασίας σε ολόκληρη την Ιβηρική χερσόνησο με την χρήση ομοίως γραμμικής παλινδρόμησης με εξαρτημένη μεταβλητή την θερμοκρασία και μεταξύ των ανεξάρτητων διάφορες παραλλαγές της απόστασης από τη θάλασσα (γραμμική, λογαριθμική, τετραγωνική) τα δε κατάλοιπα παρεμβλήθηκαν είτε με την αντίστροφη απόσταση (IDW) είτε με splines. Επίσης η παρεμβολή υλοποιήθηκε και ανεξάρτητα με την IDW αλλά και splines. Τα παραγόμενα πρότυπα με κάθε μέθοδο είχαν ομοιότητα μεταξύ τους αλλά η καλλίτερη προσαρμογή, σύμφωνα με τα συμπεράσματά τους, ήταν η παλινδρόμηση με ανεξάρτητη μεταβλητή την λογαριθμική απόσταση από την ακτή και στη συνέχεια κατανομή των καταλοίπων με την IDW.

18. Στο ίδιο πνεύμα κινείται και η εργασία των Brown και Comrie (2002). Εφαρμόζουν επίσης γραμμική παλινδρόμηση για την χωρική ανάλυση της θερμοκρασίας και της βροχόπτωσης στην Αριζόνα και το Νέο Μεξικό με την χρήση Kriging και IDW για την χωρική κατανομή των καταλοίπων. Τα αποτελέσματα για την θερμοκρασία δεν διέφεραν ουσιαστικά αλλά για την βροχόπτωση προκρίθηκε ως καλλίτερη, η ανάλυση των καταλοίπων με την μέθοδο της αντιστρόφου αποστάσεως (IDW). Για τις βορειοανατολικές περιοχές των ΗΠΑ οι Ollinger et al. (1995), εφάρμοσαν αντίστοιχο μοντέλο γραμμικής παλινδρόμησης με ανεξάρτητες μεταβλητές υψόμετρο, γεωγρ. μήκος- πλάτος,

κλίση κλπ. για την κατασκευή χαρτών τόσο αμιγώς κλιματικών παραμέτρων όπως και συγκέντρωσης χημικών στοιχείων στην ατμόσφαιρα. Στο ίδιο πνεύμα και η εργασία των Atkinson et al. (2002), για την παραγωγή υψηλής ανάλυσης κλιματικών δεδομένων της μέσης επιφανειακής θερμοκρασίας τους θερινούς μήνες στην περιοχή του Καναδικού Αρκτικού κύκλου. Πολλαπλή παλινδρόμηση με ανεξάρτητες μεταβλητές το υψόμετρο, το γεωγρ. μήκος- πλάτος και την απόσταση από τις ακτές χρησιμοποιήθηκαν από τους Dodson et al. (1997) για την εκτίμηση της χωρικής κατανομής της ημερήσιας θερμοκρασίας σε ορεινές περιοχές, παρεμβολή, όπως και των Hiebl et al. (2009) για την ευρύτερη περιοχή των Άλπεων (GAR - Greater Alpine Area).

19. Με εφαρμογή παλινδρόμησης οι Goodale et al. (1998), παράγαγαν χάρτες κλιματικών παραμέτρων στην Ιρλανδία. Σε σύγκριση μάλιστα με την κλασική μέθοδο του αντιστρόφου τετραγώνου της απόστασης δεν διαπίστωσαν σημαντική διαφορά.

Είναι προφανές ότι οι παραπάνω αναφορές δεν εξαντλούν την υφιστάμενη βιβλιογραφία στο συγκεκριμένο ερευνητικό πεδίο, η δε σταχυολόγησή τους είναι τυχαία με μόνο κριτήριο να καλύπτουν το σύνολο των μεθόδων που εφαρμόζονται.

ΜΕΡΟΣ ΔΕΥΤΕΡΟ

2.1 Χαρτογράφηση βροχομετρικών δεδομένων

Ο δεύτερος στόχος της μελέτης αυτής είναι η χαρτογράφηση της ετήσιας και εποχιακής (υγρής και ξηράς περιόδου)³ βροχόπτωσης στον ελληνικό χώρο μέσω της χωρικής παρεμβολής των αντίστοιχων τιμών, όπως αυτές έχουν καταγραφεί από το ακανόνιστο δίκτυο των συνοπτικών μετεωρολογικών σταθμών. Θα εφαρμοσθούν τέσσερις διαφορετικές μέθοδοι χωρικής παρεμβολής, στο πλαίσιο ενός ΓΠΣ και θα αξιολογηθούν τα αποτελέσματά τους.

2.1.1 Η χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης

Η επιλογή του ύψους βροχής δεν είναι τυχαία καθόσον πρόκειται για μία παράμετρο εν γένει μη συνεχή και ιδιαίτερα ευαίσθητη σε φυσιολογικά (τοπογραφικά) χαρακτηριστικά. Στο προηγούμενο κεφάλαιο αναλύθηκαν οι μέθοδοι χωρικής παρεμβολής των κλιματικών παραμέτρων και ειδικά στην 1.2.5 έγινε εκτενής, κατά το δυνατόν, περιγραφή εφαρμογής των διαθέσιμων μεθόδων από διάφορους ερευνητές. Είναι πλέον σαφές ότι η χωρική κατανομή των μετεωρολογικών και κλιματικών μεταβλητών εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από τις τοπικές συνθήκες, ιδίως σε περιοχές με έντονο ανάγλυφο (Tveito και Schöner, 2002). Ειδικά για την βροχόπτωση αυτή μπορεί να διαφοροποιείται από την ακτή προς την ενδοχώρα, μεταξύ μικρών και μεγάλων υψομέτρων αλλά και προσανατολισμών. Συνεπώς κάθε προσπάθεια για μια ακριβή, κατά το δυνατόν, χωρική κατανομή της σε κάθε περίπτωση θα πρέπει να λάβει υπόψη της και τις τοπογραφικές συνθήκες της περιοχής. Συμπερασματικά και σύμφωνα με όσα έχουν λεχθεί μέχρι τώρα θα πρέπει να διερευνηθεί η σχέση μεταξύ βροχόπτωσης και τοπογραφικών παραμέτρων όπως γεωγραφικό μήκος – πλάτος, υψόμετρο, κλίση, προσανατολισμός, ηπειρωτικότητα, απόσταση από τις ακτές –θάλασσα κλπ. Τα αποτελέσματα αφενός θα βοηθήσουν στην βελτίωση της κατανόησης του ρόλου των τοπογραφικών συνθηκών στην κατανομή της βροχό-

³ Η υγρή περίοδος αναφέρεται στο εξάμηνο Οκτωβρίου –Μαρτίου κάθε έτους και η ξηρή στο διάστημα Απρίλιος – Σεπτέμβριος. Στην πρώτη, οι βροχοπτώσεις είναι αποτέλεσμα της διέλευσης πάνω από τη χώρα μας βαρομετρικών συστημάτων και συνεπώς επηρεάζουν ευρείες περιοχές, σε αντίθεση με τη δεύτερη, όπου οι βροχοπτώσεις έχουν σημαντικά τοπικό (και γεωγραφικό χαρακτήρα) καθόσον κατά κύριο λόγο προέρχονται από την εκδήλωση θερμικής αστάθειας έστω και υποβοηθούμενης από δυναμικό αίτιο.

πτωσης και αφετέρου η γνώση αυτή θα συνεισφέρει στην εκτίμησή της σε περιοχές όπου δεν υφίστανται μετρητικά δεδομένα.

Η βροχόπτωση γενικά αυξάνεται με το υψόμετρο. Ο Daly (1994) περιγράφει την διαδικασία αύξησης βροχής με το υψόμετρο, αναφέροντας ότι, ανάλογα με το μέγεθος και τον προσανατολισμό, ένα βουνό ή μία οροσειρά μπορούν να αυξήσουν το ποσό της βροχής που πέφτει σε μια περιοχή επιβραδύνοντας την κίνηση μιας διερχόμενης ύφεσης αλλά και συνεισφέροντας μηχανικά στις ανοδικές κινήσεις της αέριας μάζας που την συνοδεύουν. Την καλοκαιρινή περίοδο, μέσω της διαδικασίας της μηχανικής ανύψωσης μιας αέριας μάζας, στις ορεινές περιοχές, ενισχύεται ή/και προκαλείται θερμοδυναμική αστάθεια μιας ενδεχόμενα ευσταθούς αέριας μάζας, με τελικό αποτέλεσμα μια, κατά μία έννοια, τοπική ανακατανομή των βροχοπτώσεων υπέρ των μεγαλύτερων υψομέτρων. Η επίδραση της τοπογραφίας και ειδικότερα του υψομέτρου στην βροχόπτωση αποτελεί αντικείμενο σημαντικού αριθμού μελετών (Hutchinson, P., 1968, Hevesi et al., 1992a, 1992b, Daly et al., 1994, Goodale et al., 1998, Goonaerts, 2000, Kyriakidis et al., 2001, Daly et al., 2003). Στην 1.2.5, έχει περιγραφεί ότι οι Goodale et al., (1998), εφάρμοσαν μέθοδο παλινδρόμησης με ανεξάρτητη μεταβλητή το υψόμετρο για την ανάλυση της μηνιαίας βροχόπτωσης, ο Goonaerts (2000) απέδειξε ότι η σχέση μεταξύ μηνιαίας βροχόπτωσης και υψομέτρου κυμαίνεται μεταξύ 0,33 - 0,83, στην ανάλυση των βροχοπτώσεων στην Πορτογαλία. Ανάλογες εκτιμήσεις προέκυψαν από τους Mair και Fares (2011) στην χωρική ανάλυση των βροχοπτώσεων κατά την ξηρή και υγρή περίοδο στο ορεινό νησί Oahu στη Χαβάη. Σχετικές μεθοδολογίες απαντώνται στη μέθοδο PRISM (Daly et al., 1994) και στην AURELHY (Bénichou και Le Breton, 1987). Επεκτείνοντας την χρήση τοπογραφικών παραμέτρων στην εκτίμηση της χωρικής κατανομής της βροχόπτωσης, όπως η ηπειρωτικότητα ή η απόσταση από την θάλασσα και φυσικά οι γεωγραφικές συντεταγμένες και ο προσανατολισμός – έκθεση, εφαρμογές, κυρίως με την μέθοδο της πολλαπλής παλινδρόμησης, συναντώνται στους Ninyerola et al, (2000), Ninyerola et al. (2007), Naoum et al. (2004), Prudhomme et al. (1998), Weisse et al. (2001), Perry et al. (2005), Prudhomme et al. (1999), Oettli et al. (2005), Basis et al. (1994), Yamada (1990) και Agnew et al. (2000).

Στα καθ' ημάς σύνθεση των παραπάνω παραμέτρων συναντάται στην αναφερθείσα εφαρμογή Geoklima (www.geoklima.eu). Στο σημείο αυτό θα πρέπει να αναφερθεί ότι το έντονο γεωγραφικό ανάγλυφο της Ελλάδας αποτελεί κρίσιμο στοιχείο στην αναζήτηση της μεθόδου που θα αποτυπώσει καλλίτερα την χωρική κατανομή των βροχοπτώσεων (ύψους βροχής). Οι Μαριολόπουλος και Καραπιπέρης (1955) είχαν σημειώσει ότι δεν υφίσταται σαφής νόμος της μεταβολής του υετού με το υψόμετρο και ως εκ τούτου είναι αδύνατη η αναγωγή των υψών βροχής στην επιφάνεια της θάλασσας. Εντόπισαν μάλιστα, στο έντονο ανάγλυφο και στη διανομή ξηράς και θάλασσας, τις διαφορές που παρατηρούνταν, στο μέσο ετήσιο ή μηνιαίο ύψος βροχής, μεταξύ γειτονικών σταθμών και σε αποστάσεις μόνο μερικών χιλιομέτρων. Οι Γκουβάς και Σακελλαρίου (2004) και Γκουβάς et al., (2007) έδειξαν ότι η αύξηση των βροχοπτώσεων με το υψόμετρο δεν είναι απόλυτη και οφείλεται στην ύπαρξη θετικής συσχέτισης μεταξύ του υψομέτρου των σταθμών και του ανάγλυφου της γύρω από το σταθμό περιοχής, πρότειναν μάλιστα μία νέα μεταβλητή η οποία θα εκφράζει το ανάγλυφο γύρω από τον σταθμό παρατήρησης, μέσω των υψομετρικών διαφορών σε μεταβλητές αποστάσεις.

2.1.2 Συλλογή και προετοιμασία των δεδομένων

Για την διερεύνηση της χωρικής κατανομής των βροχοπτώσεων (ύψους βροχής) στον ελληνικό χώρο χρησιμοποιήθηκαν τα δεδομένα (μέσες μηνιαίες τιμές) 75 μετεωρολογικών σταθμών (74 της ΕΜΥ και ένας του Εθνικού Αστεροσκοπείου Αθηνών – Θησείο) για μια περίοδο είκοσι ετών (1981-2000), και φαίνονται στον Πίνακα 2.

Πίνακας 2. Οι μετεωρολογικοί σταθμοί που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα εργασία

id	Station (Name)	W.M.O code	Longitude	Latitude	Altimeter (m)
1	Agrinio	16672	21,38	38,62	24,50
2	Aghialos	16665	22,78	39,22	15,30
3	Aktio	16643	20,77	38,92	1,00
4	Alexandroupoli	16627	25,93	40,85	3,50
5	Aliartos	16674	23,10	38,38	110,00
6	Andravida	16682	21,28	37,92	15,10
7	Araxos	16687	21,42	38,15	11,70
8	Argos (Pyrgela)	16724	22,78	37,60	11,00
9	Argostoli	16685	20,50	38,12	22,00

10	Arta	16654	20,98	39,17	42,00
11	Athens (NOA)	16714	23,70	38,00	107,00
12	Chios	16706	26,15	38,35	3,80
13	Desfina	16693	22,53	38,42	590,00
14	Drama	16607	24,15	41,15	104,20
15	Eleusina	16718	23,55	38,07	31,00
16	Florina	16613	21,43	40,79	695,00
17	Helliniko	16716	23,72	37,88	15,00
18	Heraklio	16754	25,18	35,33	39,30
19	Ierapetra	16756	25,73	35,01	10,00
20	Ioannina	16642	20,82	39,70	484,00
21	Kavala	16608	24,40	40,93	5,00
22	Kavala_Crychoupoli	16624	24,63	40,92	5,00
23	Kalamata	16726	22,02	37,07	11,10
24	Kalampaka	16664	21,63	39,70	222,00
25	Kasteli	16760	25,33	35,20	336,00
26	Kastoria	16614	21,27	40,45	660,90
27	Kerkyra	16641	19,91	39,61	4,00
28	Kozani	16632	21,83	40,28	626,20
29	Kythira	16743	23,02	36,27	166,80
30	Kos	16742	27,08	36,80	129,50
31	Lamia	16745	22,43	38,87	17,40
32	Larisa	16648	22,45	39,65	73,60
33	Limnos	16650	25,23	39,92	4,60
34	Macedonia	16622	22,97	40,52	4,80
35	Methoni	16734	21,70	36,83	52,40
36	Milos	16738	24,47	36,68	165,40
37	Mytilini	16667	26,60	39,05	4,80
38	Naxos	16732	25,38	37,10	9,80
39	N. Filadelfeia	16701	23,67	38,05	138,00
40	Piraeus	16717	23,58	37,99	7,00
41	Pyrgos	16707	21,44	37,67	12,00
42	Rethimno	16758	24,52	35,36	5,10
43	Rhodes	16749	28,08	36,40	11,50
44	Samos	16723	26,92	37,68	7,30
45	Thira (Santorini)	16744	25,47	36,42	36,50
46	Serres	16606	23,53	41,08	34,50
47	Siteia	16757	26,10	35,21	115,60
48	Skyros	16684	24,48	38,95	17,90
49	Souda	16746	24,15	35,53	151,60
50	Soufli	16611	26,30	41,20	15,00

51	Tanagra	16699	23,57	38,33	140,10
52	Tatoi	16715	23,78	38,10	234,70
53	Thasos	16626	24,72	40,78	2,00
54	Trikala Hmath	16619	22,55	40,60	0,80
55	Trikala Thess	16645	21,77	39,55	110,20
56	Tripoli	16710	22,40	37,53	651,90
57	Tympaki	16759	24,77	35,07	6,70
58	Xanthi	16609	24,88	41,13	43,00
59	Zakynthos	16719	20,88	37,75	7,90
60	Aidipsos	16681	23,03	38,87	1,50
61	Domokos	16657	22,30	39,12	615,00
62	Diavolitsi	16688	21,97	37,30	108,00
63	Stefani Korinthias	16711	22,83	37,75	297,00
64	Sparti	16725	22,43	37,07	212,00
65	Astros Kyn	16655	22,72	37,40	25,00
66	Lefkada	16669	20,71	38,83	1,00
67	Nafpaktos	16673	21,83	38,38	15,00
68	Aigio	16692	22,08	38,25	64,00
69	Aegina	16736	23,45	37,73	1,50
70	Anogeia	16752	24,95	35,28	707,30
71	Palaioxora	16751	23,68	35,23	10,00
72	Gytheio	16737	22,56	36,75	4,00
73	Chania	16747	24,07	35,48	11,00
74	Gortys	16753	24,93	35,05	182,00
75	Fourni	16755	25,67	35,25	316,00

Η επιλογή της χρονικής περιόδου και του αριθμού των σταθμών σχετίζεται με την πληρότητα των δεδομένων βροχόπτωσης. Έτσι, η περίοδος χαρακτηρίζεται από σχεδόν απόλυτη πληρότητα δεδομένων ενώ παράλληλα τα δεδομένα έχουν «περάσει» από έναν ποιοτικό έλεγχο πριν την εισαγωγή τους στη βάση της ΕΜΥ. Οι μέσες μηνιαίες τιμές αποτελούν τον μέσο όρο των ανά μήνα και έτος αθροιστικών τιμών του ημερήσιου υετού (ύψους βροχής). Ο αθροιστικός ημερήσιος υετός αναφέρεται στο συνολικό ύψος βροχόπτωσης σε χιλιοστά μεταξύ των παρατηρήσεων 18UTC της προηγούμενης ημέρας μέχρι 18UTC της ημέρας αναφοράς. Για μία ποσοτική εκτίμηση της πυκνότητας του διαθέσιμου δικτύου εκτιμήθηκε ότι, η μέση απόσταση των διαθέσιμων σταθμών μέτρησης, δηλαδή η απόσταση ενός σταθμού από τον

πλησιέστερό του, είναι περίπου 40Km (39233,69 m), με ελάχιστη τα 6Km (6140,85m) και μέγιστη τα 105Km (104905,74m).

Συμπληρωματικά και με στόχο την καλλίτερη προσαρμογή των αποτελεσμάτων χρησιμοποιήθηκαν οι επτά σταθμοί του Πίνακα 3. Πρόκειται για μια ομάδα σταθμών σε ηπειρωτικές περιοχές εκτός ελληνικού χώρου. Τα διαθέσιμα δεδομένα αντλήθηκαν από την σχετική βάση της Ολλανδικής Μετεωρολογικής Υπηρεσίας (KNMI) και αφορούν την ίδια χρονική περίοδο (<http://climexp.knmi.nl>).

Πίνακας 3. Συμπληρωματική ομάδα όμορων μετεωρολογικών σταθμών που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα εργασία (Πηγή: <http://climexp.knmi.nl>)

id	Station (Name)	W.M.O code	Longitude	Latitude	Altimeter (m)
1	Istanbul	17062	41,00	29,10	40,00
2	Izmir	17220	38,40	27,30	25,00
3	Bursa	17116	40,20	29,10	100,00
4	Canakale	17112	40,10	26,40	3,00
5	Edirne	17050	41,70	26,60	48,00
6	Mugla	17292	37,20	28,40	646,00

Στον χάρτη 1 φαίνεται η θέση του συνόλου των θέσεων μέτρησης στον ελληνικό χώρο όπως και τα διαθέσιμα δεδομένα όμορων περιοχών.

Στο σημείο αυτό θα πρέπει να σημειωθεί ότι η δόμηση ενός σετ παρατηρήσεων οφείλει να υπακούει σε κάποιους κανόνες και η πρακτική που ακολουθείται περιγράφεται από τα παρακάτω τέσσερα βήματα:

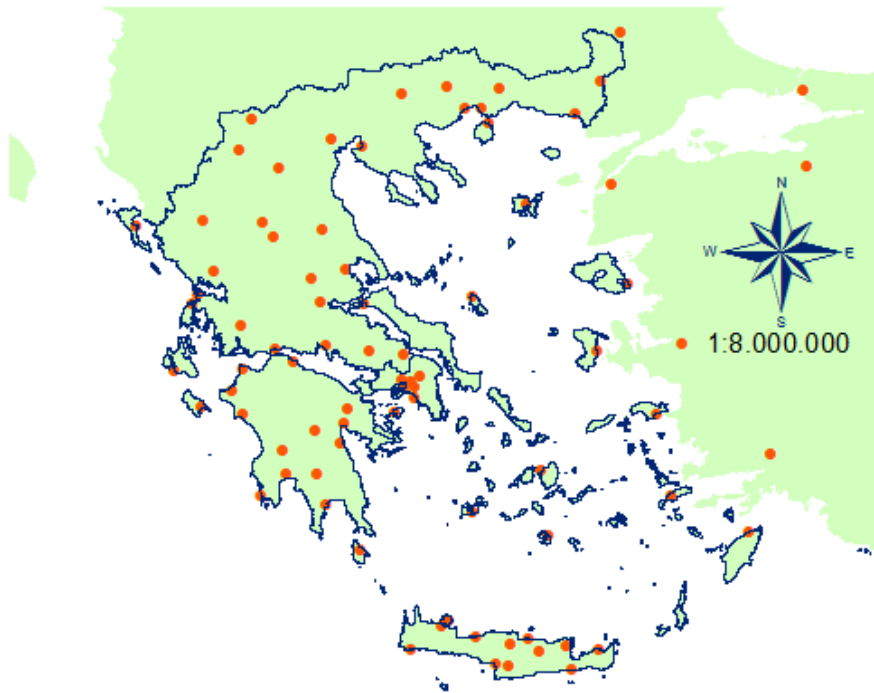
- Ποιοτικός έλεγχος
- Απάλειψη ασυνεπειών
- Συμπλήρωση κενών
- Άλλες αναγωγές

α) Ποιοτικός Έλεγχος

Ο ποιοτικός έλεγχος στοχεύει στην απαλοιφή σφαλμάτων τα οποία μπορεί να είναι τυχαία ή συστηματικά. Στα συστηματικά εντάσσονται σφάλματα που οφείλονται

στο όργανο μέτρησης και ο εκ των υστέρων εντοπισμός τους βοηθά στην ανόρθωση των παρατηρήσεων. Συνήθως τα συστηματικά σφάλματα του οργάνου είναι γνωστά και λαμβάνονται υπόψη πριν την καταχώρηση της παρατήρησης. Τα σφάλματα κατά την παρατήρηση μπορεί να είναι είτε τυχαία είτε συστηματικά.

Μετεωρολογικοί Σταθμοί



Χάρτης 1: Οι μετεωρολογικοί σταθμοί τα δεδομένα των οποίων χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα εργασία

Όσον αφορά τα συστηματικά σφάλματα, αυτά εντοπίζονται εύκολα κατά τον ποιοτικό έλεγχο και συνηθέστερα οφείλονται σε λανθασμένη εφαρμογή του κανόνα παρατήρησης ή και σύνταξης του σχετικού μετεωρολογικού μηνύματος. Δυσεπίλυτα και ειδικής διερεύνησης είναι τα σφάλματα των «ακραίων» τιμών. Στην ουσία πρόκειται για «μη φυσιολογικές» καταγραφές οι οποίες όμως πριν την απόρριψή τους απαιτούν προσεκτικό έλεγχο.

β) Απάλειψη ασυνεπειών

Ο έλεγχος συνέπειας μιας χρονοσειράς μετρήσεων αποσκοπεί στον εντοπισμό τεχνητών αλλαγών στις συνθήκες μέτρησης, οι οποίες επηρεάζουν το αποτέλεσμα της μέτρησης. Τέτοιες αλλαγές μπορεί να προέρχονται και εξ ανάγκης όπως η αντικατά-

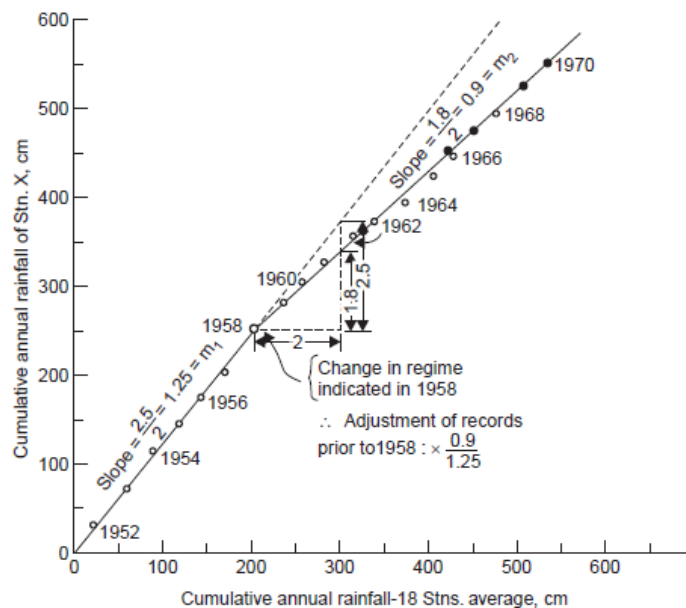
σταση του οργάνου μέτρησης λόγω βλάβης, παλαιότητας ή αναβάθμισης σε νεότερη τεχνολογία (συμβατικοί – αυτόματοι σταθμοί) ή λόγω αλλαγής θέσης του σταθμού ή σε αλλαγές στο φυσικό περιβάλλον του σταθμού (ένας υπαίθριος σταθμός με την επέκταση της πόλης ουσιαστικά γίνεται αστικός). Σε περίπτωση που εντοπίζουν τέτοιες αλλαγές, η αποκατάσταση της συνέπειας αποσκοπεί στην τροποποίηση των μετρήσεων με τρόπο ώστε να αρθεί η επίδραση αυτών των αλλαγών.

Αντί του όρου συνέπεια (consistency) χρησιμοποιείται ο όρος ομογένεια (homogeneity). Όμως, ο πρώτος όρος αναφέρεται μόνο στις συνθήκες μέτρησης, ενώ ο δεύτερος έχει γενικότερο μαθηματικό περιεχόμενο. Είναι δυνατό μια χρονοσειρά να είναι ανομογενής (δηλαδή να μην προέρχεται από τον ίδιο στατιστικό πληθυσμό), εξαιτίας αλλαγών στο κλίμα της περιοχής, χωρίς όμως να είναι ασυνεπής, δηλαδή δεν υπάρχουν συνθήκες που οδήγησαν σε εσφαλμένες μετρήσεις. Ο έλεγχος ομογένειας (ή ομοιογένειας) αποτελεί σημαντικό πεδίο έρευνας τα τελευταία χρόνια στα πλαίσια της διερεύνησης του φαινομένου της κλιματικής αλλαγής. Έχουν αναπτυχθεί διάφορες μέθοδοι με την μέθοδο MASH (Multiple Analysis of Series for Homogenization) της Ουγγρικής Μετεωρολογικής Υπηρεσίας να είναι η πλέον γνωστή σε επίπεδο Μετεωρολογικών Υπηρεσιών.

Όσον αφορά την απάλειψη ασυνεπειών ως μέθοδος ελέγχου της ακρίβειας και της σταθερότητας των δεδομένων ενός σταθμού χρησιμοποιείται ευρέως η μέθοδος της καμπύλης διπλής μάζας. Πρόκειται για ημιεμπειρική μέθοδο ειδικά για την περίπτωση του ύψους βροχής. Σύμφωνα με αυτή, κατασκευάζεται ένα διάγραμμα των αθροιστικών ετήσιων υψών βροχόπτωσης του σταθμού με το μέσο όρο των αθροιστικών ετήσιων υψών βροχόπτωσης ενός ή περισσότερων σταθμών αναφοράς - βάσης. Εάν παρατηρείται ομοιογένεια μεταξύ των δεδομένων των σταθμών, τότε τα σημεία θα βρίσκονται πάνω σε μια ευθεία, ενώ αν τα δεδομένα είναι ανομοιογενή τότε η κλίση της ευθείας θα αλλάζει (Εικόνα 10). Η θλάση στη σημειοσειρά, δηλαδή ο σχηματισμός δυο ευθειών με διαφορετικές κλίσεις, ερμηνεύεται ως συστηματική ασυνέπεια που καλύπτει τη μία από τις δύο περιόδους διαφορετικών κλίσεων, ενώ άλμα στη σημειοσειρά, δηλαδή ο σχηματισμός δυο παράλληλων ευθειών, ερμηνεύεται ως μεμονωμένο σφάλμα για το έτος στο οποίο αντιστοιχεί το άλμα. Την ίδια

ερμηνεία έχει και η περίπτωση που σχηματίζεται μια ευθεία, η οποία όμως δεν διέρχεται από την αρχή των αξόνων.

Για την άρση των ασυνεπειών που εμφανίζονται στη διπλή αθροιστική καμπύλη με τη μορφή της θλάσης θα πρέπει πρώτα να επιλεγεί η μία από τις δύο υποπεριό-



Εικόνα 10. Ενδεικτική απεικόνιση του διαγράμματος εφαρμογής της καμπύλης διπλής μάζας με θλάση στη χρονοσειρά.

δους, της οποίας τα δεδομένα θα θεωρηθούν ορθά και στην οποία θα αναχθούν τα δεδομένα της άλλης υποπεριόδου. Συνήθως τα δεδομένα της νεότερης περιόδου θεωρούνται πιο ορθά. Η αναγωγή γίνεται με πολλαπλασιασμό (ή διαίρεση κατά περίπτωση) των ετησίων υψών βροχής με το συντελεστή $\lambda = m_2/m_1$ όπου m_2 είναι η κλίση της νεότερης περιόδου και m_1 είναι η κλίση της παλιότερης περιόδου. Με αυτό τον τρόπο προκύπτει δείγμα συνεπές για όλη την περίοδο μετρήσεων.

γ) Συμπλήρωση κενών

Η διακοπή της χρονοσειράς των παρατηρήσεων από έλλειψη μετρήσεων δεν είναι σπάνιο φαινόμενο. Η απουσία μεμονωμένων τιμών από περιστασιακή βλάβη του οργάνου ή παράλειψη της μέτρησης, για διάφορους λόγους, δεν συνιστά σημαντικό πρόβλημα και αντιμετωπίζεται επιτυχώς. Σαφώς μεγαλύτερο πρόβλημα συνιστά η απουσία μιας σειράς διαδοχικών τιμών, ενώ πολλές φορές υπάρχει ανάγκη επέκτα-

σης χρονικά του διαθέσιμου δείγματος. Ειδικά η τελευταία περίπτωση, γνωστή με τον γενικό όρο «επέκταση χρονοσειρών» απασχολεί έντονα την ερευνητική κοινότητα, την τελευταία εικοσαετία, κυρίως μέσω της διερεύνησης της κλιματικής αλλαγής.

Το πρόβλημα στην πράξη είναι συναφές με το αντικείμενο και της παρούσας εργασίας. Η συμπλήρωση των κενών γίνεται με παρεμβολή, στο χρόνο πλέον, με βάση τις διαθέσιμες μετρήσεις. Συνεπώς και οι μέθοδοι που χρησιμοποιούνται είναι οι ίδιες και εντάσσονται σε δύο βασικές κατηγορίες, αιτιοκρατικές-εμπειρικές και στατιστικές.

Στην πρώτη κατηγορία εντάσσονται:

1. του αριθμητικού μέσου

Η τιμή που λείπει (ημερήσια ή μηνιαία), έστω x_A , από μία θέση παρατήρησης A, προκύπτει ως ο μέσος όρος των αντίστοιχων τιμών γειτονικών θέσεων παρατήρησης «κανονικά» διατεταγμένων γύρω από την A, με βάση την σχέση:

$$x_A = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

Όπου n το πλήθος των γειτονικών θέσεων παρατήρησης και x_i η τιμή της εκτιμώμενης παραμέτρου σε κάθε θέση όπου υπάρχει μέτρηση.

2. των κανονικών ή υπερετήσιων λόγων

Πρόκειται για γενίκευση της μεθόδου του αριθμητικού μέσου. Με αυτή τη μέθοδο, οι τιμές των γειτονικών θέσεων παρατήρησης σταθμίζονται με βάση την αναλογία των κανονικών τιμών.

$$x_A = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{X_A}{X_i} x_i$$

Όπου v το πλήθος των γειτονικών θέσεων παρατήρησης, x_i η τιμή της εκτιμώμενης παραμέτρου σε κάθε γειτονική θέση, X_A η κανονική (υπερετήσια) τιμή της παραμέτρου στη θέση A και X_i οι αντίστοιχες κανονικές τιμές στις γειτονικές θέσεις. Ας σημειωθεί ότι:

- κανονικές τιμές είναι οι μέσες τιμές μιας μακράς περιόδου (συνήθως τριακονταετίας)
- Η μέθοδος, στην περίπτωση του ύψους βροχής, προκρίνεται, σε σχέση με αυτή του αριθμητικού μέσου, όταν το ύψος της μέσης ετήσιας βροχόπτωσης στη προς συμπλήρωση θέση διαφέρει περισσότερο από 10% από τους γειτονικούς σταθμούς.

3. της αντίστροφης απόστασης

Η τιμή που λείπει (ημερήσια ή μηνιαία), έστω x_A , από μία θέση παρατήρησης A , προκύπτει ως ο σταθμισμένος μέσος όρος των αντίστοιχων τιμών γειτονικών θέσεων παρατήρησης (τουλάχιστον τριών) «κανονικά» διατεταγμένων γύρω από την A . Ως συντελεστής βάρους λαμβάνεται το αντίστροφο τετράγωνο των αποστάσεων.

$$x_A = \frac{1}{v} \sum_{i=1}^v w_i x_i, \quad \text{και} \quad w_i = \frac{d_i^{-2}}{\sum_{i=1}^v d_i^{-2}}$$

Όπου d_i η απόσταση της θέσης παρατήρησης A από την αντίστοιχη θέση i . (Όπως έχει περιγραφεί και στην 1.2.1.2).

Στην κατηγορία των στατιστικών μεθόδων υπάγονται μια σειρά από μεθόδους, οι οποίες με την βοήθεια των διαθέσιμων, από γειτονικές θέσης μέτρησης, δεδομένων, εκτιμούν την ελλείπουσα ή ελλείπουσες τιμές, προσπαθώντας να ελαχιστοποιήσουν το σφάλμα εκτίμησης.

Στην κατηγορία αυτή εντάσσονται:

1. η μέθοδος της απλής γραμμικής παλινδρόμησης

Σύμφωνα με αυτήν, η προς συμπλήρωση τιμή y (εξαρτημένη) εκτιμάται από την αντίστοιχη τιμή x (ανεξάρτητη) ενός γειτονικού σταθμού αναφοράς, με βάση τη γραμμική σχέση:

$$y = ax + b,$$

όπου οι συντελεστές a , b εκτιμώνται με τρόπο ώστε να ελαχιστοποιηθεί το σφάλμα. Ο βαθμός καταλληλότητας της μεθόδου καθορίζεται από τον συντελεστή γραμμικής συσχέτισης (r), μεταξύ των τιμών των δύο θέσεων παρατήρησης. Οι τιμές του συντελεστή συσχέτισης κυμαίνονται στο διάστημα $[-1, 1]$. Στη βιβλιογραφία αναφέρεται ότι, συντελεστής συσχέτισης κατ' απόλυτο τιμή πάνω από την $r_c = \frac{2}{\sqrt{n}}$ οδηγεί σε στατιστικά αποδεκτά αποτελέσματα. Πρακτικά η τιμή αυτή είναι το 0,7.

2. η μέθοδος της πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης

Η απλή γραμμική παλινδρόμηση που αναφέρθηκε προηγουμένως μπορεί να γενικευθεί για περισσότερες ανεξάρτητες μεταβλητές x_i . Έτσι, η προς συμπλήρωση τιμή y (εξαρτημένη) εκτιμάται από τις αντίστοιχες τιμές x_i (ανεξάρτητες) γειτονικών σταθμών, σε σύνολο m , με βάση τη γραμμική σχέση:

$$y = b + a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_mx_m.$$

Η επίλυση είναι σύνθετη χειρονακτικά αλλά όχι πλέον με τα σημερινά διαθέσιμα υπολογιστικά μέσα (λογιστικά φύλλα).

Στο σημείο αυτό θα πρέπει να αναφερθεί ότι συνεχώς κερδίζουν έδαφος και στον τομέα αυτό μέθοδοι που περιγράφηκαν όπως PRISM, MISH (MASH), αλλά και γεωστατιστικές.

δ) Άλλες αναγωγές

Στην κατηγορία αυτή εντάσσονται μια σειρά από διαδικασίες που εξαρτώνται από τις ειδικές απαιτήσεις χρήσης των δεδομένων ή ιδιαιτερότητες της θέσης παρατήρησης και δεν μπορούν να διεκπεραιωθούν με τις προηγούμενες διαδικασίες.

2.1.3 Επιλογή και εφαρμογή μεθόδων χωρικής ανάλυσης

Όπως έχει ήδη αναφερθεί η εφαρμογή υλοποιήθηκε σε περιβάλλον ΓΣΠ και ειδικότερα με τη χρήση κυρίως του λογισμικού ArcGIS, το οποίο εμπεριέχει σημαντικό αριθμό «εργαλείων». Για τις ανάγκες της εφαρμογής μετασχηματίστηκαν οι συντεταγμένες (φ, λ – γεωγραφικό πλάτος – μήκος σε μοίρες και υποδιαίρεσεις της) των μετεωρολογικών σταθμών από το γεωγραφικό σύστημα WGS84 στο οποίο αναφέρονται στον Πίνακα 2, στο προβολικό Ελληνικό Γεωδαιτικό Σύστημα Αναφοράς (ΕΓΣΑ87) (x, y – καρτεσιανές συντεταγμένες σε μέτρα). Ένα απλό εργαλείο (απλό λογιστικό φύλλο) παρέχεται στην ιστοσελίδα της Αποκεντρωμένης Διοίκησης Πελοποννήσου, Δυτικής Ελλάδας και Ιονίου (<http://www.apd-depin.gov.gr/index.php/logismiko-ypostiriksis-xristi-i-y.html>). Στη συνέχεια εισήχθησαν στο ΓΠΣ και παρήχθη ένα σημειακό διανυσματικό πεδίο (shapefile) στο οποίο αποτυπώνονται οι θέσεις τους στον ελληνικό χώρο (Χάρτης 1). Τα γεωγραφικά όρια στο χάρτη της εικόνας προέρχονται από τους διαθέσιμους ψηφιακούς χάρτες από το ΓΕΩΕΥΡΕΤΗΡΙΟ ΥΔΡΟΣΚΟΠΙΟΥ – HYDROSCOPE GEOPORTAL (<http://thyamis.itia.ntua.gr:8080/geonetwork/srv/gr/main.home>) μετά από σχετική επεξεργασία. Επίσης για τις ανάγκες της εφαρμογής χρησιμοποιήθηκε ένα ψηφιακό μοντέλο εδάφους (DEM) ανάλυσης 100 μέτρων το οποίο προέρχεται από την ψηφιοποίηση ισοϋψών 1:50000 της Γεωγραφικής Υπηρεσίας Στρατού διαμορφωμένο στο ίδιο προβολικό σύστημα (ΕΓΣΑ87). Στον Χάρτη 2 απεικονίζεται το DEM μετά από επεξεργασία για την αφαίρεση της βαθυμετρίας και δημιουργία κλάσεων υψομέτρου.

2.1.3.1 Ανάλυση με την εφαρμογή της IDW

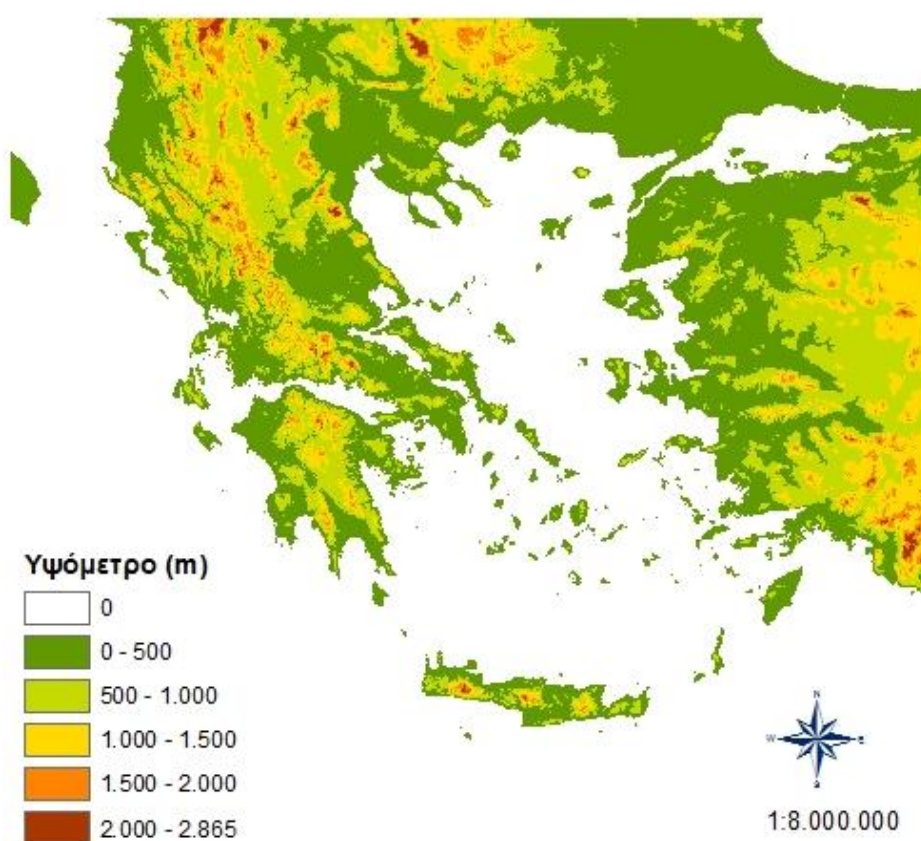
Η πρώτη μέθοδος που εφαρμόσθηκε ήταν της «αντίστροφης απόστασης», γνωστή με την συντομογραφία IDW στα περισσότερα λογισμικά που χρησιμοποιούνται. Η μέθοδος συνήθως εφαρμόζεται ως αντίστροφο τετράγωνο της απόστασης, $\alpha=2$ στη

σχέση $w_i = \frac{d_i^{-\alpha}}{\sum_{i=1}^n d_i^{-\alpha}}$ της (1.2.1.2). Όπως ήδη έχει αναφερθεί η ακανόνιστη κατανο-

μή των θέσεων των μετρήσεων αποτελούσε και αποτελεί το μείζον ζήτημα στην εφαρμογή των μεθόδων χωρικής ανάλυσης, και περιγράφηκε και στην 1.1.4, αφού

συσσώρευση μετρήσεων προς μια κατεύθυνση οδηγεί σε ετεροβαρή αποτελέσματα.

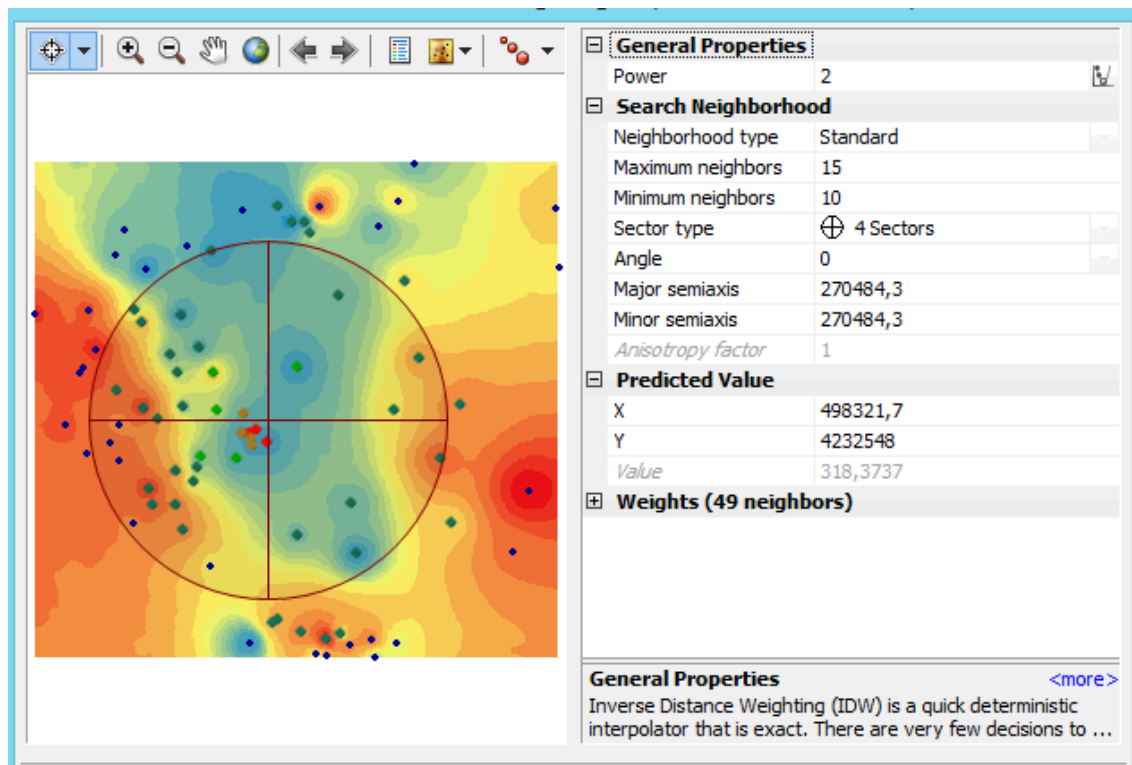
Ψηφιακό Μοντέλο Εδάφους



Χάρτης 2: Το ψηφιακό μοντέλο εδάφους που χρησιμοποιήθηκε (Προέλευση: - ιδία επεξεργασία).:

Ένα δεύτερο θέμα είναι η επιλογή των παρατηρήσεων που θα συνεισφέρουν στην εκτίμηση της τιμής σε μία θέση και εκφράζεται μέσω της «ακτίνας επίδρασης». Η ακτίνα επίδρασης προσεγγίζεται, είτε με βάση την απόσταση, είτε από τον ελάχιστο αριθμό μετρήσεων που απαιτούνται για την εκτίμηση μιας τιμής, είτε από συνδυασμό και των δύο. Τέλος η χρήση της τιμής 2 (τετράγωνο) στη σχέση 1.2.1.2.1 πλέον τελεί υπό την αίρεση της βέλτιστης προσαρμογής καθώς πλέον υφίστανται τα ανάλογα μέσα προσδιορισμού του σφάλματος της εκτίμησης (cross validation). Οι παραπάνω διαδικασίες έχουν ενσωματωθεί στη σχετική εργαλειοθήκη (geostatistical analyst tools) του ArcGIS και χρησιμοποιήθηκαν κατά την εφαρμογή

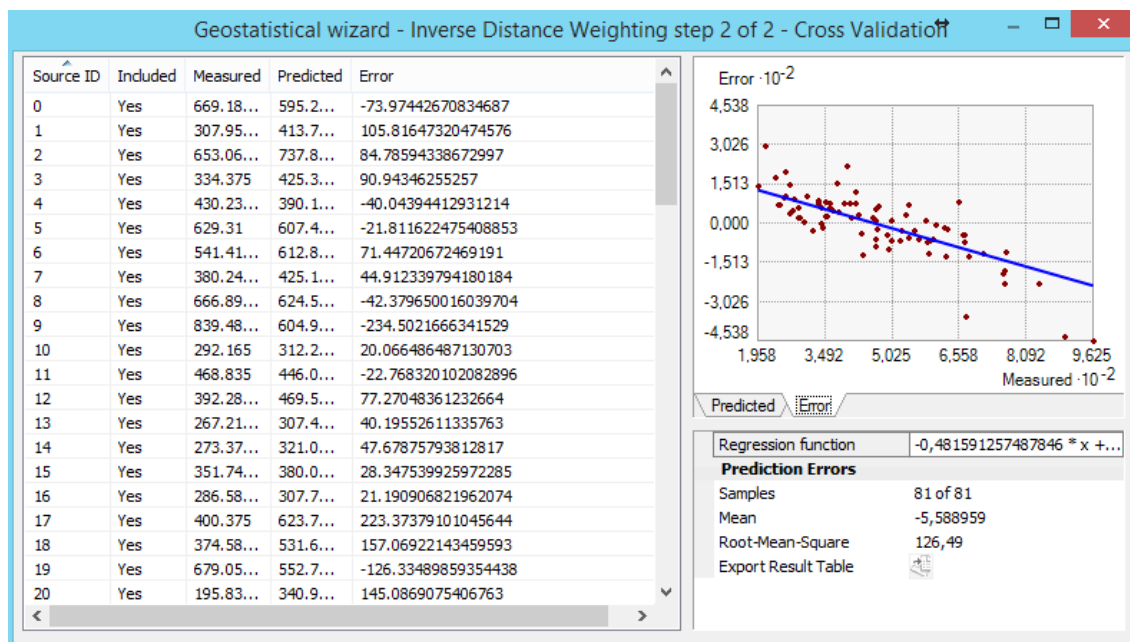
της μεθόδου. Κατά πρώτον η ακτίνα επίδρασης ορίσθηκε μέσω του αριθμού των παρατηρήσεων που κατ' ελάχιστον θα πρέπει να συνεισφέρουν στην εκτίμηση κάθε άλλης θέσης και μέχρι ενός ανώτατου ορίου (ελάχιστο 10, μέγιστο 15). Στην εικόνα 11, όπου αναζητείται η τιμή στη θέση του σταυρονήματος, είναι εμφανής η ακανόνιστη κατανομή των παρατηρήσεων γύρω από αυτή. Η επιλογή των τεσσάρων τομέων παρέχει την δυνατότητα ίσης συνεισφοράς των παρατηρήσεων κάθε τομέα στη διαμόρφωση της τιμής. Έτσι αυτομάτως οι λίγες παρατηρήσεις ενός τομέα αποκτούν, και είναι φυσικό, πολύ μεγαλύτερη αξία από τις πολλές ενός άλλου, χωρίς αυτό να σημαίνει και ακριβέστερο αποτέλεσμα.



Εικόνα 11: Στιγμιότυπο από την εφαρμογή της IDW με τα διαθέσιμα δεδομένα. Η ακτίνα επίδρασης έχει οριστεί έτσι ώστε να περιλαμβάνει κατ' ελάχιστον 10 και μέχρι 15 θέσεις μετρήσεων περιμετρικά της θέσης εκτίμησης που ορίζεται από το σταυρόνημα.

Η μέθοδος εφαρμόστηκε αρχικά χωρίς τη χρήση τομέων. Η ακτίνα επίδρασης ορίστηκε έτσι ώστε για κάθε θέση εκτίμησης να υφίστανται τουλάχιστον 10 μετρήσεις που θα συνεισφέρουν και μέχρι 15, και προκειμένου να διαπιστωθεί ο ρόλος της στην ακρίβεια της μεθόδου εφαρμόστηκε και με διπλάσια όρια (ελάχιστος αριθμός μετρήσεων 20 και μέγιστος 30). Μέσω της διαδικασίας που απεικονίζεται στην ει-

κόνα 12 διαπιστώθηκε ότι η επιλογή με περισσότερα δεδομένα δεν παράγει και καλλίτερη προσαρμογή.



Εικόνα 12: Στιγμιότυπο από την εφαρμογή της IDW με τα διαθέσιμα δεδομένα. Η εκτίμηση του μέσου σφάλματος και του μέσου τετραγωνικού σφάλματος της εκτίμησης.

Η διαδικασία παρέχει τη δυνατότητα βελτιστοποίησης της προσαρμογής μέσω της εκτίμησης του εκθέτου που «παράγει» το ελάχιστο σφάλμα. Από την εφαρμογή της μεθόδου προέκυψε ως βέλτιστη για την χωρική ανάλυση των βροχοπτώσεων της υγρής περιόδου, η χρήση ακτίνας επίδρασης που θα περιλαμβάνει τουλάχιστον 10 και μέχρι 15 παρατηρήσεις και ως εκθέτη του συντελεστή βαρύτητας την τιμή 2,546864. Επίσης ο επιμερισμός σε τομείς 4 και 8 δεν παρήγαγε καλλίτερο αποτέλεσμα. Η αξιολόγηση της μεθόδου έγινε με την Cross Validation (leave-one-out), γεγονός που σημαίνει ότι το σύνολο των διαθέσιμων παρατηρήσεων χρησιμοποιήθηκε στη διαδικασία της ανάλυσης. Τα αποτελέσματα της αξιολόγησης παρουσιάζονται στον πίνακα 4, από όπου προκύπτει ότι η καλλίτερη προσέγγιση, για τα δεδομένα υγρής περιόδου, παράγεται χωρίς την χρήση τομέα, με τον συνυπολογισμό κατ' ελάχιστον 10 παρατηρήσεων αλλά όχι πλέον των 15, και εκθέτη στάθμισης της απόστασης 2,547 (περίπτωση 2 του Πίνακα 4). Στον Χάρτη 3 απεικονίζεται το αποτέλεσμα της βέλτιστης λύσης για την βροχόπτωση της υγρής περιόδου.

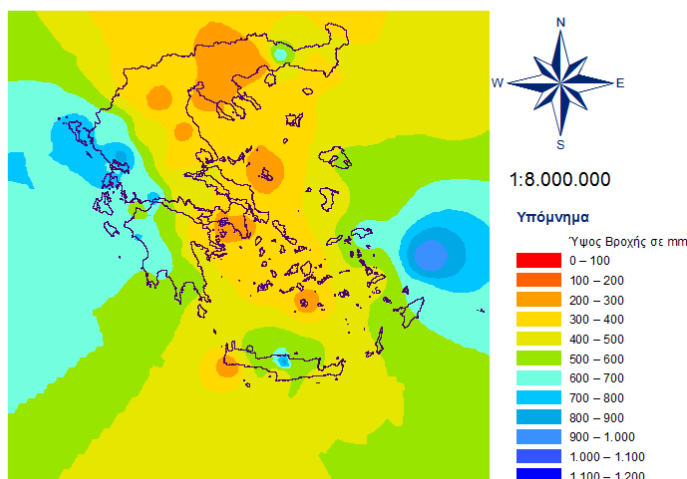
Με βάση την ίδια διαδικασία εκτιμήθηκε η ανάλυση της βροχόπτωσης της ξηρής περιόδου. Ο Πίνακας 5, κατ' αναλογία με τον 4, περιγράφει τις δοκιμές προσέγγισης με διαφορετικές επιλογές εφαρμογής της IDW. Και στην περίπτωση αυτή η βροχόπτωση της ξηρής περιόδου προσεγγίζεται καλλίτερα με την χρήση των ίδιων παραμέτρων όπως και στη περίπτωση της υγρής περιόδου. Ο Χάρτης 4 αποτελεί την χαρτογραφική απεικόνιση της ανάλυσης.

Πίνακας 4. «Αντικειμενική» αξιολόγηση της εφαρμογής της μεθόδου αντίστροφης απόστασης με διαφορετική στάθμιση του βάρους της απόστασης στη περίπτωση της χωρικής ανάλυσης της βροχόπτωσης υγρής περιόδου.

	Μέθοδος IDW			Εκθέτης (α) στη σχέση 1.2.1.2.1	Μέσο Σφάλμα (ME)	Μέσο τε- τραγωνικό σφάλμα εκ- τίμησης (RMSE)
1	Ακτίνα επί- δρασης με βάση τον α- ριθμό των χρησι- μοποι- ούμε- νων παρα- τηρή- σεων	10-15 παρα- τηρή- σεις	Χωρίς το- μέα	2	-2,960	122,0176
2				Βέλτιστος 2,547	-2,388	121,652
3			4 τομείς	2	-5,589	126,490
4				Βέλτιστος 3,284	-3,153	122,721
5			8 τομείς	2	-7,627	128,513
6				Βέλτιστος 3,446	-3,440	123,022
7		20-30 παρα- τηρή- σεις	Χωρίς το- μέα	2	-5,896	125,209
8				Βέλτιστος 3,145	-3,375	122,495
9			4 τομείς	2	-8,253	129,007
10				Βέλτιστος 3,489	-3,503	123,086
11			8 τομείς	2	-8,031	130,651
12				Βέλτιστος 3,611	-3,285	123,349

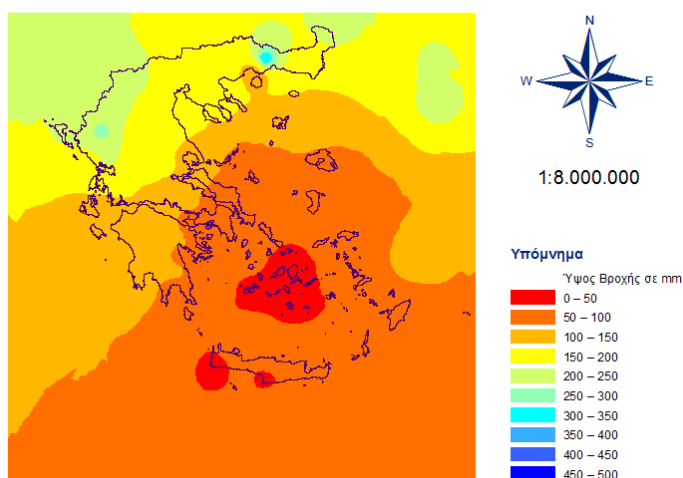
Η εφαρμογή της μεθόδου ολοκληρώνεται με την ανάλυση της ετήσιας βροχόπτωσης. Στον Πίνακα 6, περιγράφονται οι δοκιμές προσέγγισης μέσω των διαφορετικών επιλογών εφαρμογής της IDW, στον δε Χάρτη 5 απεικονίζεται η χωρική ανάλυση του αθροιστικού ετήσιου ύψους βροχής στον ελληνικό χώρο. Ας σημειωθεί ότι «βέλτιστη» χαρακτηρίζεται και πάλι η εφαρμογή της μεθόδου με την παραμετροποίηση που χρησιμοποιήθηκε για την χωρική ανάλυση τόσο της ξηρής όσο και υγρής περιόδου.

Χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης υγρής περιόδου Μέθοδος IDW



Χάρτης 4: Χωρική ανάλυση βροχόπτωσης (σε mm) υγρής περιόδου με τη μέθοδο της αντίστροφης απόστασης

Χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου Μέθοδος IDW



Χάρτης 4: Χωρική ανάλυση βροχόπτωσης (σε mm) ξηρής περιόδου με τη μέθοδο της αντίστροφης απόστασης

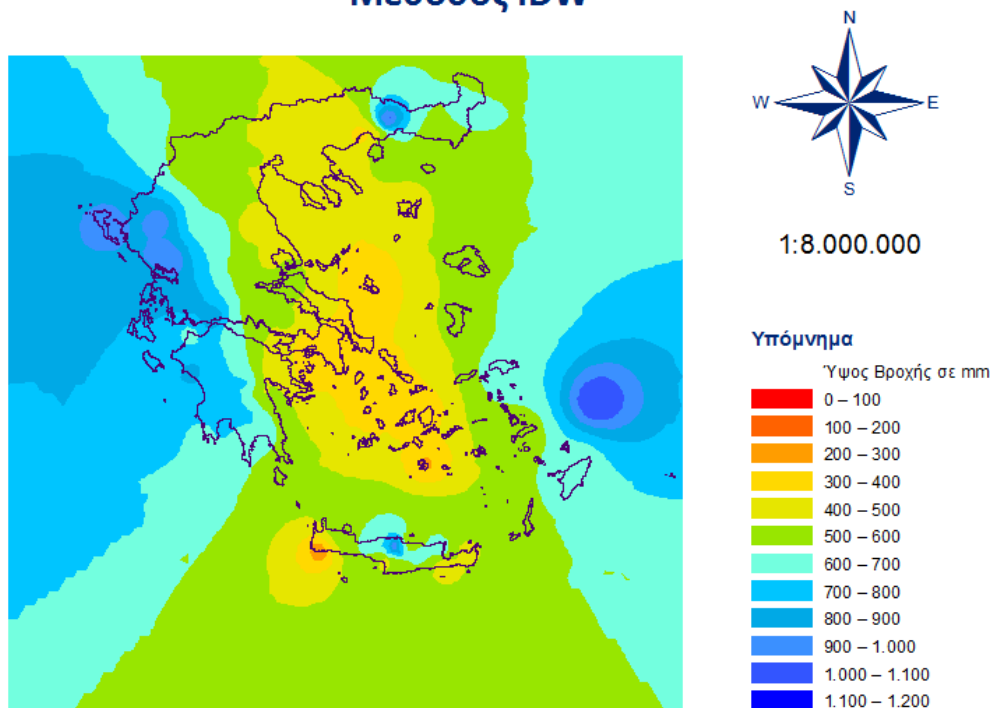
Πίνακας 5. «Αντικειμενική» αξιολόγηση της εφαρμογής της μεθόδου αντίστροφης απόστασης με διαφορετική στάθμιση του βάρους της απόστασης στη περίπτωση της χωρικής ανάλυσης της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου.

	Μέθοδος IDW			Εκθέτης (α) στη σχέση 1.2.1.2.1	Μέσο Σφάλμα (ME)	Μέσο τε- τραγωνικό σφάλμα ε- κτίμησης (RMSE)
1	Ακτίνα επί- δρασης με βάση τον α- ριθμό των χρησι- μοποι- ούμε- νων παρα- τηρή- σεων	10-15 παρα- τηρή- σεις	Χωρίς το- μέα	2	-1,646	39,484
2				Βέλτιστος 2,395	- 1,738	39,406
3			4 τομείς	2	-2,209	40,117
4				Βέλτιστος 2,777	-2,020	39,652
5			8 τομείς	2	-2,539	40,874
6				Βέλτιστος 3,022	-2,048	39,855
7		20-30 παρα- τηρή- σεις	Χωρίς το- μέα	2	-2,850	39,922
8				Βέλτιστος 2,718	-2,402	39,539
9			4 τομείς	2	-2,641	40,921
10				Βέλτιστος 3,047	-2,077	39,884
11			8 τομείς	2	-2,871	42,140
12				Βέλτιστος 3,287	-2,075	40,057

Πίνακας 6. «Αντικειμενική» αξιολόγηση της εφαρμογής της μεθόδου αντιστροφής απόστασης με διαφορετική στάθμιση του βάρους της απόστασης στη περίπτωση της χωρικής ανάλυσης της αθροιστικής ετήσιας βροχόπτωσης

	Μέθοδος IDW			Εκθέτης (α) στη σχέση 1.2.1.2.1	Μέσο Σφάλμα (ME)	Μέσο τε- τραγωνικό σφάλμα ε- κτίμησης (RMSE)
1	Ακτίνα επί- δρασης με βάση τον α- ριθμό των χρησι- μοποι- ούμε- νων παρα- τηρή- σεων	10-15 παρα- τηρή- σεις	Χωρίς το- μέα	2	-4,606	151,263
2				Βέλτιστος 2,169	-4,402	151,225
3			4 τομείς	2	-7,798	155,129
4				Βέλτιστος 2,953	-5,626	152,878
5			8 τομείς	2	-10,166	157,030
6				Βέλτιστος 3,136	-6,060	153,387
7		20-30 παρα- τηρή- σεις	Χωρίς το- μέα	2	-8,745	153,993
8				Βέλτιστος 2,812	-6,266	152,478
9			4 τομείς	2	-10,894	157,565
10				Βέλτιστος 3,189	-6,156	153,506
11			8 τομείς	2	-10,902	159,597
12				Βέλτιστος 3,355	-5,796	153,979

Χωρική ανάλυση της μέσης ετήσιας αθροιστικής βροχόπτωσης Μέθοδος IDW

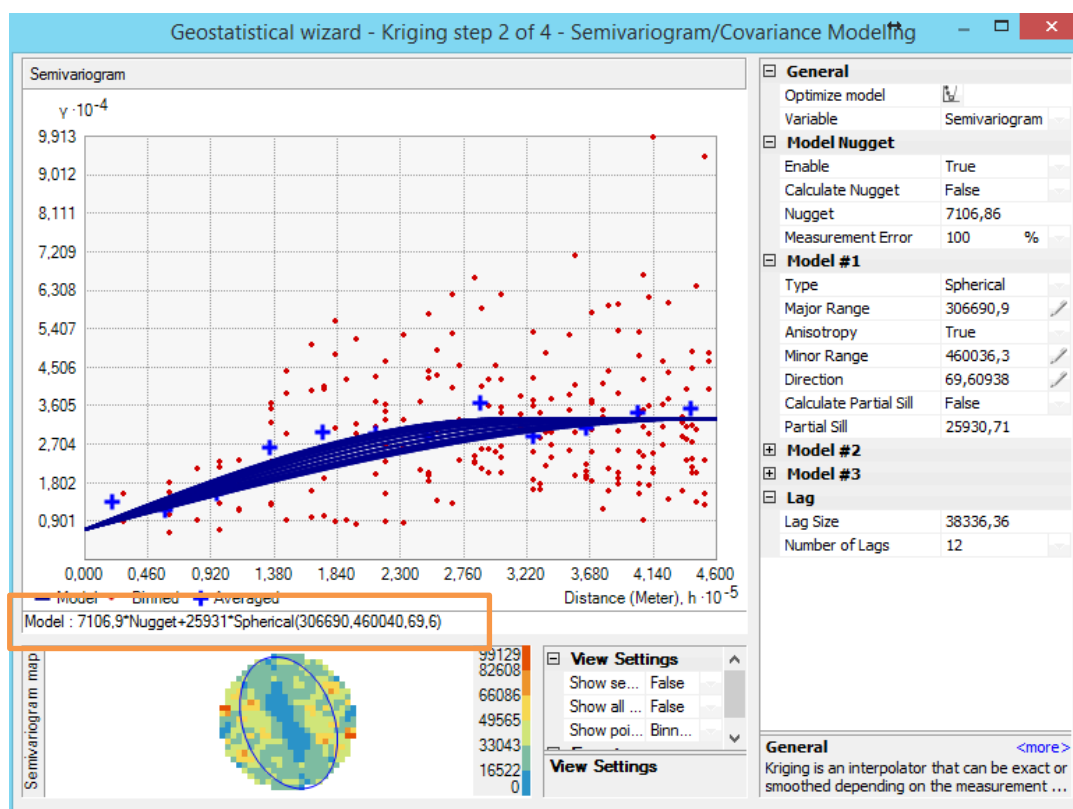


Χάρτης 5: Χωρική ανάλυση της μέσης ετήσιας αθροιστικής βροχόπτωσης (σε mm) με τη μέθοδο της αντίστροφης απόστασης

2.1.3.2 Ανάλυση με Ordinary Kriging

Ως επιλογή εφαρμογής της μεθόδου Kriging παρουσιάζεται η Ordinary Kriging όπως αυτή υλοποιείται μέσω του εργαλείου Γεωστατιστικής Ανάλυσης (Geostatistical Analyst) του λογισμικού ArcGIS και η θεωρητική της προσέγγιση έχει περιγραφεί στην 1.2.2.5. Το εργαλείο παρέχει ένα διαδραστικό περιβάλλον προσαρμογής των πλέον χρησιμοποιούμενων θεωρητικών μεθόδων προσαρμογής του ημιβαριογράμματος, βελτιστοποίησης της προσαρμογής, ελέγχου και άρσης της γεωμετρικής ανισοτροπίας και φυσικά αξιολόγησης της ακρίβειας της εκτίμησης μέσω της cross validation. Η εφαρμογή παρέχει στα αποτελέσματά της τις βασικές παραμέτρους ελέγχου (μέσο σφάλμα και τετραγωνική ρίζα του τετραγώνου του μέσου σφάλματος-RMSE) αλλά και μέτρο εκτίμησης της ακρίβειας μέσω του τυπικού σφάλματος πρόβλεψης (Standard Error of Prediction – PSE), το οποίο περιγράφεται από την τυ-

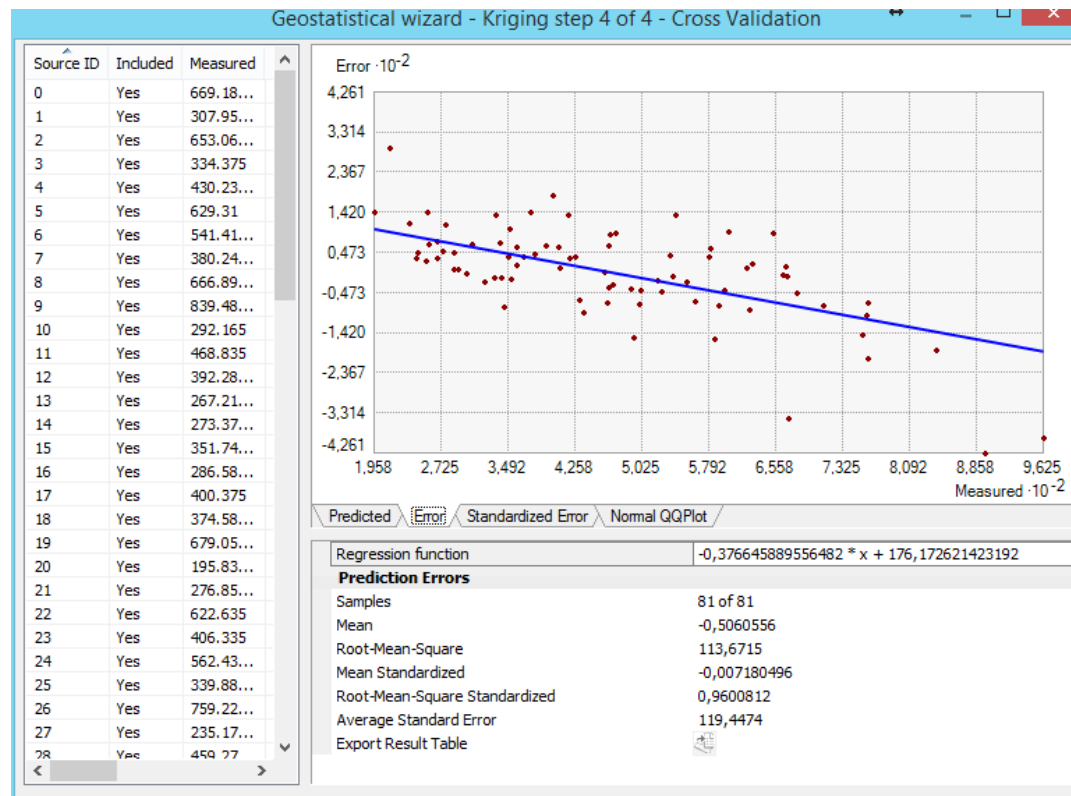
πική απόκλιση της εκτίμησης σε κάθε θέση παρατήρησης όπως αυτό προκύπτει μέσω της διαδικασίας cross validation (leave-one-out). Στην πράξη μέσω της επαναληπτικής διαδικασίας που προβλέπει η μέθοδος αξιολόγησης υπολογίζεται το σφάλμα της εκτίμησης σε κάθε θέση μέτρησης και μέσω του συνόλου των σφαλμάτων εκτίμησης προκύπτει η τυπική τους απόκλιση ως μέτρο του βαθμού προσέγγισης της βέλτιστης λύσης. Το αποτέλεσμα απεικονίζεται χαρτογραφικά παρέχοντας ένα επί πλέον εργαλείο αξιοπιστίας της μεθόδου, αφού η περιγραφόμενη χωρική κατανομή του τυπικού σφάλματος εκτίμησης, επιτρέπει να μην απορρίπτεται συλλήβδην το αποτέλεσμα, καθόσον ενδεχομένως η αστοχία σε μία περιοχή (για διάφορους λόγους όπως αραιά δεδομένα) δεν θα απορρίπτει την χρήση της για άλλες.



Εικόνα 13: Το ημιβαριόγραμμα, για την ανάλυση της υγρής περιόδου, με τα βασικά χαρακτηριστικά του στην δεξιά στήλη.

Στη συνέχεια περιγράφεται, μέσω στιγμιοτύπων της οθόνης, η διαδικασία εφαρμογής της μεθόδου για την υγρή περίοδο. Στην εικόνα 12, απεικονίζεται το ημιβαριόγραμμα με τις επιλογές μοντέλου προσέγγισης (σφαιρικό), σύμφωνα με την 1.2.2.2, την εκτιμώμενη γεωμετρική ανισοτροπία με την προτεινόμενη στροφή

των αξόνων για άρση της, σύμφωνα με την 1.2.2.3, και το τελικό επιλεγέν μοντέλο (εντός πλασίου στη εικόνα 12). Τόσο η επιλογή του μοντέλου, όσο και αποδοχή ή όχι των προσαρμογών (ανισοτροπία) προέκυψαν μετά από διαδοχικές δοκιμές των προτεινόμενων εναλλακτικών και με γνώμονα τη βελτιστοποίηση του τελικού αποτελέσματος.



Εικόνα 14: Η εφαρμογή της cross validation και τα αποτελέσματά της κατά την εφαρμογή της ordinary kriging για την χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης υγρής περιόδου.

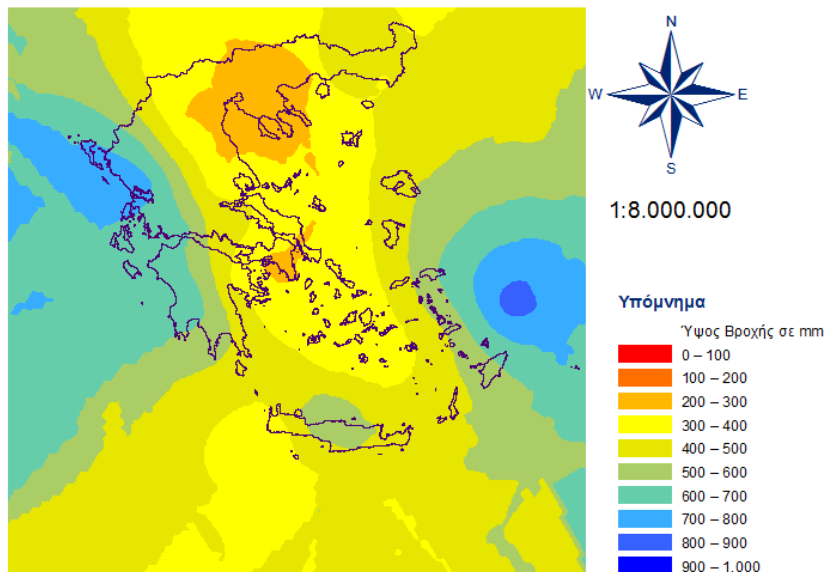
Η εφαρμογή της μεθόδου έγινε χωρίς κανένα μετασχηματισμό των αρχικών δεδομένων (παρέχεται η δυνατότητα για λογαριθμικό ή Box-Cox⁴ μετασχηματισμό) και άρση τυχόν υφιστάμενων τάσεων (άλλωστε η χωρική ανάδειξή τους είναι το ζητούμενο). Στην εικόνα 14 απεικονίζεται η τελευταία φάση της εφαρμογής με τα αποτελέσματα της διαδικασίας ελέγχου.

Ακολουθούν οι παραγόμενοι χάρτες, για την υγρή και ξηρή περίοδο όπως και με την ανάλυση της ετήσιας βροχόπτωσης. Για κάθε περίοδο παρουσιάζονται δύο χάρτες ο

⁴ Ο μετασχηματισμός αυτός προτάθηκε από τους George Box και Sir David Cox το 1964 ως μία παραμετρική τεχνική προκειμένου να μειωθούν ανωμαλίες μη-κανονικότητας και ετεροσκεδαστικότητας.

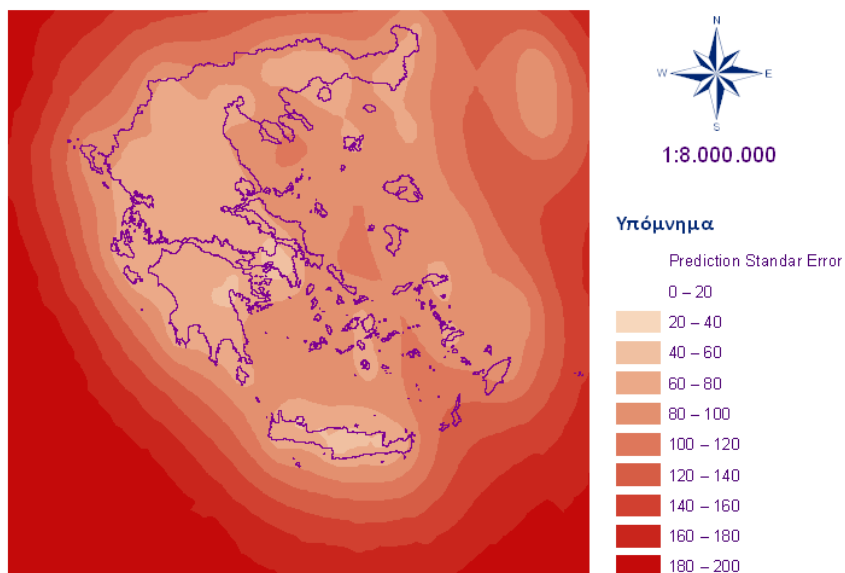
ένας αναφέρεται στην προτεινόμενη από το μοντέλο εκτίμηση και ο δεύτερος στην χωρική αξιοπιστία αυτής της εκτίμησης με την χωρική ανάκλυση του SPE όπως προαναφέρθηκε. Έτσι οι χάρτες 6 και 7 περιγράφουν την ανάλυση της υγρής περιόδου και το αντίστοιχο τυπικό σφάλμα της εκτίμησης (PSE), οι χάρτες 8 και 9 αναφέρονται στην ξηρή περίοδο και τέλος τα δεδομένα της ετήσιας βροχόπτωσης περιγράφονται στους χάρτες 10 και 11.

Χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης υγρής περιόδου Μέθοδος Ordinary Kriging



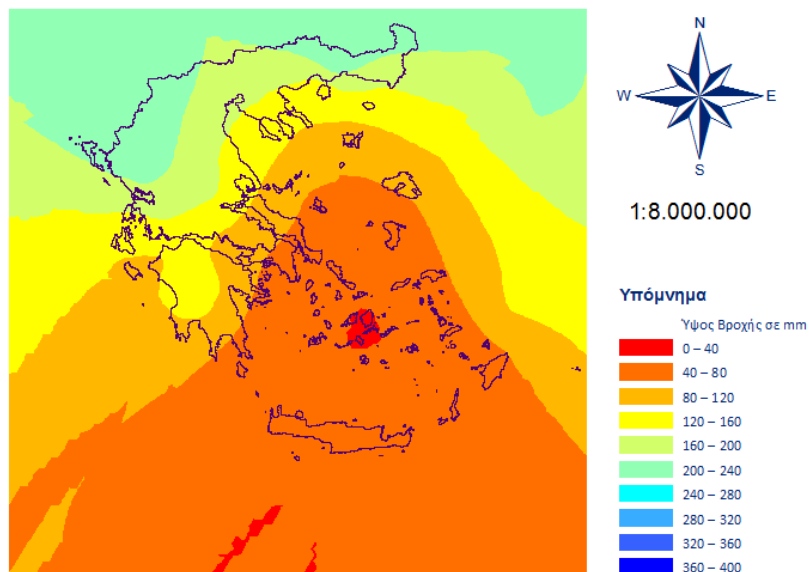
Χάρτης 6: Χωρική ανάλυση της αθροιστικής βροχόπτωσης υγρής περιόδου με την μέθοδο Ordinary Kriging

Χωρική ανάλυση βροχόπτωσης υγρής περιόδου Μέθοδος Ordinary Kriging - PSE



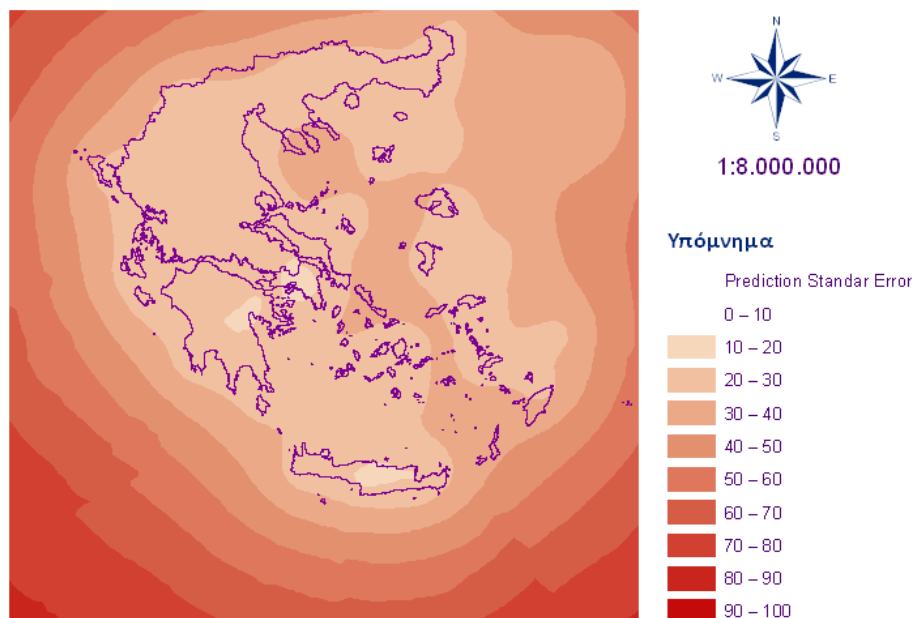
Χάρτης 7: Χωρική ανάλυση του τυπικού σφάλματος εκτίμησης της αθροιστικής βροχόπτωσης υγρής περιόδου με την μέθοδο Ordinary Kriging – Cross Validation.

Χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου Μέθοδος Ordinary Kriging



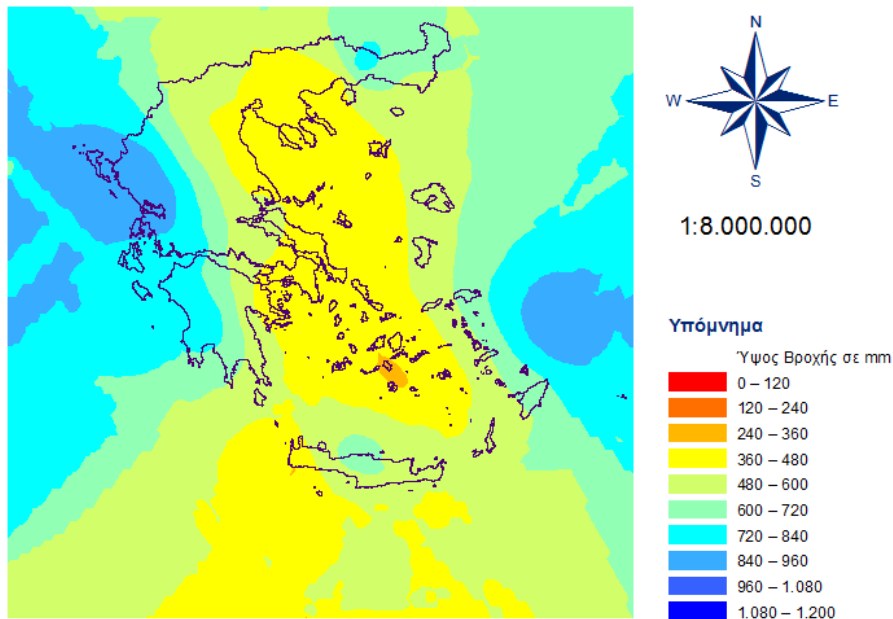
Χάρτης 8: Χωρική ανάλυση της αθροιστικής βροχόπτωσης ξηρής περιόδου με την μέθοδο Ordinary Kriging

Χωρική ανάλυση βροχόπτωσης ξηρής περιόδου Μέθοδος Ordinary Kriging - PSE



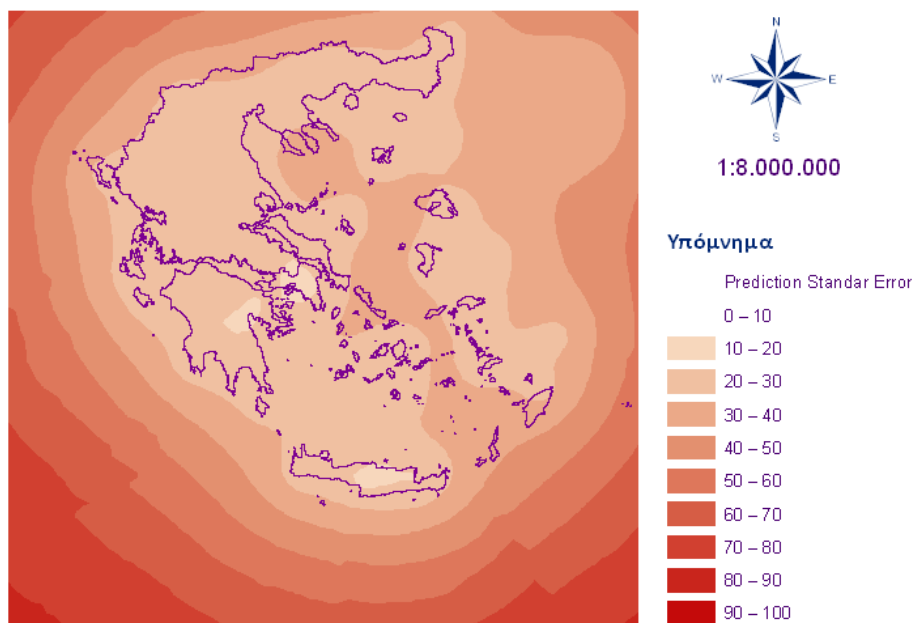
Χάρτης 9: Χωρική ανάλυση του τυπικού σφάλματος εκτίμησης της αθροιστικής βροχόπτωσης ξηρής περιόδου με την μέθοδο Ordinary Kriging – Cross Validation.

Χωρική ανάλυση της αθροιστικής ετήσιας βροχόπτωσης Μέθοδος Ordinary Kriging



Χάρτης 10: Χωρική ανάλυση της ετήσιας αθροιστικής βροχόπτωσης περιόδου με την μέθοδο Ordinary Kriging

Χωρική ανάλυση βροχόπτωσης ξηρής περιόδου Μέθοδος Ordinary Kriging - PSE



Χάρτης 11: Χωρική ανάλυση του τυπικού σφάλματος εκτίμησης της ετήσιας αθροιστικής βροχόπτωσης με την μέθοδο Ordinary Kriging – Cross Validation.

Στον Πίνακα 7 περιγράφονται οι «αντικειμενικοί» (κοινές για όλες τις εφαρμοζόμενες μεθόδους) παράμετροι αξιολόγησης του αποτελέσματος.

Πίνακας 7. «Αντικειμενική» αξιολόγηση της εφαρμογής της μεθόδου Ordinary Kriging για την χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης

Μέθοδος Ordinary Kriging	Μέσο Σφάλμα (ME)	Μέσο τετραγωνικό σφάλμα εκτίμησης (RMSE)
Υγρή Περίοδος	-0,506	113,672
Ξηρή Περίοδος	0,241	36,269
Ετήσια	0,0634	144,192

2.1.3.3 Εκτίμηση με εφαρμογή γραμμικής παλινδρόμησης

Οι μέθοδοι που εφαρμόστηκαν μέχρι τώρα είναι περισσότερο «αντικειμενικές» με την έννοια της χρήσης μαθηματικών αλγορίθμων εκτίμησης και αποτελούν την μία πλευρά προσέγγισης του θέματος. Με βάση τα αναφερόμενα στην 2.1.1 ένας εναλλακτικός τρόπος προσέγγισης αποτελούν διαδικασίες που περιγράφουν την βροχόπτωση ως συνάρτηση φυσιογραφικών χαρακτηριστικών. Οι στατιστικές μέθοδοι πολλαπλής παλινδρόμησης αποτελούν το βασικό μέσο προσδιορισμού της συνάρτησης αυτής, και όπως φαίνεται και στην 1.2.5, είναι αρκετά δημοφιλείς. Παράλληλα οι μέθοδοι αυτές μπορούν να ενσωματώσουν και εμπειρική πληροφορία (PRISM), απαντώντας σε ερωτήματα που δεν είναι δυνατόν να περιγραφούν διαφορετικά. Οι στατιστικές προϋποθέσεις που τις συνοδεύουν αν και είναι αυστηρές, επιτρέπουν διασταλτική ερμηνεία, αν και πρέπει να ληφθούν υπόψη στην αξιοπιστία του αποτελέσματος. Από τα πλέον βασικά θέματα είναι η επιλογή των ανεξάρτητων μεταβλητών και εν προκειμένω οι φυσιογραφικές παράμετροι που σε κάποιο βαθμό αναμένεται να σχετίζονται με το ύψος βροχόπτωσης που δέχεται ένας τόπος

(και φυσικά κατά το δυνατόν δεν συσχετίζονται και μεταξύ τους με βάση την θεωρία της γραμμικής παλινδρόμησης).

Ως γραμμική (απλή ή πολλαπλή) παλινδρόμηση ορίζεται η διαδικασία εύρεσης της βέλτιστης εξίσωσης η οποία εκτιμά τις τιμές μιας εξαρτημένης (dependent) μεταβλητής από τις τιμές άλλων ερμηνευτικών (predictors) ανεξάρτητων μεταβλητών.

Όταν η μεταβολή των τιμών μιας ποσοτικής μεταβλητής (dependent) θεωρηθεί ότι προκύπτει (εξαρτάται) με γραμμικό τρόπο από τη μεταβολή των τιμών η ποσοτικών (ή και όχι) μεταβλητών (independent) η διαδικασία εκτίμησης της θεωρητικής αυτής ευθείας είναι γνωστή ως απλή γραμμική παλινδρόμηση αν $n=1$, δηλαδή η εξαρτημένη μεταβλητή προκύπτει μέσω μιας γραμμικής σχέσης από μία μόνο ανεξάρτητη μεταβλητή και αν $n>1$ δηλαδή η εξαρτημένη μεταβλητή προκύπτει ως γραμμικός συνδυασμός περισσότερων της μιας ανεξαρτήτων μεταβλητών (πολλαπλή γραμμική παλινδρόμηση).

Η γενική μορφή της εξίσωσης παλινδρόμησης είναι:

$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 + \dots + b_nx_n + \varepsilon$$

Όπου:

y : dependent εξαρτημένη

x_i : independent ανεξάρτητες

ε : υπόλοιπο-residual ή σφάλμα (απόκλιση από τη γραμμικότητα

$$\varepsilon = y - (b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 + \dots + b_nx_n)$$

b_0 : η εκτιμώμενη τιμή της y όταν $x_i = 0$, για όλα τα $i = 1, 2, \dots, n$

b_i : εκτιμά τη μεταβολή της y όταν η x_i μεταβάλλεται κατά μία μονάδα (αν b_i θετικός αύξηση, αν b_i αρνητικός μείωση). Ορίζονται και ως πληθυσμιακοί συντελεστές παλινδρόμησης που περιγράφουν την επίδραση των ανεξάρτητων μεταβλητών στην εξαρτημένη. Το παραπάνω υπόδειγμα πολλαπλής παλινδρόμησης, βασίζεται στις ακόλουθες υποθέσεις:

- Οι ανεξάρτητες μεταβλητές είναι γνωστές, σταθερές και μπορούν να μετρηθούν χωρίς κάποιο σφάλμα.
- Οι ανεξάρτητες μεταβλητές είναι γραμμικά ανεξάρτητες.
- Οι τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής είναι όλες ανεξάρτητες μεταξύ τους.
- Οι διακυμάνσεις των κατανομών της τυχαίας μεταβλητής είναι όλες ίσες μεταξύ τους, δηλ. έχουμε ομοσκεδαστικότητα (ίδιο σ^2).
- Σε κάθε σύνολο τιμών των ανεξάρτητων μεταβλητών ($i = 1, 2, \dots, n$) αντιστοιχεί μια κατανομή της τυχαίας μεταβλητής.
- Τα σφάλματα είναι ανεξάρτητα μεταξύ τους και κατανέμονται κανονικά.
- Οι μέσες τιμές (αναμενόμενες τιμές) των σφαλμάτων είναι μηδέν.
- Τα σφάλματα έχουν την ίδια διακύμανση για όλους τους συνδυασμούς των τιμών των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Μέσω της διαδικασίας της πολλαπλής παλινδρόμησης επιχειρείται να εκτιμηθούν οι πληθυσμιακές παράμετροι (συντελεστές) $b_1, b_2, b_3, \dots, b_n$ από τα δεδομένα του δείγματος.

Ο προσδιορισμός της σχέσης προκύπτει με τη χρησιμοποίηση της γνωστής μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σύμφωνα με την οποία εκτιμώνται εκείνες οι τιμές των b_i που ελαχιστοποιούν το άθροισμα των κάθετων τετραγωνικών αποκλίσεων ανάμεσα στις πραγματικές τιμές του δείγματος της εξαρτημένης μεταβλητής και τις υπολογισθείσες (θεωρητικές) τιμές που προκύπτουν από την εξίσωση παλινδρόμησης.

Γενικά η διαδικασία της γραμμικής παλινδρόμησης για να είναι αποδεκτή πρέπει να περάσει επιτυχώς μία σειρά ελέγχων.

Οι παράμετροι που χρησιμοποιούνται στην παρούσα εργασία, ως ανεξάρτητες μεταβλητές είναι:

1. το υψόμετρο,
2. το γεωγραφικό πλάτος,
3. η απόσταση από τις ακτές, και

4. η ηπειρωτικότητα

Για το υψόμετρο, με δεδομένο τα όσα έχουν αναφερθεί μέχρι, ορίστηκε ως η μέση τιμή του υψομέτρου σε μια περιοχή ακτίνας 10Km γύρω από τη θέση μέτρησης, με την υπόθεση ότι η βροχόπτωση σε μια περιοχή δεν είναι απολύτως εξαρτημένη από το απόλυτο ύψος της θέσης του σταθμού αλλά εν πολλοίς εξαρτάται από την γενικότερη ορογραφία της περιοχής (ενδεχομένως μια καλλίτερη προσέγγιση θα ήταν η γενικότερη περιγραφή του αναγλύφου της περιοχής δηλαδή αν π.χ. ο σταθμός βρίσκεται στην υψηλότερη θέση της περιοχής, στις παρυφές ενός υψηλού όγκου ή σε κοίλωμα).

Η απόσταση από τη θάλασσα εκτιμάται ως η ελάχιστη ευκλείδεια απόσταση από την θάλασσα (το πρόβλημα εδώ είναι η «ορατότητα» του σταθμού προς τη θάλασσα καθώς ενδεχομένως κάποιος ορεινός όγκος ενδεχομένως να λειτουργεί ως «φραγμός» και να επιμηκύνει πρακτικά την απόσταση).

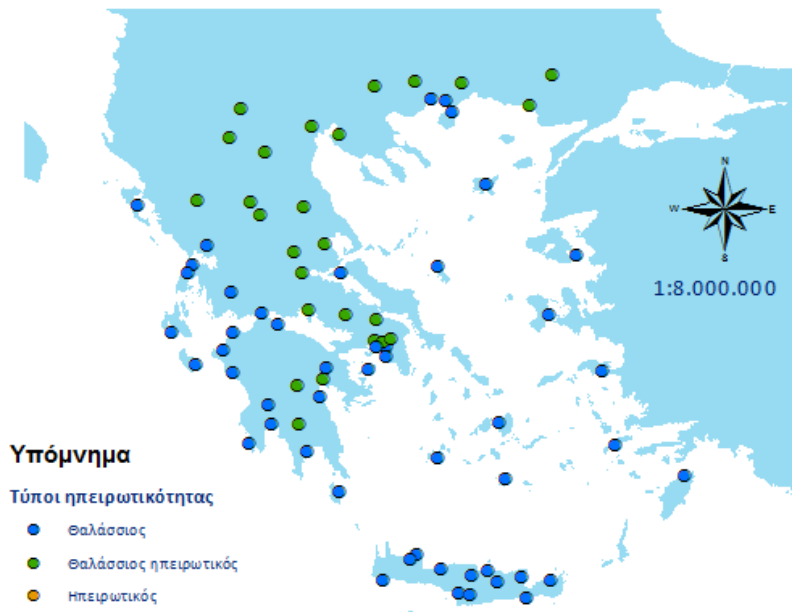
Η ηπειρωτικότητα (continentality) εκφράζεται από τη σχέση: $k = \frac{1,7E}{\sin \phi} - 20,4$ (Johansson Continentality Index, Baltas, E., 2007, Φλόκας, 1994), όπου:

E : η διαφορά μεταξύ της μέσης μηνιαίας θερμοκρασίας του θερμότερου μήνα από την αντίστοιχη του ψυχρότερου, συνήθως Ιουλίου – Ιανουαρίου), και ϕ το γεωγραφικό πλάτος του σταθμού.

Ο δείκτης αυτός προσδιορίζει τον κλιματικό χαρακτήρα της περιοχής (εν πολλοίς περιλαμβάνει εκτός από το γεωγραφικό πλάτος και την απόσταση από τη θάλασσα) με όρια, 0-33 για το θαλάσσιο κλίμα, 34-66 για το θαλάσσιο ηπειρωτικό και 67-100 για το ηπειρωτικό (Χάρτης 12).

Στο σημείο αυτό θα πρέπει να ληφθεί υπόψη ότι, στην τελική φάση εκτίμησης, απαιτείται να είναι γνωστή η τιμή της σε κάθε θέση του χρησιμοποιούμενου ψηφιακού μοντέλου, συνεπώς θα πρέπει να έχει προηγηθεί ανάλογη παραγωγή του πεδίου των θερμοκρασιών. Επίσης η ύπαρξη του γεωγραφικού πλάτους στη σχέση εκτίμησης της ενδεχομένως επηρεάζει την γραμμική ανεξαρτησία των ανεξάρτητων μεταβλητών. Κατά μία άλλη έννοια ο συνυπολογισμός της ενσωματώνει τη δυναμική ισορροπία μεταξύ των κλιματικών παραμέτρων.

Ηπειρωτικότητα των σταθμών μέτρησης



Χάρτης 12: Η ηπειρωτικότητα των μετεωρολογικών σταθμών με βάση τον Johansson Continentality Index

Πίνακας 8. Έλεγχος γραμμικής ανεξαρτησίας των ανεξάρτητων μεταβλητών

Correlations					
		Απόσταση από την ακτή	Ηπειρωτικότητα	Γεωγραφικό πλάτος	Μέσο υψόμετρο περιοχής 10Km
Απόσταση από την ακτή	Pearson Correlation	1	,613**	,425**	,647**
	Sig. (1-tailed)		,000	,000	,000
	Sum of Squares and Cross-products	4,186E10	5705872,263	1,498E11	2,248E8
	Covariance	5,657E8	77106,382	2,024E9	3037842,176
	N	75	75	75	75
Ηπειρωτικότητα		,613**	1	,611**	,441**

	Sig. (1-tailed)	,000		,000	,000
	Sum of Squares and Cross-products	5705872,263	2067,167	47799263,209	34021,031
	Covariance	77106,382	27,935	645935,989	459,744
	N	75	75	75	75
Γεωγραφικό πλάτος	Pearson Correlation	,425**	,611**	1	,052
	Sig. (1-tailed)	,000	,000		,328
	Sum of Squares and Cross-products	1,498E11	47799263,209	2,965E12	1,532E8
	Covariance	2,024E9	645935,989	4,006E10	2070576,200
	N	75	75	75	75
Μέσο υψόμετρο περιοχής 10Km	Pearson Correlation	,647**	,441**	,052	1
	Sig. (1-tailed)	,000	,000	,328	
	Sum of Squares and Cross-products	2,248E8	34021,031	1,532E8	2882686,084
	Covariance	3037842,176	459,744	2070576,200	38955,217
	N	75	75	75	75

** . Correlation is significant at the 0.01 level (1-tailed).

Κατά τον έλεγχο ανεξαρτησίας των ανεξάρτητων μεταβλητών, στον οποίο συμπεριλήφθηκε και η ηπειρωτικότητα, μεταξύ των συσχετίσεων που προέκυψαν, εν πολλοίς όπως αναφέρθηκε αναμενόμενες, περιλαμβάνεται και αυτή της ηπειρωτικότητας με το γεωγραφικό πλάτος. Τα αποτελέσματα (με την χρήση του SPSS) περιγράφονται αναλυτικά στον Πίνακα 8.

Η προφανής ανεξαρτησία είναι αυτή του μέσου υψομέτρου και του γεωγραφικού πλάτους. Γενικά η εξαρτήσεις αυτές αναμένονται σε κάθε περίπτωση αφού η ηπειρωτικότητα ευθέως συνδυάζεται με την απόσταση από την ακτή (θάλασσα) και, υπό κανονικές συνθήκες τουλάχιστον για τον ελληνικό χώρο, τα μεγαλύτερα υψόμετρα συναντώνται στο εσωτερικό της ηπειρωτικής Ελλάδας.

α) εφαρμογή για την υγρή περίοδο

Από της εφαρμογή της διερευνητικής ανάλυσης (Παράρτημα) προκύπτει πολύ χαμηλός συντελεστής προσδιορισμού είτε για το σύνολο των ανεξάρτητων μεταβλητών είτε για μέρος αυτών.

Η βέλτιστη προσαρμογή $\text{AdjR}^2=0,15$, με $\text{AICc}= 975,07$ παρέχεται από την χρήση μόνο δύο από τις τέσσερις ανεξάρτητες μεταβλητές την απόσταση από την ακτή και το μέσο υψόμετρο (CONTRAS και ZONALMEAN1 στην εφαρμογή). Η χρήση και των τεσσάρων ανεξάρτητων μεταβλητών δίνει $\text{AdjR}^2=0,13$ και $\text{AICc}=979,33$.

AdjR^2 : Adjusted R-Squared συνήθως το 0,13 αναφέρεται ως 13% ερμηνείας της συνολικής διακύμανσης.

AICc : Akaike's Information Criterion συγκριτικό κριτήριο καλής προσαρμογής. Όταν συγκρίνονται διάφορα μοντέλα προσαρμογής η μικρότερη τιμή του AICc «δείχνει» προς την καλλίτερη προσαρμογή.

Στη συνέχεια γίνεται εφαρμογή της Ordinary Least Square (OLS), της πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης με τη χρήση όλων των μεταβλητών. Το αποτέλεσμα φαίνεται στον πίνακα 9.

Πίνακας 9. Εφαρμογή της OLS για την υγρή περίοδο – Σύνοψη αποτελεσμάτων (ArcGIS)

Diag_Name	Diag_Value	Definition
AIC	978,089878	Akaike's Information Criterion: A relative measure of performance used to compare models; the smaller AIC indicates the superior model.
AICc	979,325172	Corrected Akaike's Information Criterion: second order correction for small sample sizes.
R2	0,17328	R-Squared, Coefficient of Determination: The proportion of variation in the dependent variable that is explained by the model.
AdjR2	0,126038	Adjusted R-Squared: R-Squared adjusted for model complexity (number of variables) as it relates to the data.
F-Stat	3,66798	Joint F-Statistic Value: Used to assess overall model significance.
F-Prob	0,00905	Joint F-Statistic Probability (p-value): The probability that none of the explanatory variables have an effect on the dependent variable.
Wald	15,328285	Wald Statistic: Used to assess overall robust model significance.
Wald-Prob	0,004067	Wald Statistic Probability (p-value): The computed probability, using robust standard errors, that none of the explanatory variables have an effect on the dependent variable.
K(BP)	9,098075	Koenker's studentized Breusch-Pagan Statistic: Used to test the reliability of standard error values when heteroskedasticity (non-constant variance) is present.
K(BP)-Prob	0,058694	Koenker (BP) Statistic Probability (p-value): The probability that heteroskedasticity (non-constant variance) has not made standard errors unreliable.
JB	1,350362	Jarque-Bera Statistic: Used to determine whether the residuals deviate from a normal distribution.
JB-Prob	0,509064	Jarque-Bera Probability (p-value): The probability that the residuals are normally distributed.
Sigma2	24644,62672	Sigma-Squared: OLS estimate of the variance of the error term (residuals).

Πίνακας 10. Εφαρμογή της OLS για την υγρή περίοδο – Συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης

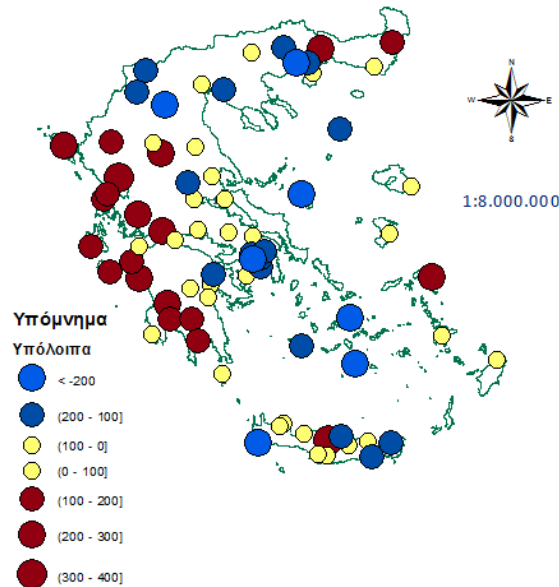
Variable	Coef	StdError	t_Stat	Prob	Robust_SE	Robust_t	Robust_Pr	StdCoef
Intercept	556,6184	473,269	1,176114	0,243533	452,7681	1,229367	0,223051	0
COASTDISTR	-0,0004	0,001203	-0,32977	0,742564	0,00114	-0,34783	0,729017	-0,05618
CONTRAS	-15,6588	5,22092	-2,99923	0,003748	5,399254	-2,90017	0,00498	-0,49285
LATRAS	0,000076	0,000127	0,599701	0,550643	0,000128	0,594555	0,554059	0,090619
ZONALMEAN1	0,276613	0,133464	2,072568	0,041895	0,136339	2,028862	0,046277	0,325117

Με βάση τον πίνακα 10 η έκφραση εκτίμησης του ύψους βροχόπτωσης προκύπτει από τη σχέση:

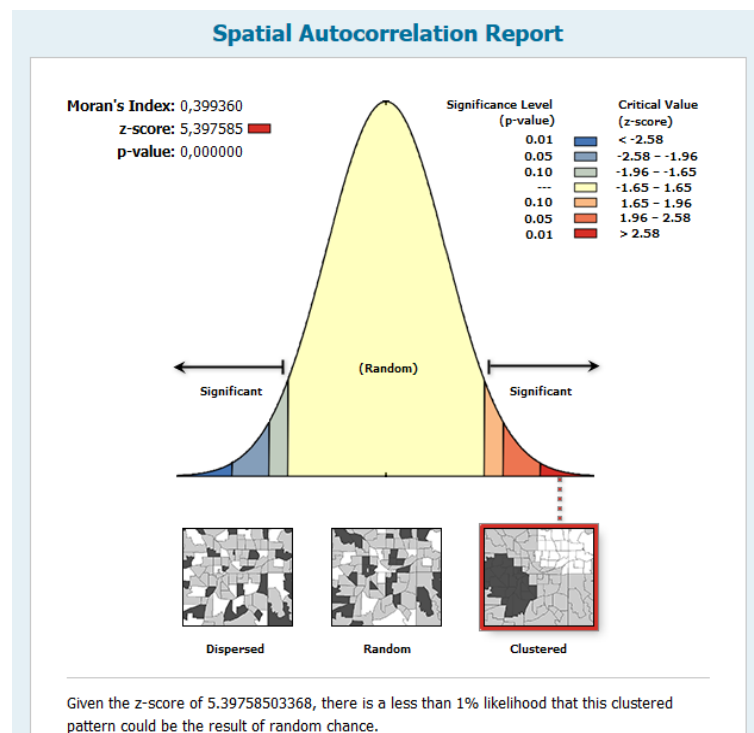
Υψος Βροχόπτωσης (mm) = 556,6184 - 0,0004*απόσταση από τις ακτές - 15,6588*ηπειρωτικότητα + 0,000076*γεωγραφικό πλάτος + 0,276613*μέσο υψόμετρο σταθμού.

Η μέθοδος παρουσιάζει μέσο σφάλμα μηδέν (χαρακτηριστικό της μεθόδου) και RMSE = 151,663mm εκτιμώμενα με βάση πραγματικές και εκτιμώμενες τιμές. Στον Χάρτη 13 απεικονίζεται η κατανομή των καταλοίπων (residuals) που προέκυψαν από την εφαρμογή της γραμμικής παλινδρόμησης της βροχόπτωσης υγρής περιόδου.

Κατανομή των υπολοίπων (residuals) της γραμμικής παλινδρόμησης για την βροχόπτωση υγρής περιόδου



Χάρτης 13: Δειγματικός χάρτης των αποκλίσεων μεταξύ πραγματικής και εκτιμώμενης τιμής ανά θέση μέτρησης.

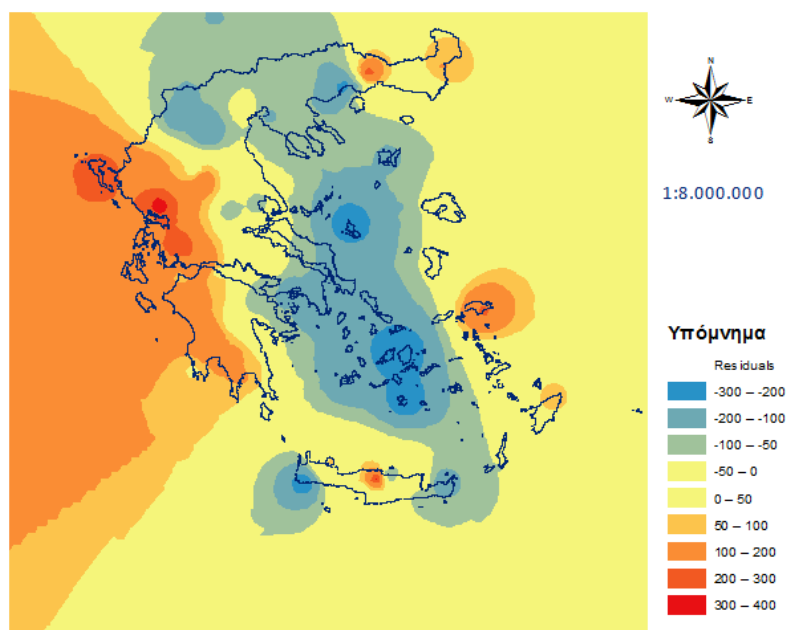


Εικόνα 15: Αποτέλεσμα του δείκτη Moran's από όπου προκύπτει η χωρική συσχέτιση των καταλοίπων της γραμμικής παλινδρόμησης της βροχόπτωσης υγρής περιόδου με 1% επίπεδο σημαντικότητας.

Η αδυναμία προσαρμογής του μοντέλου απεικονίζεται με την υποεκτίμηση να εντοπίζεται στη δυτική Ελλάδα. Υποεκτίμηση επίσης παρατηρείται και στα λοιπά όρια της ανάλυσης. Η ύπαρξη κάποιας γεωγραφικής συνάφειας της κατανομής των καταλοίπων επιβεβαιώνεται και από τον δείκτη χωρικής αυτοσυσχέτισης (Moran's Index), στην εικόνα 16.

Από τον χάρτη 14 προκύπτει άμεσα η ύπαρξη δύο γεωγραφικών περιοχών με κοινή συμπεριφορά, η μία είναι η δυτική Ελλάδα και άλλη η ανατολική Μακεδονία – Θράκη, Αγαίο και επιλεκτικά αλλά σε πλήρη συνάφεια με τις προηγούμενες ανατολικές ηπειρωτικές περιοχές της Στερεάς (Αττική – Εύβοια), ΒΑ Πελοπόννησος.

Χωρική κατανομή των υπολοίπων (residuals)
της γραμμικής παλινδρόμησης για την βροχόπτωση
υγρής περιόδου (IDW- p2)



Χάρτης 14: Η χωρική ανάλυση των υπολοίπων εντοπίζει δύο ευρύτερες περιοχές με κοινά χαρακτηριστικά υπέρ ή υπό εκτίμησης.

β) εφαρμογή για την ξηρή περίοδο

Από της εφαρμογή της διερευνητικής ανάλυσης (Παράρτημα) και για την ξηρή περίοδο προκύπτει $\text{AdjR}^2=0,64$ και $\text{AICc}= 769,14$ γεγονότα που προδιαθέτουν για ικανοποιητική προσαρμογή του μοντέλου. Στη συνέχεια γίνεται εφαρμογή της Ordinary Least Square (OLS) και τα αποτελέσματα φαίνονται στον πίνακα 11.

Πίνακας 11. Εφαρμογή της OLS για την ξηρή περίοδο – Σύνοψη αποτελεσμάτων (ArcGIS)

Diag. Na	Diag. Value	Definition
AIC	767,90733288500	Akaike's Information Criterion: A relative measure of performance used to compare models; the smaller AIC indicates the superior model.
AICc	769,14262700300	Corrected Akaike's Information Criterion: second order correction for small sample sizes.
R2	0,66069402724	R-Squared, Coefficient of Determination: The proportion of variation in the dependent variable that is explained by the model.
AdjR2	0,64130511452	Adjusted R-Squared: R-Squared adjusted for model complexity (number of variables) as it relates to the data.
F-Stat	34,07586781590	Joint F-Statistic Value: Used to assess overall model significance.
F-Prob	0,00000000000	Joint F-Statistic Probability (p-value): The probability that none of the explanatory variables have an effect on the dependent variable.
Wald	142,20974896000	Wald Statistic: Used to assess overall robust model significance.
Wald-Prob	0,00000000000	Wald Statistic Probability (p-value): The computed probability, using robust standard errors, that none of the explanatory variables have an effect on the dependent variable.
K(BP)	9,93202107971	Koenker's studentized Breusch-Pagan Statistic: Used to test the reliability of standard error values when heteroskedasticity (non-constant variance) is present.
K(BP)-Prob	0,04158847942	Koenker (BP) Statistic Probability (p-value): The probability that heteroskedasticity (non-constant variance) has not made standard errors unreliable.
JB	56,23351734730	Jarque-Bera Statistic: Used to determine whether the residuals deviate from a normal distribution.
JB-Prob	0,00000000000	Jarque-Bera Probability (p-value): The probability that the residuals are normally distributed.
Sigma2	1494,99814279000	Sigma-Squared: OLS estimate of the variance of the error term (residuals).

Πίνακας 12. Εφαρμογή της OLS για την ξηρή περίοδο – Συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης

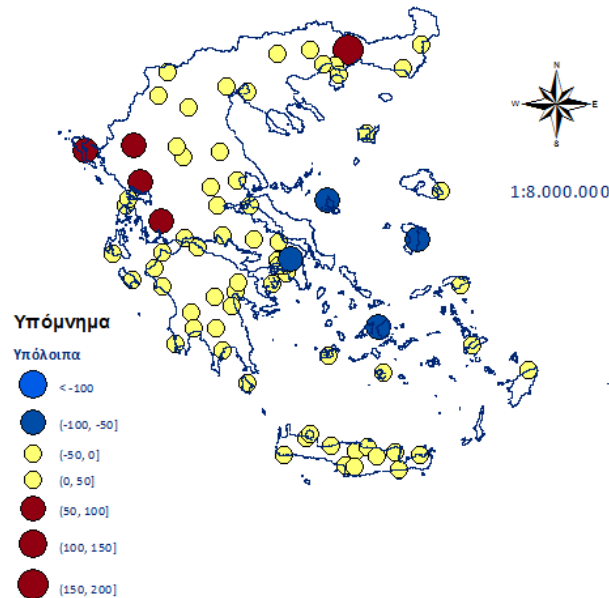
Variable	Coef	StdError	t_Stat	Prob	Robust_SE	Robust_t	Robust_P r	StdCoef
Intercept	- 797,176779	116,56476 7	- 6,838917	0,00000 0	137,99941 1	- 5,776668	0,000000	0,000000
COASTDISTR	0,000460	0,000296	1,552693	0,12501 2	0,000282	1,632707	0,107026	0,169469
CONTRAS	-1,006844	1,285897	- 0,782989	0,43627 0	1,188937	- 0,846844	0,399963	- 0,082428
LATRAS	0,000218	0,000031	6,967444	0,00000 0	0,000037	5,887588	0,000000	0,674489
ZONALMEAN 1	0,099261	0,032872	3,019633	0,00353 2	0,030070	3,300932	0,001522	0,303460

Με βάση τον πίνακα 12 η έκφραση εκτίμησης του ύψους βροχόπτωσης προκύπτει από τη σχέση:

Υψος Βροχόπτωσης (mm) = -797,176779 + 0,000460*απόσταση από τις ακτές - 1,006844*ηπειρωτικότητα + 0,000218*γεωγραφικό πλάτος + 0,099261*μέσο υψόμετρο σταθμού.

Η μέθοδος παρουσιάζει μέσο σφάλμα μηδέν (χαρακτηριστικό της μεθόδου) και RMSE = 37,35414mm εκτιμώμενα με βάση πραγματικές και εκτιμώμενες τιμές.

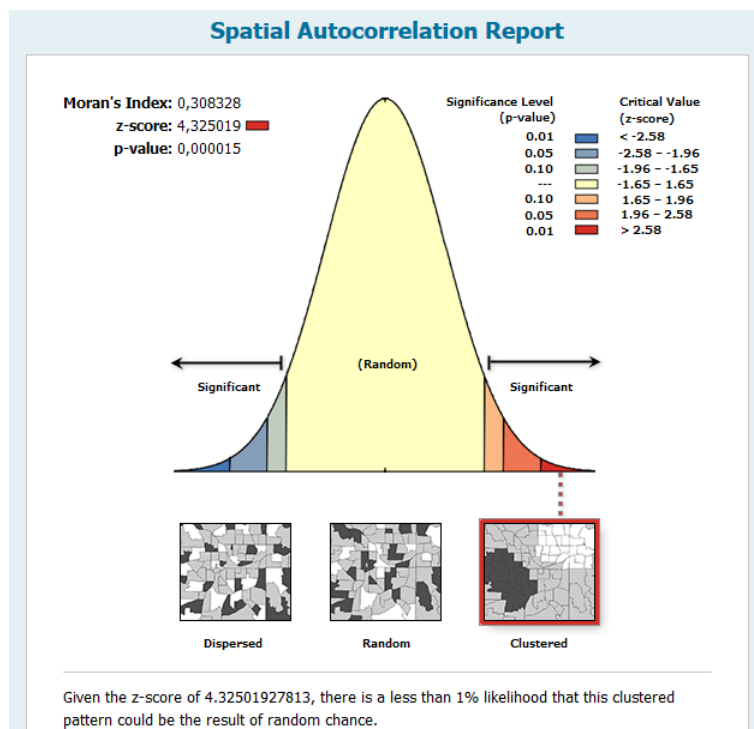
Κατανομή των υπολοίπων (residuals) της γραμμικής παλινδρόμησης για την βροχόπτωση ξηρής περιόδου



Χάρτης 15: Δειγματικός χάρτης των αποκλίσεων μεταξύ πραγματικής και εκτιμώμενης τιμής ανά θέση μέτρησης.

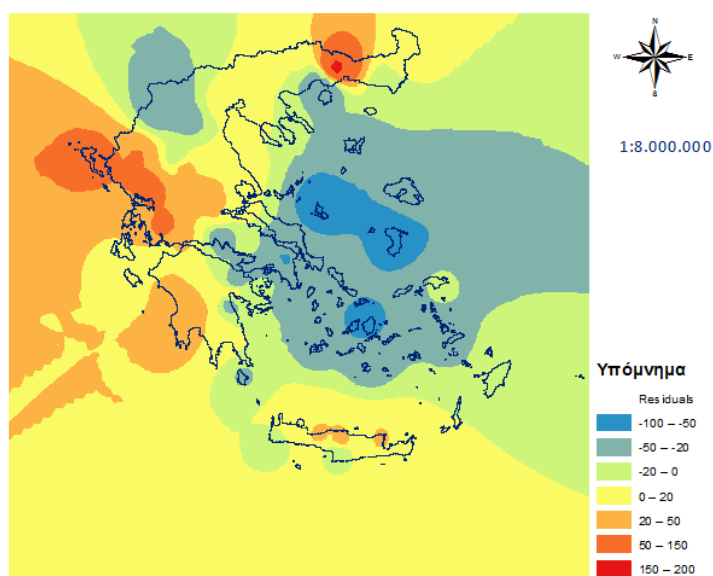
Στον Χάρτη 15 απεικονίζεται η κατανομή των καταλοίπων (residuals) που προέκυψαν από την εφαρμογή της γραμμικής παλινδρόμησης της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου. Ως άμεσο συμπέρασμα προκύπτει η υποεκτίμηση της βροχόπτωσης στη δυτική Ελλάδα και η υπερεκτίμηση στην περιοχή του κεντρικού Αιγαίου. Παράλληλα διαμορφώνονται τρεις γεωγραφικές οντότητες με συναφή χαρακτηριστικά, γεγονός που επιβεβαιώνεται από το αποτέλεσμα της γεωγραφικής αυτοσυσχέτισης (εικόνα 16).

Ο χάρτης 16 επιβεβαιώνει τα παραπάνω. Η ξηρή περίοδος εμφανίζεται υποεκτιμημένη στη δυτική Ελλάδα και υπερεκτιμημένη στην ανατολική. Οι αποκλίσεις στον βασικό ηπειρωτικό κορμό μπορεί να θεωρηθούν αποδεκτές, και λόγω της φύσης του εξεταζόμενου χαρακτηριστικού.



Εικόνα 16: Αποτέλεσμα του δείκτη Moran's από όπου προκύπτει η χωρική συσχέτιση των καταλοίπων της γραμμικής παλινδρόμησης της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου με 1% επίπεδο σημαντικότητας.

Χωρική κατανομή των υπολοίπων (residuals) της γραμμικής παλινδρόμησης για την βροχόπτωση ξηρής περιόδου (IDW - p2)



Χάρτης 16: Η χωρική ανάλυση των υπολοίπων επιβεβαιώνει την παρουσίας ευρύτερων περιοχών με κοινά χαρακτηριστικά υπέρ ή υπό εκτίμησης.

γ) εφαρμογή για την ετήσια αθροιστική βροχόπτωση

Από της εφαρμογή της διερευνητικής ανάλυσης (Παράρτημα) και για την ετήσια αθροιστική βροχόπτωση προκύπτει $\text{AdjR}^2=0,09$ και $\text{AICc}= 1005,12$ γεγονότα που απαγορεύουν οποιαδήποτε ασφαλή χρήση της μεθόδου. Οι ανεξάρτητες μεταβλητές ελέγχεται κατά πόσον μπορούν να περιγράψουν την μεταβλητότητα της εξαρτημένης. Όπως και στην περίπτωση της υγρής περιόδου, έγινε εφαρμογή της Ordinary Least Square (OLS) καθόσον το ενδιαφέρον πλέον εστιάζεται στην διερεύνηση της μη προσαρμογής. Η μέθοδος παρουσιάζει $\text{RMSE} = 37,35414\text{mm}$ υπολογιζόμενο με βάση πραγματικές και εκτιμώμενες τιμές και φυσικά μέσο σφάλμα μηδέν. Τα αποτελέσματα φαίνονται στους πίνακες 13 και 14.

Πίνακας 13. Εφαρμογή της OLS για την ετήσια βροχόπτωση – Σύνοψη αποτελεσμάτων (ArcGIS)

Diag_ Name	Diag_Value	Definition
AIC	1003,88204720000	Akaike's Information Criterion: A relative measure of performance used to compare models; the smaller AIC indicates the superior model.
AICc	1005,11734132000	Corrected Akaike's Information Criterion: second order correction for small sample sizes.
R2	0,13544004323	R-Squared, Coefficient of Determination: The proportion of variation in the dependent variable that is explained by the model.
AdjR2	0,08603661713	Adjusted R-Squared: R-Squared adjusted for model complexity (number of variables) as it relates to the data.
F-Stat	2,74151114443	Joint F-Statistic Value: Used to assess overall model significance.
F-Prob	0,03521854066	Joint F-Statistic Probability (p-value): The probability that none of the explanatory variables have an effect on the dependent variable.
Wald	12,22841426050	Wald Statistic: Used to assess overall robust model significance.
Wald-Prob	0,01573113607	Wald Statistic Probability (p-value): The computed probability, using robust standard errors, that none of the explanatory variables have an effect on the dependent variable.
K(BP)	10,99257301820	Koenker's studentized Breusch-Pagan Statistic: Used to test the reliability of standard error values when heteroskedasticity (non-constant variance) is present.
K(BP)-Prob	0,02664761031	Koenker (BP) Statistic Probability (p-value): The probability that heteroskedasticity (non-constant variance) has not made standard errors unreliable.

JB	1,62086954484	Jarque-Bera Statistic: Used to determine whether the residuals deviate from a normal distribution.
JB-Prob	0,44466469624	Jarque-Bera Probability (p-value): The probability that the residuals are normally distributed.
Sigma ²	34759,55467110000	Sigma-Squared: OLS estimate of the variance of the error term (residuals).

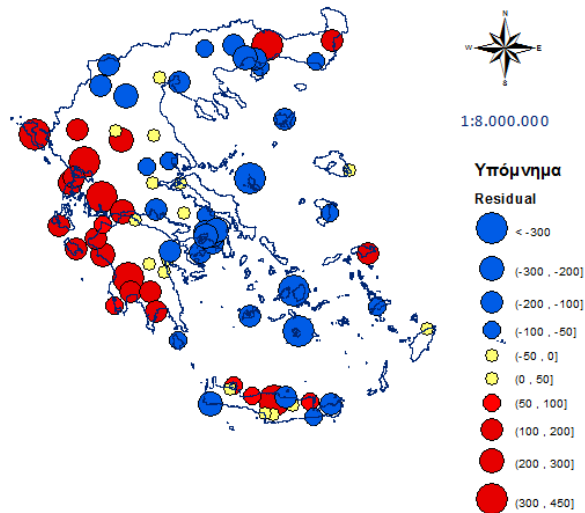
Πίνακας 14. Εφαρμογή της OLS για την ετήσια βροχόπτωση – Συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης

Variable	Coef	StdError	t_Stat	Prob	Robust_SE	Robust_t	Robust_Pr	StdCoef
Intercept	-240,558412	562,061807	-0,427993	0,669975	555,413897	-0,433116	0,666267	0,000000
COASTDISTR	0,000063	0,001429	0,044337	0,964759	0,001367	0,046349	0,963161	0,007725
CONTRAS	-16,665602	6,200447	-2,687807	0,008978	6,439288	-2,588113	0,011724	-0,451669
LATRAS	0,000294	0,000151	1,949925	0,055192	0,000157	1,872993	0,065247	0,301315
ZONALMEAN1	0,375873	0,158504	2,371386	0,020473	0,159925	2,350308	0,021578	0,380410

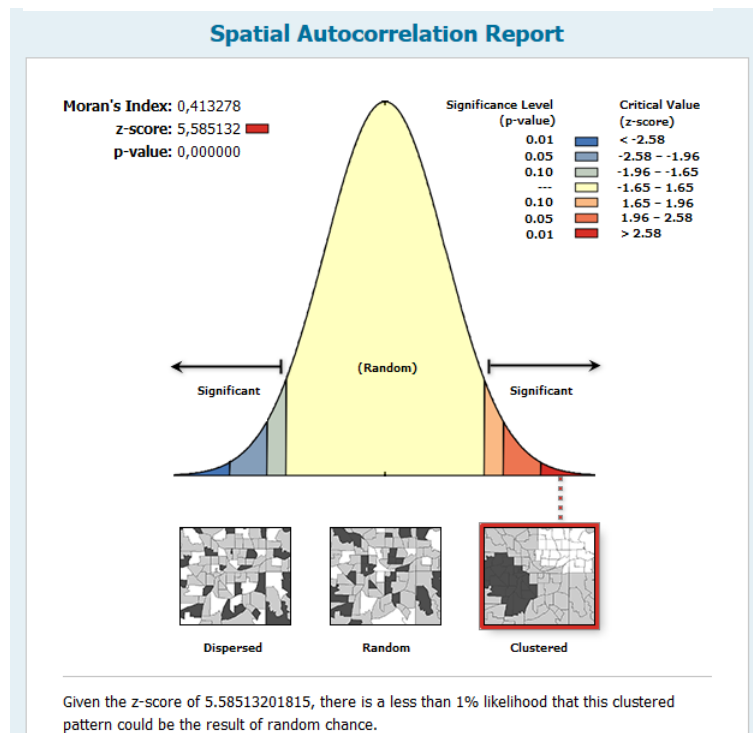
Με βάση τον πίνακα 14 η έκφραση εκτίμησης του ύψους βροχόπτωσης προκύπτει από τη σχέση:

Υψος Βροχόπτωσης (mm) = - 240,558412 + 0,000063*απόσταση από τις ακτές - 16,665602*ηπειρωτικότητα + 0,000294*γεωγραφικό πλάτος + 0,375873*μέσο υψόμετρο σταθμού.

Κατανομή των υπολοίπων (residuals) της γραμμικής παλινδρόμησης της ετήσιας βροχόπτωσης

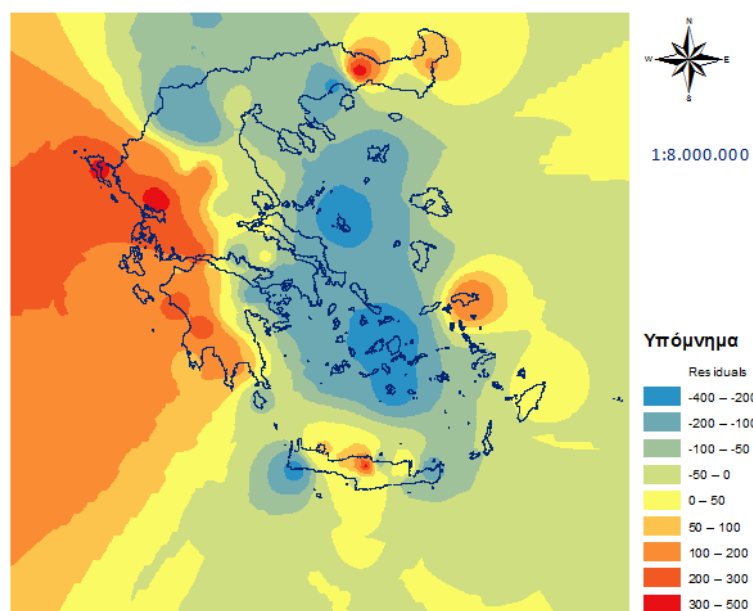


Χάρτης 17: Δειγματικός χάρτης των αποκλίσεων μεταξύ πραγματικής και εκτιμώμενης τιμής ανά θέση μέτρησης.



Εικόνα 17: Αποτέλεσμα του δείκτη Moran's από όπου προκύπτει η χωρική συσχέτιση των καταλοίπων της γραμμικής παλινδρόμησης της ετήσιας βροχόπτωσης με 1% επίπεδο σημαντικότητας.

Χωρική κατανομή των υπολοίπων (residuals)
της γραμμικής παλινδρόμησης
της ετήσιας βροχόπτωσης (IDW - p2)



Χάρτης 18: Η χωρική ανάλυση των υπολοίπων επιβεβαιώνει την παρουσία ευρύτερων περιοχών με κοινά χαρακτηριστικά υπέρ ή υπό εκτίμησης της ετήσιας βροχόπτωσης

δ) Διερεύνηση εφαρμογής της OLS με περιορισμό των ανεξάρτητων μεταβλητών

Στη συνέχεια η ηπειρωτικότητα αφαιρέθηκε από τις ανεξάρτητες μεταβλητές αφενός λόγω της σημαντικής εξάρσής της από το γεωγραφικό πλάτος και την απόσταση από την ακτή και αφετέρου λόγω της προφανούς ανάγκης της προαπαιτούμενης ύπαρξης χωρικής ανάλυσης του ετήσιου θερμοκρασιακού εύρους. Ειδικά η μη διαθεσιμότητα της χωρικής ανάλυσης του τελευταίου καθιστά απαγορευτική την τελική παραγωγή ενός χάρτη.

Τα δεδομένα εισήχθησαν στο SPSS με σκοπό τον αναλυτικότερο έλεγχο των όρων της παλινδρόμησης. Ο έλεγχος για την βροχόπτωση της ξηρής περιόδου έδωσε τα παρακάτω:

COASTDISTR:	Απόσταση από την ακτή
LATRAS:	Γεωγραφικό πλάτος
ZONALMEAN1:	Μέσο υψόμετρο σε ζώνη 10Km
DRYPRAS:	Βροχόπτωση ξηρής περιόδου
WETPRAS:	Βροχόπτωση υγρής περιόδου
YEARPRAS:	Ετήσια βροχόπτωση

Η κανονικότητα της εξαρτημένης μεταβλητής (DRYPRAS) προκύπτει από τα παρακάτω:

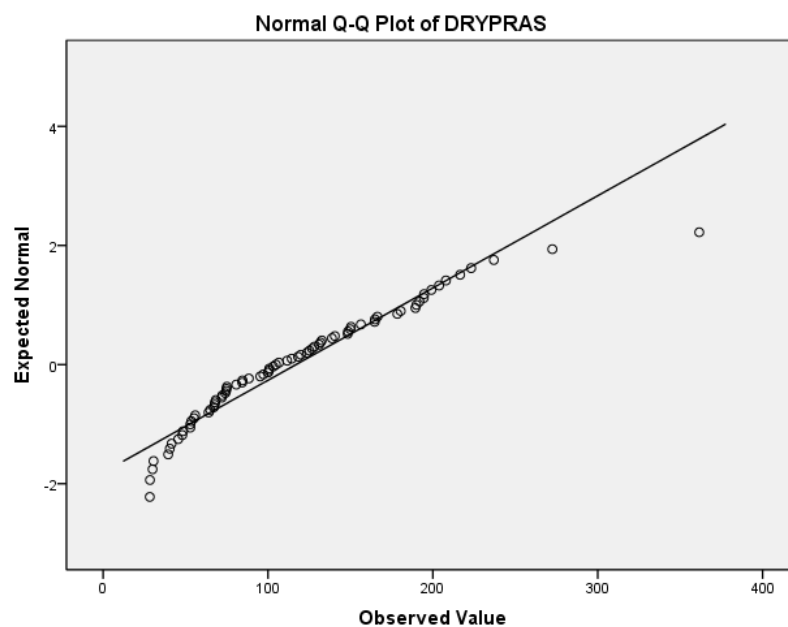
Descriptives				
			Statistic	Std. Error
DRYPRAS	Mean		116,969439	7,4546473
	95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	102,115730	
		Upper Bound	131,823148	
	5% Trimmed Mean		112,958792	
	Median		104,812798	
	Variance		4167,883	
	Std. Deviation		64,5591397	
	Minimum		28,2605	
	Maximum		361,5327	

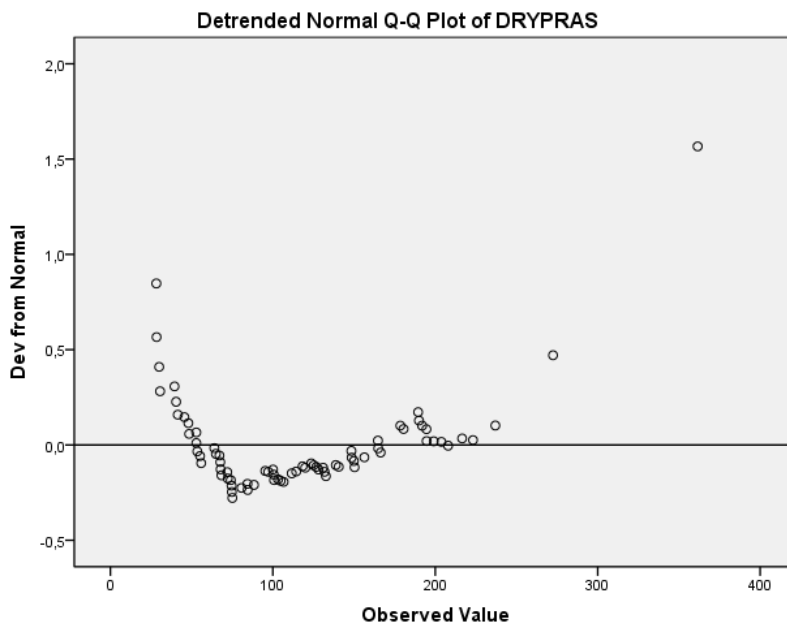
	Range	333,2722	
	Interquartile Range	88,7040	
	Skewness	1,017	,277
	Kurtosis	1,543	,548

Tests of Normality

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
DRYPRAS	,102	75	,052	,932	75	,001

a. Lilliefors Significance Correction





Έλεγχος συσχέτισης:

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
COASTDISTR	13640,977853	23783,8622944	75
LATRAS	4221470,8400	200154,07674	75
ZONALMEAN1	194,329778	197,3707612	75

Correlations

		COASTDISTR	LATRAS	ZONALMEAN1
COASTDISTR	Pearson Correlation	1	,425**	,647**
	Sig. (2-tailed)		,000	,000
	Sum of Squares and Cross-products	4,186E10	1,498E11	2,248E8

	Covariance	5,657E8	2,024E9	3037842,176
	N	75	75	75
LATRAS	Pearson Correlation	,425**	1	,052
	Sig. (2-tailed)	,000		,655
	Sum of Squares and Cross-products	1,498E11	2,965E12	1,532E8
	Covariance	2,024E9	4,006E10	2070576,200
	N	75	75	75
ZONALMEAN1	Pearson Correlation	,647**	,052	1
	Sig. (2-tailed)	,000	,655	
	Sum of Squares and Cross-products	2,248E8	1,532E8	2882686,084
	Covariance	3037842,176	2070576,200	38955,217
	N	75	75	75

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Όπως προκύπτει υπάρχει κάποια συσχέτιση μεταξύ της απόστασης από την ακτή και των δύο άλλων μεταβλητών, ενώ γεωγραφικό πλάτος και μέσο υψόμετρο εμφανίζονται ασυσχέτιστα (επίπεδο σημαντικότητας 0,01).

Στο σημείο αυτό θα πρέπει να σημειωθεί ότι το SPSS υλοποιεί τον έλεγχο αυτό και κατά τον υπολογισμό της ευθείας παλινδρόμησης, όπως φαίνεται στη συνέχεια.

Γραμμική Παλινδρόμηση (Regression)

Τα περιγραφικά στοιχεία των δεδομένων

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
DRYPRAS	116,969439	64,5591397	75
COASTDISTR	13640,977853	23783,8622944	75
LATRAS	4221470,8400	200154,07674	75
ZONALMEAN1	194,329778	197,3707612	75

Επιβεβαιώνεται η ύπαρξη συσχέτισης μεταξύ της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου με τις ορισθείσες ως ανεξάρτητες μεταβλητές (με την επιφύλαξη του προηγούμενου ελέγχου των μεταξύ των συσχετίσεων), με σημαντικότερη αυτή του γεωγραφικού πλάτους και της απόστασης από την ακτή.

Correlations

		DRYPRAS	COASTDISTR	LATRAS	ZONALMEAN1
Pearson Correlation	DRYPRAS	1,000	,602	,712	,412
	COASTDISTR	,602	1,000	,425	,647
	LATRAS	,712	,425	1,000	,052
	ZONALMEAN1	,412	,647	,052	1,000
Sig. (1-tailed)	DRYPRAS	.	,000	,000	,000
	COASTDISTR	,000	.	,000	,000
	LATRAS	,000	,000	.	,328
	ZONALMEAN1	,000	,000	,328	.
N	DRYPRAS	75	75	75	75

COASTDISTR	75	75	75	75
LATRAS	75	75	75	75
ZONALMEAN1	75	75	75	75

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,811 ^a	,658	,643	38,5597052

Model Summary^b

Model	Change Statistics					Durbin-Watson
	R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change	
1	,658	45,478	3	71	,000	1,990

a. Predictors: (Constant), ZONALMEAN1, LATRAS, COASTDISTR

b. Dependent Variable: DRYPRAS

Ο συντελεστής παλινδρόμησης δείχνει τον βαθμό προσαρμογής του μοντέλου, δηλαδή το ποσοστό της διακύμανσης της εξαρτημένης μεταβλητής που ερμηνεύεται από το μοντέλο. Ακολουθεί η ανάλυση διακύμανσης. Το F ελέγχει τις υποθέσεις:

$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = 0$ έναντι της εναλλακτικής

$H_a : b_i \neq 0$ για όλα τα $i=1,2,3$

ή

$H_0 : R^2 = 0$ έναντι της εναλλακτικής $H_a : R^2 \neq 0$

Εδώ $Sig < 0,0005$ απορρίπτεται η υπόθεση της μη σημαντικής συμβολής όλων στη μεταβλητότητα της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου. Ο έλεγχος Durbin-Watson εξασφαλίζει (τιμές κοντά στο 2) την ανεξαρτησία των τιμών της εξηρημένης μεταβλητής.

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	202856,895	3	67618,965	45,478	,000 ^a
	Residual	105566,412	71	1486,851		
	Total	308423,306	74			

a. Predictors: (Constant), ZONALMEAN1, LATRAS, COASTDISTR

b. Dependent Variable: DRYPRAS

Ο πίνακας της ανάλυσης διακύμανσης (ANOVA) δίνει ένα συνολικό έλεγχο για την σημαντικότητα του μοντέλου, ελέγχοντας μέσω της F το ενδεχόμενο (μηδενική υπόθεση) όλοι οι συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών να είναι ταυτόχρονα μηδέν, το οποίο εν προκειμένω απορρίπτεται ($sig. < 0,05$). Το σύνολο της διακύμανσης του δείγματος είναι το άθροισμα της διακύμανσης της παλινδρόμησης και της διακύμανσης των υπολοίπων. Η καλλίτερη προσαρμογή επιτυγχάνεται όταν το μοντέλο παλινδρόμησης επεξηγεί μεγαλύτερο μέρος της συνολικής διακύμανσης του δείγματος.

Ο επόμενος πίνακας είναι ο Πίνακας των Συντελεστών της Παλινδρόμησης. Γίνεται έλεγχος για κάθε ένα συντελεστή εκτός του σταθερού όρου και δίνει τον έλεγχο της σημαντικότητας του με το t και αντίστοιχο sig. Από τον έλεγχο σημαντικότητας των

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B		Correlations			Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound	Zero-order	Partial	Part	Tolerance	VIF
1	(Constant)	-768,836	110,500		-6,958	,000	-989,168	-548,505					
	COASTDISTR	,000	,000	,151	1,419	,160	,000	,001	,602	,166	,099	,428	2,338
	LATRAS	,000	,000	,633	7,813	,000	,000	,000	,712	,680	,542	,734	1,363
	ZONALMEAN1	,092	,031	,281	2,925	,005	,029	,155	,412	,328	,203	,521	1,921

a. Dependent Variable: DRYPRAS

συντελεστών B με τη βοήθεια των t-test, προκύπτει ότι πρέπει να αντιμετωπιστεί με επιφύλαξη η ανεξάρτητη μεταβλητή της απόστασης από την ακτή.

Από τον ίδιο πίνακα προκύπτει ότι απορρίπτεται το ενδεχόμενο συγγραμμικότητας (collinearity) μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών (Tolerance > 0,1 ή VIF < 7,5).

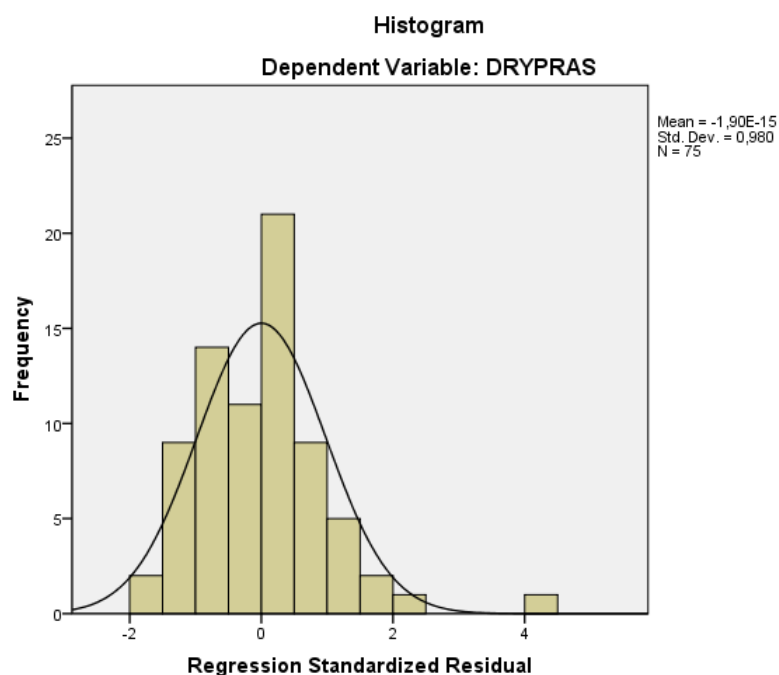
Έλεγχος υπολοίπων

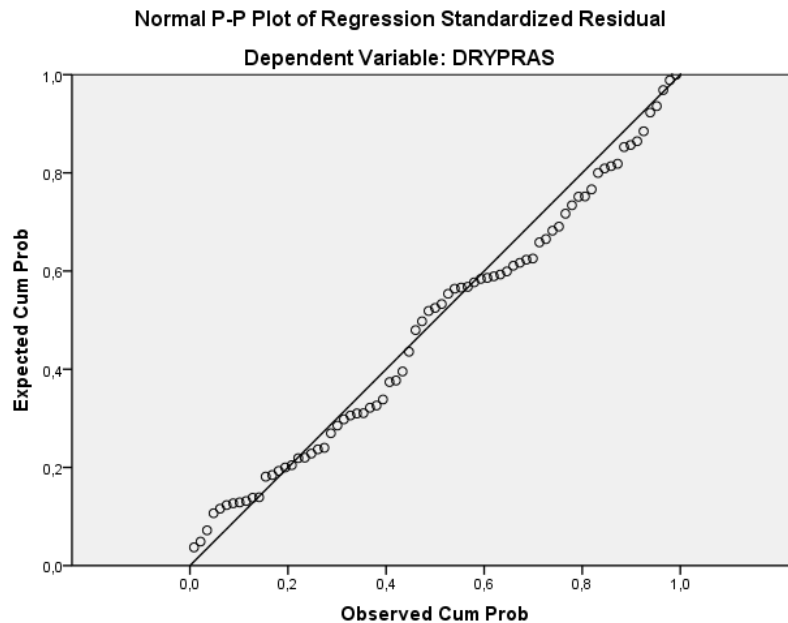
Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	33,844067	269,436798	116,969439	52,3575151	75
Residual	-68,8023071	165,9182434	,0000000	37,7700030	75
Std. Predicted Value	-1,588	2,912	,000	1,000	75
Std. Residual	-1,784	4,303	,000	,980	75

a. Dependent Variable: DRYPRAS

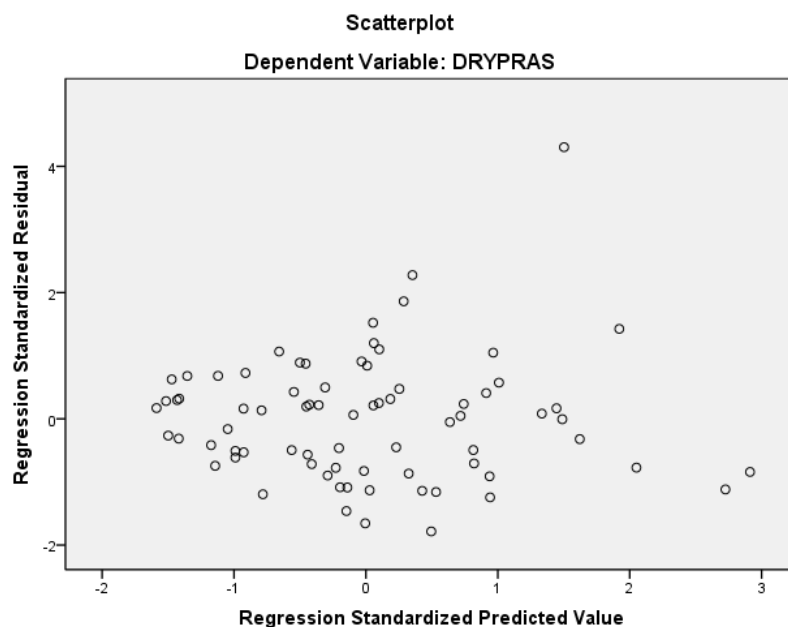
Η κανονικότητα υπολοίπων προσεγγίζεται ικανοποιητικά όπως φαίνεται από τα διαγράμματα.



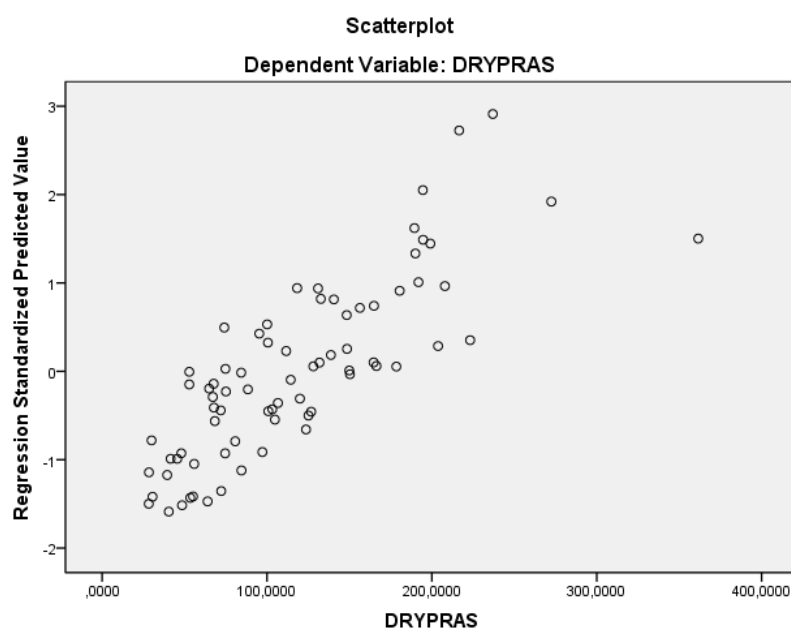


Επιφυλάξεις εκφράζονται ως προς την γραμμικότητα των μεταβλητών και την ομοσκεδαστικότητα με βάση τα παρακάτω διαγράμματα.

1. Της διασποράς των υπολοίπων έναντι εκτιμώμενων τιμών.



2. Της διασποράς των εκτιμώμενων έναντι παρατηρούμενων



Στη συνέχεια υλοποιείται (σε περιβάλλον ArcGIS) η OLS για την βροχόπτωση ξηρής περιόδου. Η ανάλυση (και στατιστική) για τις δύο άλλες περιόδους παραλείπεται καθώς δεν υφίσταται όπως προαναφέρθηκε βάση συσχέτισης. Η σχετική αναφορά αποτελεσμάτων του SPSS παρέχεται στο παράρτημα.

Η OLS για την βροχόπτωση ξηρής περιόδου εφαρμόστηκε με την χρήση μόνο των τριών από τις τέσσερις ανεξάρτητες μεταβλητές. Παράλληλα, λόγω περιορισμού των διαθέσιμων υπολογιστικών πόρων, θα έπρεπε να γίνουν υπολογισμοί σε ένα πλήθος 1000X1020 σημείων, υποβιβάστηκε η ανάλυση του DEM στα 10km, όπου σε κάθε νέο κελί η τιμή του υψομέτρου ορίστηκε ως ο μέσος όρος των αρχικών τιμών, ώστε τελικά να μπορεί να χρησιμοποιηθεί άμεσα ως το μέσο υψόμετρο της περιοχής στη διαδικασία της παλινδρόμησης. Στη συνέχεια παρήχθη για κάθε σημείο του νέου DEM το εκτιμώμενο μέσω της ευθείας παλινδρόμησης ύψος βροχόπτωσης και το αποτέλεσμα απεικονίζεται χαρτογραφικά, μέσω της μεθόδου του τετραγώνου της αντίστροφης απόστασης. Κατά την παρεμβολή, για την αξιοπιστία της μεθόδου χρησιμοποιήθηκαν μόνο οι τέσσερις περιφερειακές συμμετρικές τιμές κάθε σημείου. Η αξιολόγηση της μεθόδου έγινε με παρεμβολή στις θέσεις των αρχικών δεδομένων και εκτίμηση των βασικών παραμέτρων (μέσο σφάλμα και RMSE).

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης περιγράφονται στους Πίνακες 15 και 16 που ακολουθούν. Ο βαθμός προσαρμογής του μοντέλου είναι 65,77% ($\text{AdjR}^2 = 0,64326$).

Πίνακας 15. Εφαρμογή της OLS για την βροχόπτωση ξηρής περιόδου με παράληψη της ηπειρωτικότητας – Σύνοψη αποτελεσμάτων (ArcGIS)

Diag_ Name	Diag_Value	Definition
AIC	766,56133605600	Akaike's Information Criterion: A relative measure of performance used to compare models; the smaller AIC indicates the superior model.
AICc	767,43090127400	Corrected Akaike's Information Criterion: second order correction for small sample sizes.
R2	0,65772232697	R-Squared, Coefficient of Determination: The proportion of variation in the dependent variable that is explained by the model.
AdjR2	0,64325989008	Adjusted R-Squared: R-Squared adjusted for model complexity (number of variables) as it relates to the data.
F-Stat	45,47797387340	Joint F-Statistic Value: Used to assess overall model significance.
F-Prob	0,00000000005	Joint F-Statistic Probability (p-value): The probability that none of the explanatory variables have an effect on the dependent variable.
Wald	154,07521970700	Wald Statistic: Used to assess overall robust model significance.
Wald-Prob	0,00000000000	Wald Statistic Probability (p-value): The computed probability, using robust standard errors, that none of the explanatory variables have an effect on the dependent variable.
K(BP)	8,48124405991	Koenker's studentized Breusch-Pagan Statistic: Used to test the reliability of standard error values when heteroskedasticity (non-constant variance) is present.
K(BP)-Prob	0,03704558206	Koenker (BP) Statistic Probability (p-value): The probability that heteroskedasticity (non-constant variance) has not made standard errors unreliable.
JB	57,75135446360	Jarque-Bera Statistic: Used to determine whether the residuals deviate from a normal distribution.
JB-Prob	0,00000000000	Jarque-Bera Probability (p-value): The probability that the residuals are normally distributed.
Sigma2	1486,85086789000	Sigma-Squared: OLS estimate of the variance of the error term (residuals).

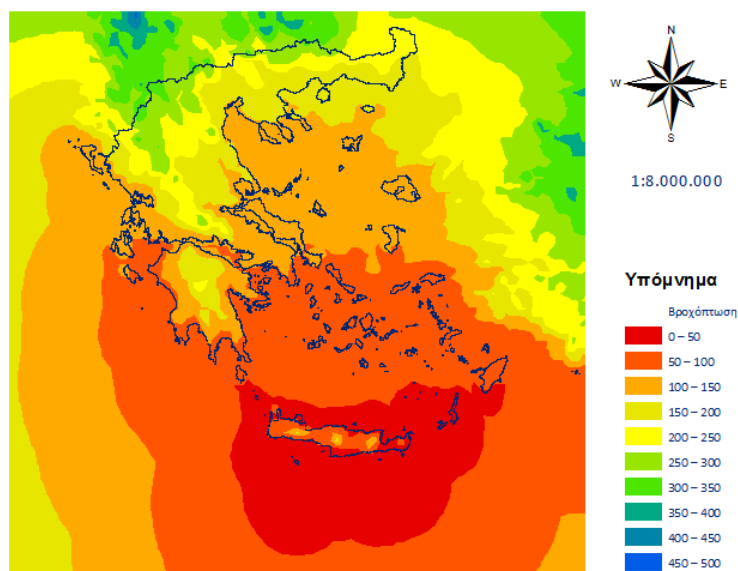
Πίνακας 16. Εφαρμογή της OLS για την βροχόπτωση ξηρής περιόδου με παράληψη της ηπειρωτικότητας – Συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης

Variable	Coef	StdError	t_Stat	Prob	Robust_SE	Robust_t	Robust_Pr	StdCoef
Intercept	-768,836425	110,500471	-6,957766	0,000000	129,211771	-5,950204	0,000000	0,000000
COASTDISTR	0,000409	0,000288	1,418872	0,160316	0,000265	1,542278	0,127457	0,150649
LATRAS	0,000204	0,000026	7,813303	0,000000	0,000031	6,577653	0,000000	0,633315
ZONALMEAN1	0,092068	0,031476	2,925023	0,004622	0,029884	3,080806	0,002939	0,281470

Με βάση τον πίνακα 16 η έκφραση εκτίμησης του ύψους βροχόπτωσης προκύπτει από τη σχέση:

Υψος Βροχόπτωσης (mm) = -768,836425+ 0,000409*απόσταση από τις ακτές + 0,000204*γεωγραφικό πλάτος + 0,092068*μέσο υψόμετρο σταθμού.

Χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου με εφαρμογή OLS



Χάρτης 19: Χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου με την χρήση ως ανεξάρτητων μεταβλητών στην OLS των παραγόντων του υψομέτρου, της απόστασης από τις ακτές και του γεωγραφικού πλάτους.

Η αξιολόγηση της μεθόδου (στις αρχικές θέσεις μέτρησης) έδωσε:

Μέσο σφάλμα : -1,941 και RMSE: 39,636.

2.1.3.4 Εκτίμηση με εφαρμογή γεωγραφικά σταθμισμένης παλινδρόμησης (GWR4)

α) Εφαρμογή γεωγραφικά σταθμισμένης παλινδρόμησης (GWR4) για την βροχόπτωση ξηρής περιόδου

Η γεωγραφικά σταθμισμένη παλινδρόμηση (Geographically Weighted Regression) επιτρέπει την εφαρμογή της κλασσικής γραμμικής παλινδρόμησης σε τοπικό επίπεδο λαμβάνοντας υπόψη ειδικά «τοπικά» χαρακτηριστικά. Φυσικά η έννοια «τοπικά» είναι πολύ σχετική και εξαρτάται εν πολλοίς από την χωρική κατανομή των υφιστάμενων μετρητικών δεδομένων. Η παρακάτω σχέση περιγράφει την έννοια της γεωγραφικά σταθμισμένης παλινδρόμησης, όπου φαίνεται ότι οι συντελεστές της ευθείας είναι μεταβαλλόμενοι και εξαρτώμενοι από τη γεωγραφική θέση (u,v)->

γεωγρ. μήκος – πλάτος.
$$y_i = \sum_{k=1}^n \beta_k(u_i, v_i) x_{k,i} + \varepsilon_i \quad (\text{conventional Gaussian model})$$

Σε μία επέκταση της μεθόδου μπορούν να ενσωματωθούν τόσο γενικοί όσο και το-

πικοί παράγοντες κατά την έννοια της σχέσης:
$$y_i = \sum_{k=1}^n \beta_k(u_i, v_i) x_{k,i} + \sum_{l=1}^m \gamma_l z_{l,i} + \varepsilon_i$$

όπου ο δεύτερος παράγοντας που προστέθηκε προφανώς είναι ανεξάρτητος από την γεωγραφική θέση (global).

```
*****
*      Semiparametric Geographically Weighted Regression      *
*      Release 1.0.80 (GWR 4.0.80)                            *
*      12 March 2014                                           *
*      (Originally coded by T. Nakaya: 1 Nov 2009)             *
*                                                              *
*      Tomoki Nakaya(1), Martin Charlton(2), Paul Lewis(2),   *
*      Jing Yao (3), A. Stewart Fotheringham (3), Chris Brunsdon (2) *
*      (c) GWR4 development team                               *
*      (1) Ritsumeikan University,                             *
*      (2) National University of Ireland, Maynooth,          *
*****|
```

Η έκδοση που χρησιμοποιήθηκε είναι η GWR4 που αναπτύχθηκε τον καθηγητή Tomoki Nakaya του τμήματος Γεωγραφίας του Πανεπιστημίου Ritsumeikan στο Κιότο της Ιαπωνίας και διατίθεται ελεύθερα με πλήρη τεκμηρίωση (<http://www.st-andrews.ac.uk/geoinformatics/gwr/gwr-software/>). Το ArcGIS ενσωματώνει την προηγούμενη έκδοση 3 του παραπάνω λογισμικού.

Η μέθοδος εφαρμόστηκε με τις προτεινόμενες ρυθμίσεις (μοντέλο Gauss) και με μόνο «τοπικές» μεταβλητές, σύμφωνα με την προηγούμενη σχέση. Ο συντελεστής βάρους εξαρτάται εκθετικά από την ευκλείδεια απόσταση με αυτόματα ελεγχόμενο εύρος (bandwidth) με βάση την αξιοπιστία του μοντέλου (έλεγχος AICc). Η σχέση

βάρους της παρατήρησης i στη θέση j είναι $w_{i,j} = \exp(-\frac{d_{i,j}^2}{\theta^2})$, όπου d η ευκλείδεια απόσταση μεταξύ των δύο θέσεων και θ το εύρος (ακτίνα) επίδρασης.

Η επιλογή «Calculate Distance Band from Neighbor Count» έδωσε Μέγιστη απόσταση: 104906, Ελάχιστη: 6141 και Μέση: 39018 ενώ η εφαρμογή εντόπισε «Best bandwidth size 123866,837». Αν και στον οδηγό της προηγούμενης έκδοσης (3.0) η επιλογή Fixed Gaussian προέτρεπε να γίνεται σε καλώς κατανεμημένα στο χώρο δεδομένα (πχ gridded), προτιμήθηκε η επιλογή σταθερού εύρους ως συνηθέστερη στην ανάλυση μετεωρολογικών δεδομένων.

Το ιδιαίτερο χαρακτηριστικό της GWR είναι ότι προσδιορίζονται τοπικοί συντελεστές παλινδρόμησης καθώς μπορεί να αναγνωρίσει χωρική συγγένεια (συνάφεια) των δεδομένων. Αν και στον Πίνακα 17 περιγράφονται γενικά τα αποτελέσματα της μεθόδου, στην τελική αναφορά (Παράρτημα) είναι ορατές οι παραπάνω ιδιαιτερότητες. Έτσι, η εκτίμηση βασίζεται σε γεωγραφικά σταθμισμένους συντελεστές και προφανώς η προσαρμογή (R^2) εμφανίζει χωρική μεταβλητότητα.

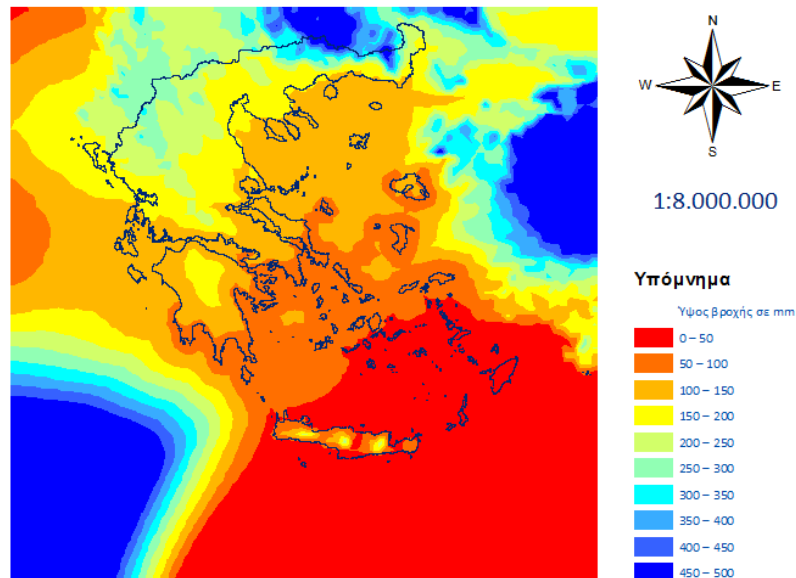
Στον Πίνακα 17 φαίνεται $R^2 = 84\%$ ($\text{Adj}R^2 = 0,786769$) χαρακτηριστικά που την παρουσιάζουν περισσότερο αξιόπιστη, σε σχέση με την αντίστοιχη OLS. Η εφαρμογή εκτιμά τιμές σε κάθε άλλη θέση και έτσι κατ'αναλογία με την OLS εκτιμήθηκαν οι τιμές στα 1020 σημεία του υποβαθμισμένου (για λόγους υπολογιστικού κόστους)

πεδίου, τα αποτελέσματα εισήχθησαν στο ArcGIS και παρήχθησαν οι σχετικοί χάρτες (και για τις τρεις μελετώμενες περιόδους). Οι εκτιμώμενες τιμές του μέσου σφάλματος και του RMSE, παράγονται από την επανεκτίμηση των τιμών στις αρχικές θέσεις παρατήρησης (ME= 0,116139 και RMSE=25,65646). Στο χάρτη 20 απεικονίζεται το αποτέλεσμα της εφαρμογής.

Πίνακας 17. Εφαρμογή της GWR για την βροχόπτωση ξηρής περιόδου. Διαγνωστικά - Μέσοι συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης

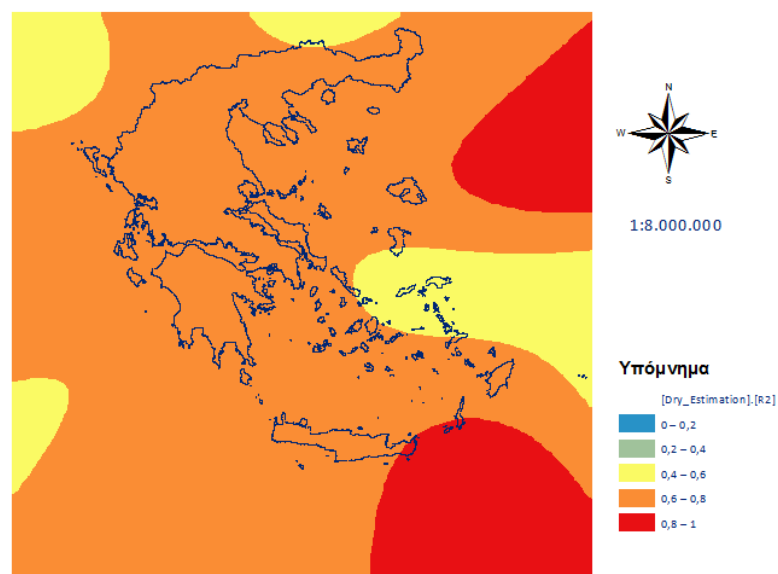
Diagnostics		
AICc:	739,135172	
R square	0,841234	
Adjusted R square	0,786769	
Summary statistics for varying (Local) coefficients Variable	Mean	STD
Intercept	-749,804293	380,154687
COASTDISTR	0,000342	0,001033
LATRAS	0,000197	0,000089
ZONALMEAN1	0,099083	0,079166

Χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου με εφαρμογή γεωγραφικά σταθμισμένης παλινδρόμησης (GWR4)



Χάρτης 20: Χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου με την χρήση ως ανεξάρτητων μεταβλητών στην GWR των παραγόντων του υψομέτρου, της απόστασης από τις ακτές και του γεωγραφικού πλάτους

Χωρική ανάλυση του συντελεστή προσδιορισμού (R^2) κατά την εφαρμογή γεωγραφικά σταθμισμένης παλινδρόμησης (GWR4) ξηρής περιόδου



Χάρτης 21: Η χωρική κατανομή του συντελεστή προσδιορισμού (R^2) κατά την εφαρμογή της GWR στην βροχόπτωση της ξηρής περιόδου.

Στο χάρτη 21 επιχειρείται να απεικονισθεί η προσαρμογή της GWR μέσω της χωρικής κατανομής του συντελεστού προσδιορισμού $R^2(u_i, v_i)$, όπου (u_i, v_i) οι χωρικές συντεταγμένες. Αυτονοήτως οι πολύ υψηλές τιμές του δείκτη, όπως και οι πολύ χαμηλές σε περιοχές που δεν υπάρχουν αρχικά δεδομένα αγνοούνται.

β) Εφαρμογή γεωγραφικά σταθμισμένης παλινδρόμησης (GWR4) για την βροχόπτωση υγρής περιόδου

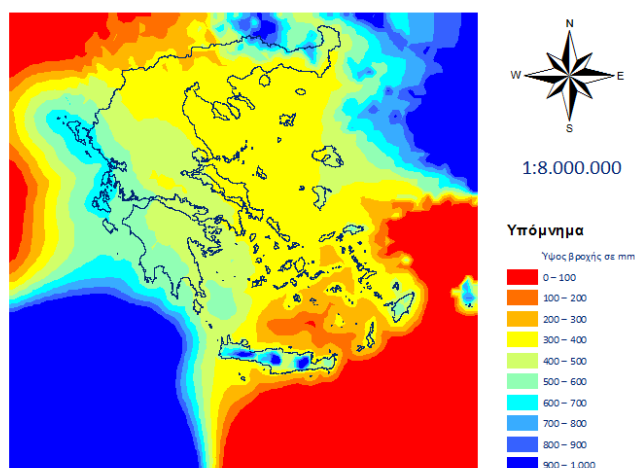
Η μέθοδος για την βροχόπτωση υγρής περιόδου έδωσε ικανοποιητικά χαρακτηριστικά προσαρμογής (σε αντίθεση με την OLS). Στον Πίνακα 18 φαίνεται $R^2 = 60,39\%$ ($\text{Adj}R^2 = 0,468027$).

Πίνακας 18. Εφαρμογή της GWR για την βροχόπτωση υγρής περιόδου. Διαγνωστικά - Μέσοι συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης

Diagnostics		
AICc:	951,091437	
R square	0,603910	
Adjusted R square	0,468027	
Summary statistics for varying (Local) coefficients Variable	Mean	STD
Intercept	1243,152630	1087,544750
COASTDISTR	-0,000991	0,003297
LATRAS	-0,000191	0,000250
ZONALMEAN1	0,192709	0,337149

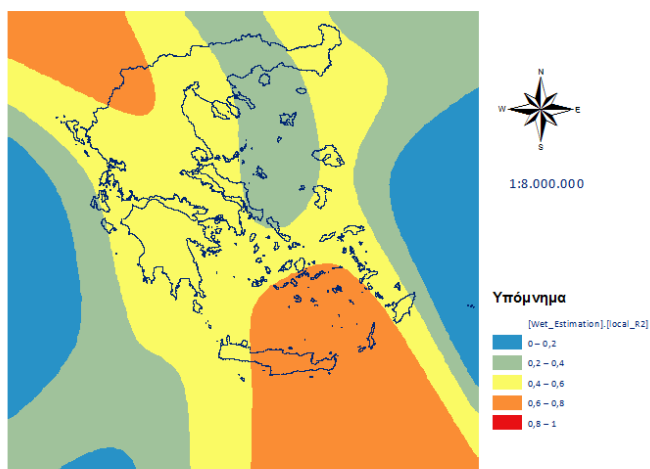
Στο χάρτη 22 απεικονίζεται το αποτέλεσμα της εφαρμογής και στον χάρτη 23 η κατανομή του συντελεστή προσδιορισμού της μεθόδου (κατ' αναλογία με την περίπτωση της ξηρής περιόδου). Ας σημειωθεί ότι η αξιολόγηση: Μέσο σφάλμα : 8,428151 και RMSE: 105,2044.

Χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης ξηρής περιόδου
με εφαρμογή γεωγραφικά σταθμισμένης
παλινδρόμησης (GWR4)



Χάρτης 23: Χωρική ανάλυση της βροχόπτωσης υγρής περιόδου με την χρήση ως ανεξάρτητων μεταβλητών στην GWR των παραγόντων του υψομέτρου, της απόστασης από τις ακτές και του γεωγραφικού πλάτους

Χωρική ανάλυση του συντελεστή προσδιορισμού (R^2)
κατά την εφαρμογή γεωγραφικά
σταθμισμένης παλινδρόμησης (GWR4) υγρής περιόδου



Χάρτης 23: Η χωρική κατανομή του συντελεστή προσδιορισμού (R^2) κατά την εφαρμογή της GWR στην βροχόπτωση της υγρής περιόδου.

γ) Εφαρμογή γεωγραφικά σταθμισμένης παλινδρόμησης (GWR4) για την ετήσια βροχόπτωση

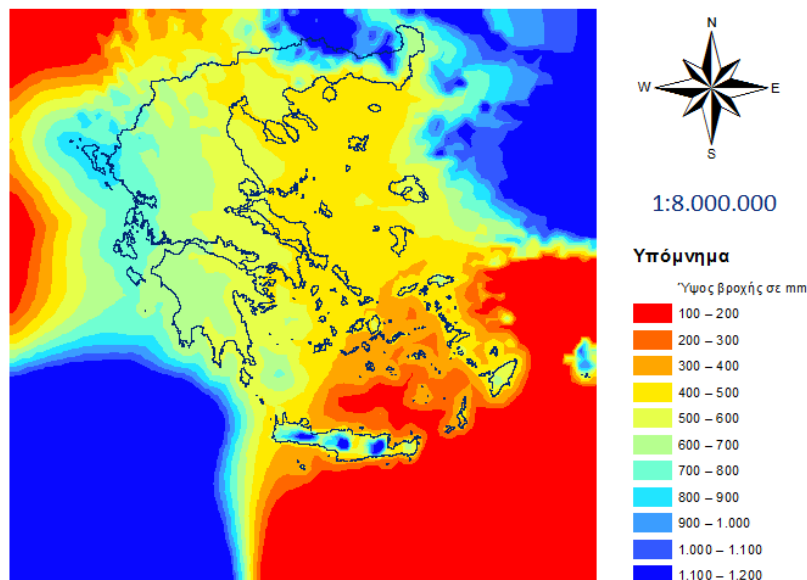
Από την εφαρμογή της μεθόδου για την ετήσια βροχόπτωση υγρής περιόδου προέκυψαν $R^2 = 59,30\%$ ($\text{Adj}R^2 = 0,453410$) (Πίνακας 20). Στο χάρτη 24 απεικονίζεται το αποτέλεσμα της εφαρμογής και στον 25 η κατανομή του συντελεστή προσδιορισμού (Μέσο σφάλμα : 8,716393 και RMSE: 123,6678).

Πίνακας 19. Εφαρμογή της GWR για την ετήσια βροχόπτωση. Διαγνωστικά - Μέσοι συντελεστές ευθείας παλινδρόμησης

Diagnostics			
AICc:	975,560039		
R square	0,593026		
Adjusted R square	0,453410		
Summary statistics for varying (Local) coefficients Variable		Mean	STD
Intercept		493,348292	1213,198717
COASTDISTR		-0,000649	0,004205
LATRAS		0,000006	0,000278
ZONALMEAN1		0,291792	0,398762

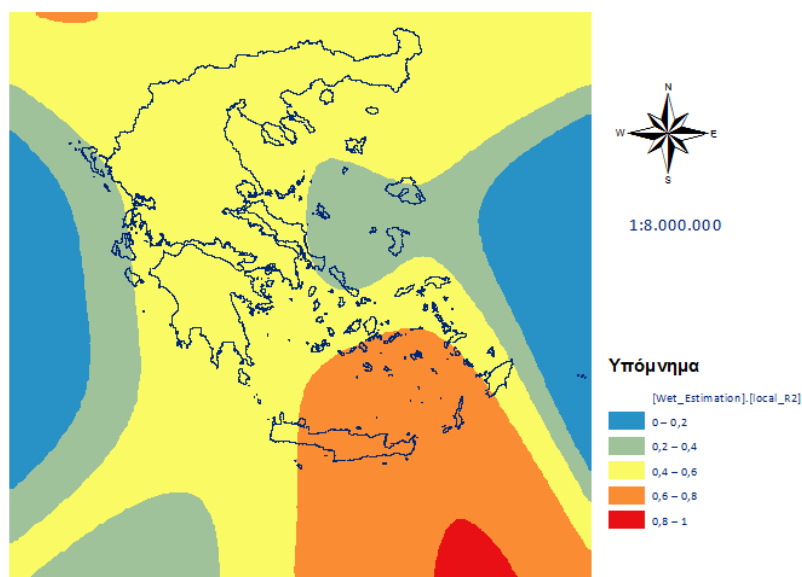
Στο Παράρτημα (δ, ε, στ) περιλαμβάνεται η πλήρης αναφορά αποτελεσμάτων και για τις τρεις περιπτώσεις. Με δεδομένο ότι αρχικά εφαρμόζεται OLS η σύγκριση των δεδομένων προσαρμογής είναι άμεση.

Χωρική ανάλυση της ετήσιας βροχόπτωσης με εφαρμογή γεωγραφικά σταθμισμένης παλινδρόμησης (GWR4)



Χάρτης 24: Χωρική ανάλυση της ετήσιας βροχόπτωσης με την χρήση ως ανεξάρτητων μεταβλητών στην GWR των παραγόντων του υψομέτρου, της απόστασης από τις ακτές και του γεωγραφικού πλάτους

Χωρική ανάλυση του συντελεστή προσδιορισμού (R^2) κατά την εφαρμογή γεωγραφικά σταθμισμένης παλινδρόμησης (GWR4) της ετήσιας βροχόπτωσης



Χάρτης 25: Η χωρική κατανομή του συντελεστή προσδιορισμού (R^2) κατά την εφαρμογή της GWR στην ετήσια βροχόπτωση

2.1.4 Αντικειμενική και υποκειμενική αξιολόγηση του αποτελέσματος

Τα στατιστικά χαρακτηριστικά της βροχόπτωσης κάθε μελετούμενης περιόδου από του μετεωρολογικούς σταθμούς του ελληνικού χώρου παρέχονται στον Πίνακα 20. Η παράθεση αυτή κρίνεται αναγκαία για την κατά το δυνατόν περισσότερο «αντικειμενική» αξιολόγηση των εφαρμοζόμενων μεθόδων.

Πίνακας 20. Παράμετροι περιγραφικής στατιστικής των βροχοπτώσεων στον ελληνικό χώρο βασισμένες στο δείγμα των διαθέσιμων 75 σταθμών παρατήρησης και για την περίοδο 1981-2000.

Βροχόπτωση	Έτος	Ξηρή Περίοδος	Υγρή Περίοδος
Mean	579,1353	116,9694	462,1658
Standard Error	22,51864	7,454647	19,39029
Median	554,0103	104,8128	430,235
Standard Deviation	195,0171	64,55914	167,9248
Kurtosis	-0,16804	1,5428	-0,57936
Skewness	0,682782	1,01739	0,498584
Range	818,4469	333,2722	700,2134
Minimum	244,2602	28,26049	195,8366
Maximum	1062,707	361,5327	896,0500
Sum	43435,14	8772,708	34662,44
Count	75	75	75

Οι αιτιοκρατικές μέθοδοι σαν κοινό παρανομαστή διαθέτουν το μέσο σφάλμα και την τετραγωνική ρίζα του τετραγώνου του μέσου σφάλματος παράμετροι που εκτιμώνται άμεσα από κοινό «εργαλείο» αξιολόγησης (Cross Validation – leave-one-

out), το οποίο παρέχεται στο περιβάλλον του ArcGIS. Στις γεωστατιστικές μεθόδους (Ordinary Kriging) ο έλεγχος καλής προσαρμογής και η εκτίμηση του σφάλματος εμπεριέχονται στη διαδικασία.

Στις μεθόδους παλινδρόμησης ο έλεγχος αξιοπιστίας προϋπάρχει του αποτελέσματος και είναι ο γνωστός έλεγχος καλής προσαρμογής (R^2) του γραμμικού μοντέλου και οι συνακόλουθοι έλεγχοι. Με δεδομένο ότι ο στόχος για βέλτιστη προσαρμογή σε κάθε περίπτωση φαντάζει ουτοπικός, η παραγωγή του μέσου σφάλματος και του RMSE στις θέσεις των αρχικών μετρήσεων αποτελεί εν δυνάμει κριτήριο αξιολόγησης.

Με όλες τις αδυναμίες και ιδιαιτερότητες στη φύση και το αυστηρό θεωρητικό υπόβαθρο των μεθόδων η σύγκριση των αποτελεσμάτων τους σε επίπεδο ME και RMSE αποτελεί την πρώτη προσέγγιση αξιολόγησής τους. Στη περίπτωση της OLS η τελική ύπαρξη clustered υπολοίπων αποτελεί τον βασικό λόγο αντιμετώπισης με σκεπτικισμό των αποτελεσμάτων καθόσον ενδεχομένως υφίστανται παράμετροι οι οποίοι προσδιορίζουν αυτή την συμπεριφορά και θα πρέπει να αναζητηθούν. Στη κατεύθυνση αυτή απαιτείται περισσότερη έρευνα και ειδικά στις περιπτώσεις της βροχόπτωσης της υγρής περιόδου και έτους, αφού οι επιλεγείσες ανεξάρτητες μεταβλητές ερμηνεύουν ελάχιστα την συμπεριφορά τους. Όσον αφορά την GWR θα πρέπει να σημειωθεί ότι η παρουσία clustered υπολοίπων στην OLS λειτουργεί απαγορευτικά στη χρησιμοποίησή της, αν και στον οδηγό που τη συνοδεύει προτείνεται η δοκιμή της. Συνεπώς και τα αποτελέσματά της αντιμετωπίζονται με επιφύλαξη.

Πίνακας 21. Αξιολόγηση χωρικής ανάλυσης υγρής περιόδου

Μέθοδοι	Μέσο Σφάλμα (ME)	Μέσο τετραγωνικό σφάλμα εκτίμησης (RMSE)
IDW (βέλτιστη)	-2,388	121,652
Ordinary Kriging	-0,506	113,672
OLS	-	-
GWR4	8,428	105,204

Πίνακας 22. Αξιολόγηση χωρικής ανάλυσης ξηρής περιόδου

Μέθοδοι	Μέσο Σφάλμα (ME)	Μέσο τετραγωνικό σφάλμα εκτίμησης (RMSE)
IDW (βέλτιστη)	- 1,738	39,406
Ordinary Kriging	0,241	36,269
OLS	-1,941	39,636
GWR4	0,116	25,656

Πίνακας 23. Αξιολόγηση χωρικής ανάλυσης ετήσιας βροχόπτωσης

Μέθοδοι	Μέσο Σφάλμα (ME)	Μέσο τετραγωνικό σφάλμα εκτίμησης (RMSE)
IDW (βέλτιστη)	-4,402	151,225
Ordinary Kriging	0,063	144,192
OLS	-	-
GWR4	8,716	123,668

Η OLS δεν εφαρμόστηκε στην περίπτωση της υγρής περιόδου και του έτους καθόσον ο συντελεστής παλινδρόμησης ήταν εξαιρετικά χαμηλός.

Με δεδομένες τις μέσες τιμές της παρατηρούμενης βροχόπτωσης κάθε περιόδου τα μέσα σφάλματα είναι απολύτως αποδεκτά σε όλες τις περιπτώσεις. Τα εκτιμώμενα σφάλματα προσεγγίζουν το μηδέν και τεκμηριώνουν την θεωρητική υποχρέωση για τον χαρακτηρισμό μιας μεθόδου ως βέλτιστης. Το RMSE με βάση τα υφιστάμενα εύρη των δεδομένων βροχόπτωσης είναι μάλλον υψηλό με εξαίρεση την περίπτωση της ξηρής περιόδου όπου γενικά η προσαρμογή όλων των μεθόδων κρίνεται ικανοποιητική.

Οι βροχοπτώσεις στην Ελλάδα, όπως έχουν καταγραφεί ιστορικά, έχουν τα εξής χαρακτηριστικά. Στην αρχή της υγρής περιόδου η ατμοσφαιρική κυκλοφορία με την

από δυτικά - νοτιοδυτικά κίνηση των βαρομετρικών συστημάτων αποδίδει υψηλά ποσά βροχοπτώσεων στη δυτική Ελλάδα. Η παρουσία του ορεινού όγκου της Πίνδου αποτελεί φραγμό στην επέκταση των βροχοπτώσεων στην ανατολική χέρσο χώρα, βροχοπτώσεις που στη συνέχεια εντοπίζονται στα νησιά του ανατολικού Αιγαίου και επιλεκτικά στη βόρεια Ελλάδα (κυρίως ανατολική Μακεδονία – Θράκη). Η σταδιακή στροφή της κυκλοφορίας σε βόρεια τους χειμωνιάτικους μήνες αποδίδει βροχές στα ανατολικά προσήνεμα της ηπειρωτικής χώρας και τα νησιά του Αιγαίου – Κρήτη. Με την έλευση της ξηρής περιόδου και τον σταδιακό περιορισμό της διέλευσης βαρομετρικών συστημάτων πάνω από τη χώρα, η ουσιαστική συνεισφορά στο υδατικό ισοζύγιο προέρχεται από τις απογευματινές κυρίως μπόρες, ως έκφραση θερμικής αστάθειας με ή χωρίς δυναμική υποβοήθηση. Από τον χαρακτήρα τους τα φαινόμενα αυτά αφορούν την ηπειρωτική Ελλάδα με έμφαση στις ορεινές περιοχές.

Με βάση τη γνώση αυτή κατά την χαρτογράφηση της βροχόπτωσης της υγρής περιόδου αναμένονται μεγαλύτερα ύψη βροχής στη δυτική Ελλάδα αλλά και τα νησιά του ανατολικού Αιγαίου και λιγότερα στην ανατολική ηπειρωτική χώρα και τα νησιά του Αιγαίου. Κατά την ξηρή περίοδο τα περισσότερα ποσά βροχής αναμένονται στο ηπειρωτικό κορμό, τα δυτικά παράλια θα πρέπει να έχουν λίγα, ενώ κάποια ποσά στα νησιά του ανατολικού Αιγαίου και τα Δωδεκάνησα είναι συνεισφορά της θερμικής αστάθειας της Μικράς Ασίας. Τα χωρικά αυτά πρότυπα απεικονίζονται και στους χάρτες κατανομής των υπολοίπων κατά την εφαρμογή της OLS.

Οι παραγόμενοι χάρτες όλων των μεθόδων που εφαρμόστηκαν απεικονίζουν τα βασικά πρότυπα της κατανομής της βροχόπτωσης στον Ελληνικό χώρο. Με εξαίρεση την IDW, με τις γνωστές και αναμενόμενες συγκεντρώσεις γύρω από συγκεκριμένες θέσεις (θέσεις μετρήσεων), οι υπόλοιπες απεικονίζουν ομαλά το πεδίο της βροχόπτωσης. Σημαντικό βοήθημα στην χρήση των αποτελεσμάτων αποτελούν οι χάρτες του τυπικού σφάλματος της εκτίμησης που παρέχουν την τοπική ακρίβεια της εκτίμησης.

2.1.5 Συμπεράσματα

Στην παρούσα εργασία επιχειρήθηκαν κατά πρώτο λόγο η καταγραφή και κατά το δυνατόν θεωρητική τεκμηρίωση, είτε άμεσα είτε μέσω σχετικών αναφορών, των υφιστάμενων μεθόδων χωρικής ανάλυσης των κλιματικών δεδομένων. Κατά δεύτερο, εφαρμόστηκαν τέσσερις μέθοδοι χωρικής ανάλυσης σε τρία σετ δεδομένων βροχόπτωσης 75 σταθμών του Ελληνικού χώρου περιόδου 1981-2000 και αξιολογήθηκαν τα αποτελέσματά τους.

Με βάση τη διασπορά των θέσεων παρατήρησης, τις σημαντικές διακυμάνσεις της πυκνότητας του δικτύου αλλά και την ειδική γεωμορφολογία του ελληνικού χώρου, τα αποτελέσματα κρίνονται ικανοποιητικά καθόσον απεικονίζουν την βασική κατανομή της βροχόπτωσης στον ελληνικό χώρο αναγνωρίζοντας υφιστάμενα πρότυπα. Παράλληλα κατέδειξαν την δυνατότητα που παρέχουν τα διαθέσιμα μέσα, στην ανάλυση σύνθετων θεμάτων, αν και η υψηλή ανάλυση απαιτεί και ανάλογη υπολογιστική ισχύ που έγινε κατανοητή κατά τη διάρκεια εκπόνησης της παρούσας εργασίας.

Στο σημείο αυτό θα πρέπει να σημειωθεί ότι τα αποτελέσματα της OLS, ακόμα και στην περίπτωση της ξηρής περιόδου όπου εμφανίζεται με έναν «αξιοπρεπή» δείκτη προσαρμογής, «δεν περνούν» τους σχετικούς ελέγχους. Όσον αφορά την GWR υλοποιείται στην παρούσα εργασία ως ένα επιπλέον ακόμα εργαλείο χωρικής ανάλυσης, αφού όσο και ενθαρρυντικά αν παρουσιάζονται τα αποτελέσματά της θα πρέπει να αντιμετωπιστούν με επιφύλαξη λόγω της διασταλτικής αντιμετώπισης των προϋποθέσεων εφαρμογής της. Γενικά οι μέθοδοι παλινδρόμησης επιχειρούν να περιγράψουν την χωρική μεταβλητότητα ενός φαινομένου μέσω ενός συνόλου «ανεξάρτητων» μεταβλητών σε ένα πολύπλοκο περιβάλλον με ενδεχόμενες μη γραμμικές σχέσεις παραμέτρων που δεν έχει προσδιοριστεί η συμμετοχή τους. Η παρουσία των τελευταίων, και η παράλειψή τους από ένα γενικό (OLS) μοντέλο πιθανόν να είναι είναι η αιτία των διαφοροποιήσεων τοπικής κλίμακας. Συνεπώς, και ανεξάρτητα με την χρήση της GWR στην παρούσα εργασία όπως ήδη αναφέρθηκε, ένα τοπικής κλίμακας μοντέλο μπορεί να αναδείξει χαρακτηριστικά τα οποία δεν είχαν γίνει αντιληπτά στο μοντέλο γενικής κλίμακας επαναπροσδιορίζοντας το τε-

λευταίο. Συνεπώς το μοντέλο γενικής κλίμακας δεν αντικαθίσταται από το τοπικό αλλά ενισχύεται από αυτό. Με αυτό το πνεύμα η GWR υλοποιεί γενική και τοπική παλινδρόμηση και αποτελεί ενδιαφέρον πεδίο έρευνας. Άλλωστε, όπως σαφώς αναφέρεται στο εγχειρίδιο χρήσης που τη συνοδεύει, απαιτεί αρκετή δουλειά ακόμα για την θεωρητική εκτίμηση και τεκμηρίωσή των αποτελεσμάτων της.

Αλλά κυρίως απαιτούνται αξιόπιστα μετρητικά δεδομένα σε πυκνότερο δίκτυο. Στη κατεύθυνση αυτή, και με βάση τις δυνατότητες των μεθόδων περιοχικής - τοπικής ανάλυσης, προτεινόμενος στόχος για περαιτέρω έρευνα είναι η ανάπτυξη μικτών μεθόδων αξιολόγησης και αποτύπωσης της χωρικής ανάλυσης των κλιματικών παραμέτρων και ιδίως της βροχόπτωσης, εφαρμοζόμενων σε περιοχικό επίπεδο.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Ahrens, C. D., 1993: *Essentials of Meteorology, An Invitation to the Atmosphere*, West Publishing, Minneapolis, p. 428.
- Atkinson, D. E., Gajewski K., 2002: High-resolution estimation of summer surface air temperature in the Canadian Arctic Arcipelago. *J. Clim.* 15, 3601-3614.
- Balk, B. and Elder, K., 1999: Combining binary decision tree and geostatistical methods to estimate snow distribution in a mountain watershed. Paper presented at the Western Snow Conference, South Lake Tahoe, California. (<http://www.westernsnowconference.org/sites/westernsnowconference.org/PDFs/1999Balk.pdf> - Τελευταία επίσκεψη 18/02/2014).
- Baltas, E., 2007: Spatial distribution of climatic indices in northern Greece, *Meteorological Applications*. 14, 69-78.
- Barnes, S.L., 1964: A Technique for Maximizing Details in Numerical Weather Map Analysis. *J.Appl. Meteoror.* No 3, 396-409.
- Basist, A., G. D. Bell, and V. Meentemeyer, 1994: Statistical relationships between topography and precipitation patterns, *Journal of Climate* 7, 1305 – 1315.
- Bénichou P., Le Breton O., 1987. AURELHY : une méthode d'analyse utilisant le relief pour les besoins de l'hydrométéorologie. In : Deuxièmes journées hydrologiques de l'ORSTOM à Montpellier. Paris : ORSTOM, 1987, p. 299-304. (Colloques et Séminaires). *Journées Hydrologiques de l'ORSTOM à Montpellier*, 2. Montpellier (FRA), 1986/09/16-17. (http://horizon.documentation.ird.fr/exldoc/pleins_textes/pleins_textes_4/colloques/25973.pdf - Τελευταία επίσκεψη 08/02/2014).
- Benjamin S.G. and N.L. Seaman, 1985. A Simple Scheme for Objective Analysis in Curved Flow. *Mon. Wea. Rev.*, vol. 113, 1184-1198.
- Bergthorsson, P. and B.R. DÖÖs, 1955. Numerical weather map analysis. *Tellus*, vol. 7, 329-340
- Bluestein H.B, 1992. *Synoptic – Dynamic Meteorology in Midlatitudes*, Vol. 1, Principles of Kinetics and Dynamics. Oxford University Press, New York, 431pp.
- Bohling G., 2005. Introduction to Geostatistics and Variogram Analysis. Kansas Geological Survey. (<http://people.ku.edu/~gbohling/cpe940/Variograms.pdf> - Τελευταία επίσκεψη 20/03/2014).
- Brown D.P. and A.C. Comrie, 2002: Spatial modelling of winter temperature and precipitation in Arizona and New Mexico, USA. *Clim. Res.* 22, 115-128.
- Brunsdon, C., Fotheringham, S. and M. Charlton, 1998. Geographically Weighted Regression-Modelling Spatial Non-Stationarity. *Journal of the Royal Statistical*

- Society, Series D (The Statistician), Vol. 47, No. 3(1998), pp. 431-443. (<http://www.standrews.ac.uk/geoinformatics/wpcontent/uploads/Geographically-Weighted-Regression-Modelling-Spatial-Nonstationarity.pdf> - Τελευταία επίσκεψη 2/03/2014).
- Burrough, P.A. and R.A. McDonnell, 1998. Principles of Geographical Information Systems. Oxford University press, New York.
- Cambardella A.C., T. B. Moorman, T. B. Parkin, D. L. Karlen, J. M. Novak, R. F. Turco and A. E. Konopka, 1994. Field-Scale Variability of Soil Properties in Central Iowa Soils. Soil Science Soc. ASm. J. Vol. 58 No. 5, 1501-1511
- Carr, F., 1999: Objective Analysis and Data Assimilation, Presentation at COM-ET/CMAP NWP symposium, http://www.comet.ucar.edu/class/comap_symposium/05_May171999/html/obj_analysis_may99/obj_analysis_may99.ppt (Τελευταία επίσκεψη 20/03/2014).
- Charlton, M. and A.C. Fotheringham, 2009: Geographically Weighted Regression - White Paper. National Centre for Geocomputation - National University of Ireland, Maynooth. (http://ncg.nuim.ie/ncg/gwr/GWR_WhitePaper.pdf - Τελευταία επίσκεψη 02/03/2014).
- Chessa P.A. and A.M.S. Delitala, 1997: Objective Analysis of Daily Extreme Temperatures of Sardinia (Italy) Using Distance from the Sea as Independent Variable. Int. J. Climatol. No 17, 1467-1485.
- COST-719, 2006. Final report ed. Tveito, O.E., M. Wegehenkel, F. van der Wel and H. Dobesch. (http://w3.cost.eu/fileadmin/domain_files/METEO/Action_719/final_report/final_report-719.pdf και <http://bookshop.europa.eu/en/the-use-of-geographic-information-systems-in-climatology-and-meteorology-pbQSN23461/> - Τελευταία επίσκεψη 20/02/2014).
- Cressman G.P., 1959. An operational objective analysis system. Mon. Wea. Rev., vol. 87, 367-374.
- Cressie A.C.N., 1991: Statistics for spatial Data. J. Willey and Sons Inc.
- Daley, R., 1985. The Analysis of Synoptic Scale Divergence by a Statistical Interpolation Procedure. Mon. Wea. Rev., vol. 113, 1066-1079.
- Daley, R., 1991. Atmospheric Data Analysis. Cambridge University Press, Cambridge. 457pp.

- Daly, C., R. P. Neilson, and D. L. Phillips, 1994: A statistical- topographic model for mapping climatological precipitation over mountainous terrain, *Journal of Applied Meteorology* 33, 140- 158.
- Daly, C., E. H. Helmer, and M. Quinones, 2003: Mapping the climate of Puerto Rico, Vieques, and Culebra, *International Journal of Climatology* 23, 1359-1381.
- Daly, C., 2010: Overview of PRISM Spatial Climate Datasets. 90 Annual American Meteorological Society Conference (<https://www.ametsoc.org/meet/annual/annual90shortcourses/9.30am%20Daly.pdf>. - Τελευταία επίσκεψη 20/03/2014).
- De Smith, M.J., M.F. Goodchild and P.A. Longley, 2013: Geospatial Analysis – A Comprehensive Guide – On line edition: <http://spatialanalysisonline.com/> (Τελευταία επίσκεψη 25/03/2013).
- Dixon R., 1976: An objective analysis system using orthogonal polynomials. GARP WGNE Report 11, 73-85.
- Dobesch, H., P. Dumolard and I. Dryas, Eds. 2007: Spatial interpolation for climate data: the use of GIS in climatology and meteorology Geographical Information Systems Series. London: ISTE Ltd.
- Dodson R., Marks D, 1997: Daily air temperature interpolated at high spatial resolution over a large mountainous region. *Clim. Res.* 8, 1-20.
- Efron, B., 1980: The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans. Technical Report No. 63. Division of Biostatistics, Stanford University, California, 135pp. (http://www.iam.fmph.uniba.sk/ospm/Somorcik/efron1982_tech_rep.pdf - Τελευταία επίσκεψη 20/03/2014).
- Efron, B., and R.J. Tibshirani, 1993: An Introduction to the Bootstrap. Chapman and Hall, 436pp. (http://cindy.informatik.unibremen.de/cosy/teaching/CM_2011/Eval3/pe_efron_93.pdf - Τελευταία επίσκεψη 20/03/2014).
- Eliassen A., 1954: Provisional report on calculation of spatial covariance and autocorrelation of the pressure field. Inst. Weather and Climate Res. Acad. Sci. Oslo, Rept. No 5.
- Eliasson I, Svensson MK, 2003: Spatial air temperature variations and urban land use – a statistical approach. *Meteorol. Appl.* 10, 135-149.
- Endlich R.M. and R.L. Mancuso, 1968: Objective Analysis of Environmental Conditions Associated with Severe Thunderstorms and Tornadoes. *Mon. Wea. Rev.*, vol. 96, 342-350.

- Esri, Inc., 2003: ArcGIS® 9: Using ArcGIS® Geostatistical Analyst. Redlands, CA, 300 pp. (http://dusk2.geo.orst.edu/gis/geostat_analyst.pdf - Τελευταία επίσκεψη 14/02/2014).
- Flattery T., 1971: Spectral models for global analysis and forecasting. Proc. Sixth AWS Technical Exchange Conference. Air Weather Service Tech. Rep. 242 , 42-54.
- Fotheringham, A.S., Brunson, C. and M. Charlton, 2002: Geographically Weighted Regression - The analysis of spatially varying relationships. John Wiley & Sons Ltd. The Atrium, Southern Gate, Chichester, 283pp.
- Fotheringham, A.S., Brunson, C. and M. Charlton, 2000: Quantitative Geography: Perspectives on Spatial Data Analysis. Sage Publications Ltd, 272pp.
- Flattery T., 1971: Spectral models for global analysis and forecasting. Proc. Sixth AWS Technical Exchange Conference. Air Weather Service Tech. Rep. 242 , 42-54.
- Haltiner G.J. and R.T. Williams, 1980: Numerical Prediction and Dynamic Meteorology. Second Edition. U.S. Naval Postgraduate School. John Wiley & Sons. New York, 477pp.
- Hutchinson, P., 1968: An analysis of the effect of topography on rainfall in the Taieri Catchment area, Otago, *Earth Science Journal* 2, 51-68.
- Hartkamp, A.D., De Beurs, K., Stein, A. and White, J.W., 1999. Interpolation Techniques for Climate Variables, CIMMYT, Mexico, D.F. (http://tarwi.lamolina.edu.pe/~echavarri/tecnicas_interpolacion_var_clima.pdf - Τελευταία επίσκεψη 14/02/2014).
- Hengl, T. 2009. A Practical Guide to Geostatistical Mapping, 2nd Edt. University of Amsterdam, http://spatial-analyst.net/book/system/files/Hengl_2009_GEOSTATE2c1w.pdf - Τελευταία επίσκεψη 26/03/2014)
- Hevesi, J. A., J. D. Istok, and A. L. Flint, 1992a: Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics. Part I: Structural analysis, *Journal of Applied Meteorology* 31, 661 – 676.
- Hevesi, J. A., J. D. Istok, and A. L. Flint, 1992b: Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics. Part II: Isohyetal Maps, *Journal of Applied Meteorology* 31, 677 – 688.
- Hewitson, B. C., and R. G. Crane, 2002. Self-organizing maps: Applications to synoptic climatology, *Clim. Res.*, 22, 13– 26.
- Hewitson, B. C., and R. G. Crane, 2005. Gridded area-averaged daily precipitation via conditional interpolation, *J. Clim.*, 18, 41–57.

- Hiebl J., Auer I., Bohm R., Schoner W., Maugeri M., Lentini G., Spinoni J., Brunetti M., Nanni T., Percec Tadic M., Bihari Z., Dolinar M., Muller-Westermeier G., 2009: A high-resolution 1961-1990 monthly temperature climatology for the greater Alpine region. *Meteor. Zeitsch.* 18 (5), 507-530.
- Hiebl, J., Reisenhofer, S., Auer, I., Bohm, R., and W. Schoner, 2011: Multi-methodical realisation of Austrian climate maps for 1971–2000, 10th EMS Annual Meeting and 8th European Conference on Applied Climatology (ECAC 2010), Advances in Science & Research, 6, 19–26 (www.adv-sci-res.net/6/19/2011/- Τελευταία επίσκεψη 26/03/2014)
- Hofstra, N., M. Haylock, M. New, P. Jones, and C. Frei, 2008. Comparison of six methods for the interpolation of daily, European climate data, *J. Geophys. Res.*, 113, D21110.
- Hollingsworth A. and P. Lonnberg, 1989: The Verification of Objective Analyses: Diagnostics of Analysis System Performance. *Meteorology and Atmospheric Physics*. No. 40, 3-27.
- Hutchinson, M.F. 2014. ANUSPLIN Version 4.3 (<http://archive.is/COPi7> - Τελευταία επίσκεψη 14/03/2014)
- Gandin L.S, 1963. Objective analysis of meteorological fields. Leningrad. Hydromet. Press.
- Gilchrist, B. and G.P. Cressman, 1954. An experiment in objective analysis. *Tellus*, Vol. 6, 97-101.
- Goodale C.L., Aber J.D., S.V. Ollinger, 1998: Mapping monthly precipitation, temperature, and solar radiation for Ireland with polynomial regression and a digital elevation model. *Clim. Res.* 10, 35-49.
- Goovaerts, P., 1990: Geostatistics for Natural Resources Evaluation, Oxford University Press, 483 pages.
- Goovaerts, P., 2000: Geostatistical approaches for incorporating elevation into the spatial interpolation of rainfall. *Journal of Hydrology*, 228, 113-129.
- Gubanova S.I. and S.M. Olevskaya, 1983: Vertical Interpolation for the Relative Geopotential and Temperature. *Meteorologiya i Gidrologiya* No 3, 21-24 (Soviet Meteorology and Hydrology- Allerton Press Inc- in English).
- Gunst, F.R., 1995: Estimating Spatial Correlations from Spatial-Temporal Meteorological Data. *AMS J. Climate* 8, 2454-2470.
- Gustafsson, N., 1981: A Review of Methods for Objective Analysis ed. L.Bengtsson, M.Ghl, E.Kallen, "Dynamic Meteorology" Springer-Verlag, New York, 330pp.

- Inman R.L, 1970: Papers on Operational Objective Analysis Schemes at the National Severe Storms Forecast Center. NOAA Technical Memorandum ERLTM-NSSL 51, Department of Commerce, National Oceanic and Atmospheric Administration, Environmental Research Laboratories, Norman, Oklahoma, 91pp.
- Isaaks, E.H., and Srivastava, R.M., 1989: Applied Geostatistics. New York: Oxford Univ. Press.
- Jansson, A. , Tveito, O.E., Pirinen, P., and Scharling M., 2007: NORDGRID - a preliminary investigation on the potential for creation of a joint Nordic gridded climate dataset, Norwegian Meteorological Institute, Climatology Division, section for climate research. (http://met.no/Forskning/Publikasjoner/Publikasjoner_1995-2011/Publikasjoner_2007/filestore/report03_2007.pdf - Τελευταία επίσκεψη 26/03/2014)
- Jarvis, C.H. and Stuart, N., 2001: A comparison among strategies for interpolating maximum and minimum daily air temperature. Part II: the interaction between number of guiding variables and the type of interpolation method. *Journal of Applied Meteorology*, 40: 1075-1084.
- Journel, A.G., and Huijbregts, C.J., 1978: Mining Geostatistics. London: Academic Press.
- Kitanidis, K.P., 1997: Introduction to Geostatistics: Applications in Hydrogeology, Cambridge University Press, 249 pages.
- Klein W.H. and H.R. Glanh, 1974: Forecasting Local Weather by Means of Model Output Statistics. *Bul. Amer. Met. Soc.* Vol. 55 No 10, 1217-1227.
- Kresic, N. and A. Mikszewski, 2012: Hydrogeological Conceptual Site Models: Data Analysis and Visualization, CRC Press Taylor & Francis Group, 600pages.
- Krūminiene I., 2006: Analysis of anisotropic variogram models for prediction of the Curonian lagoon data, *Mathematical Modelling and Analysis*, 11:1, 73-86. ([http:// dx.doi.org/ 10.1080/13926292.2006.9637303](http://dx.doi.org/10.1080/13926292.2006.9637303)- Τελευταία επίσκεψη 10/03/2014).
- Kryza, M., 2008: Application and Validation of the Residual Kriging Method for Interpolation of the Monthly Precipitation Field in Poland. *Annals of Geomatics* Vol.VI , No. 1. (<http://ptip.org.pl/download/files/rg2008z1-kryza.pdf> - Τελευταία επίσκεψη 10/02/2014).
- Kurtzman D, Kadmon R, 1999: Mapping of temperature variables in Israel: a comparison of different interpolation methods. *Cli. Res.* 13, 33-43.

- Lam, N.S.-N., 1983: Spatial interpolation methods: a review. *The American Cartographer*, 10:2, 129-139 pp.
- LeMay, E.N., 1998: Variogram Modeling and Estimation. Master Thesis. University of Colorado, Denver.
(http://www.ucdenver.edu/academics/colleges/CLAS/Departments/math/students/alumni/Documents/Student%20Theses/LeMay_MSThesis.pdf - Τελευταία επίσκεψη 10/02/2014)
- Li, J. and Heap, A. 2008: A Review of Spatial Interpolation Methods for Environmental Scientists. Canberra: Geoscience Australia. Record 2008/23.
(http://www.ga.gov.au/image_cache/GA12526.pdf - Τελευταία επίσκεψη 11/03/2014).
- Lorenc A.C., 1981: A Global Three-Dimensional Multivariate Statistical Interpolation Scheme. *Mon. Wea. Rev.*, Vol. 109, 701-721pp.
- Mair, A. and Fares, A. 2011: Comparison of Rainfall Interpolation Methods in a Mountainous Region of a Tropical Island. *J. Hydrol. Eng.*, 16(4), 371–383.
(<http://ascelibrary.org/doi/abs/10.1061/%28ASCE%29HE.1943-5584.0000330?journalCode=jhyeff>-Τελευ-ταία επίσκεψη 05/03/2014).
- Μαμάσης, Ν., 2007: Προχωρημένη Υδρολογία – Εισαγωγή στη Γεωστατιστική.
([http:// itia.ntua.gr/nikos/adv_hydrology/geostatist_07.pdf](http://itia.ntua.gr/nikos/adv_hydrology/geostatist_07.pdf)-Τελευταία επί-σκεψη 10/02/2014).
- Mardikis, M.G., Kalivas, D.P. and Kollias, V.J., 2005: Comparison of interpolation methods for the prediction of reference evapotranspiration - an application in Greece. *Water Resources Management*, 19: 251-278.
- Mashkovich S.A., 1989: Objective Analysis of Meteorological Fields in the Southern Hemisphere According to FGGE Data. *Meteorologiya i Gidrologiya* No 12, 23-27 (Soviet Meteorology and Hydrology- Allerton Press Inc- in English).
- Mashkovich S.A., Sitnikov S.I. and M.N. Titov, 1990: Use of Satellite Data on Wind in Objective Analysis of Meteorological Fields. *Meteorologiya i Gidrologiya* No 11, 1-9 (Soviet Meteorology and Hydrology- Allerton Press Inc- in English).
- Matheron, G., 1962. *Traite de Geostatistique Appliquee*, Tome I. *Memoires du Bureau de Recherches Geologiques et Minieres*. No. 14, Editions Techniq, 333 pp.
- Matheron, G., 1971. The theory of regionalized variables and its applications. *Les Cahiers du Centre de Morphologie Mathematique de Fontainebleau*, No. 5, Paris.

- Mariolopoulos E.G et E. N. Livathinos, 1935. Atlas climatique de la Grèce. Observatoire National d'Athènes, Athènes.
- Michaelson, J., 1987. Cross-Validation in Statistical Climate Forecast Models. *J. Climate Appl. Meteor.*, 26, 1589–1600. doi:[http://dx.doi.org/10.1175/1520-0450\(1987\)026<1589:CVISCF>2.0.CO;2](http://dx.doi.org/10.1175/1520-0450(1987)026<1589:CVISCF>2.0.CO;2)
- Nalder, I.A. and Wein, R.W., 1998. Spatial interpolation of climatic Normals: test of a new method in the Canadian boreal forest. *Agricultural and Forest Meteorology*, 92:211-225.
- Naoum, S. and Tsanis, I.K., 2004. Ranking spatial interpolation techniques using a GIS-based DSS. *Global Nest: the International Journal*, 6(1): 1-20.
- Ninyerola M, Pons X, Roure JM, 2000: A methodological approach of climatological modelling of air temperature and precipitation through GIS techniques. *Int. J. Climatol.* 20,1823-1841.
- Ninyerola M, Pons X, Roure JM, 2007: Objective air temperature mapping for the Iberian Peninsula using spatial interpolation and GIS. *Int. J. Climatol.* 27, 1231-1242.
- Olea, A.R., 1999. *Geostatistics for Engineers and Earth Scientists*, Kluwer Academic Publishers, 303 pages.
- Ollinger SV, Aber JD, Federer CA, Lovett GM, Ellis JM, 1995: Modelling physical and chemical climate of the Northeastern United States for a Geographic Information System. US Dep. Agric., Forest Service, NFES, General Technical Report NE-191.
- Oliver, M.A., Webster, R., Gerrard, J., 1989. Geostatistics in physical geography. Part I: theory. *The Royal Geographical Society*, Vol.14, No 3, pp. 259-269.
- Oliver, M.A. and Webster, R., 1990. Kriging: a method of interpolation for geographical information systems. *Int. J. Geographical Information Systems*, 4(3), pp. 313-332.
- Oettli, P., and P. Camberlin, 2005: Influence of topography on monthly rainfall distribution over East Africa, *Climate Research* 28, 199 – 212.
- Panofsky H.A., 1949. Objective weather map analysis, *J. Met.* Vol. 6, No 6, pp. 386-392.
- Perry, M., and D. Hollis, 2005: The generation of monthly gridded datasets for a range of climate variables over the UK, *International Journal of Climatology* 25, 1041 – 1054.

- Perry, M. and D. Hollis, 2006. The generation of monthly gridded datasets for a range of climatic variables over the UK. (http://www.metoffice.gov.uk/climatechange/science/downloads/Monthly_gridded_datasets_UK.pdf – Τελευταία επίσκεψη 21/03/2014).
- Prudhomme, C., and D. W. Reed, 1998: Relationships between extreme daily precipitation and topography in a mountainous region: A case study in Scotland, *International Journal of Climatology* 18, 1439 – 1453.
- Prudhomme, C., and D. W. Reed, 1999: Mapping extreme rainfall in a mountainous region using geostatistical techniques: A case study in Scotland, *International Journal of Climatology* 19, 1337 - 1356.
- Prudhomme, C. and D.W. Reed, 1999: Mapping Extreme Rainfall in a Mountainous Region Using Geostatistical Techniques: A Case Study in Scotland. *Int. J. Climatology*. No 19, 1337-1356.
- Refaeilzadeh, Payam, Lei Tang and Huan Liu, 2009: Cross Validation. In *Encyclopedia of Database Systems*, Ed.: M. Tamer Özsu and Ling Liu, Springer, 2009. (<http://leitang.net/papers/> - Τελευταία επίσκεψη 20/02/2014).
- Richardson L F., 1922: Weather prediction by numerical process. Dover Publ. Ins., New York 1965.
- Rutherford D. Ian, 1972: Data Assimilation by Statistical Interpolation of Forecast Error Fields. *J. Atmos. Sci.* Vol.29, 809-815.
- Ryabinin V.E., 1991: Semi-Lagrangian Algorithms for Discrete Spectral Sea Wave Models. *Meteorologiya i Gidrologiya* No 8, 56-64 (Soviet Meteorology and Hydrology- Allerton Press Inc- in English).
- Shapiro M.A. and J.T. Hastings, 1973: Objective Cross-Section Analysis by Hermite Polynomial Interpolation on Isentropic Surfaces. *J.Appl. Meteorol.* No 12, 753-762.
- Sasaki Y., 1958: An objective analysis based on the variational method. *J.of Met. Soc. Japan*. Vol. 36, 77-88.
- Schlatter T.W., 1990a: Introduction to Optimal Interpolation. ECMWF Meteorological Training Course. Notes by: Saroja Polavarapu & Chung-Tsyrr Terng.
- Schlatter T.W., 1990b: Correlation Models for Three-Dimensional Multivariate Optimal Interpolation. ECMWF Meteorological Training Course. Notes by: P.Miller & Shwu-Ching Lin.
- Schumann, W. T. E., 1936: Interpolation of Monthly Rainfall Data. *Q. J. Royal Meteorological Society*, Vol. 62, No. 266, pp. 435-446.

- Schuurmans, J.M., M.F.P. Bierkens & E.J. Pebesma, 2007: Automatic Prediction of High-Resolution Daily Rainfall Fields for Multiple Extents: The Potential of Operational Radar. *Journal of Hydrometeorology* 8, pp. 1204 – 1224. (<http://edepot.wur.nl/44333> - Τελευταία επίσκεψη 12/03/2014).
- Schwarb, M., 2000: The Alpine Precipitation Climate. Evaluation of a High-Resolution Analysis Scheme Using Comprehensive Rain-Gauge Data. Doctoral thesis. Diss. ETHNo, 13911 Zurich. (<http://e-collection.library.ethz.ch/eserv/eth:23937/eth-23937-02.pdf> - Τελευταία επίσκεψη 18/02/2014).
- Sluiter, R., 2009: Interpolation methods for climate data. KNMI intern rapport IR 2009-04. <http://www.knmi.nl/bibliotheek/knmipubIR/IR2009-04.pdf>. (Τελευταία επίσκεψη 25/02/2014).
- Stahl, K., Moore, R.D., Floyer, J.A., Asplin, M.G. and McKendry, I.G., 2006: Comparison of approaches for spatial interpolation of daily air temperature in a large region with complex topography and highly variable station density. *Agricultural and Forest Meteorology*, 139: 224-236.
- Szentimrey, T., Z. Bihari & S. Szalai, 2007: Comparison of Geostatistical and Meteorological Interpolation Methods (What is What?). In: H. Dobesch et al (Ed.) *Spatial interpolation for climate data: the use of GIS in climatology and meteorology* pp. 45-56. London: ISTE Ltd (http://www.mutharalamar.com/wp-content/uploads/2013/01/Spatial-Interpolation_for-Climate.pdf Τελευταία επίσκεψη 10/03/2014).
- Thieubaux H.J. and M.A. Pedder M.A., 1987: *Spatial Objective Analysis*. Academic Press Inc, London, 299pp.
- Tveito, O. E., and W. Schöner, 2002: Application of spatial interpolation of climatological and meteorological elements by the use of geographical information systems (GIS), met.no REPORT NO. 28/02 KLIMA.
- Tveito, O.E., M. Wegehenkel, F. Van der Wel & H. Dobesch, 2006. *The Use of geographic Information Systems in Climatology and Meteorology - Final Report COST Action 719*. http://w3.cost.eu/fileadmin/domain_files/METEO/Action719/final_report/final_report-719.pdf. (Τελευταία επίσκεψη 05/03/2014).
- Tveito, O., 2008. *The use of GIS for describing the Norwegian climate*. The 20th Nordic GIS Conference 2008, Fredrikstad, Norway.
- Unden P., 1993. *Methods of Data Assimilation: Optimum Interpolation*. ECMWF Meteorological Training Course, Reading.

- Vicente-Serrano, S.M., Saz-Sánchez, M.A. and J.M. Cuadrat, 2003: Comparative analysis of interpolation methods in the middle Ebro Valley (Spain): application to annual precipitation and temperature. *Climate Research*, 24:161-180.
- Vicente-Serrano, S. M., S. Lanjerib and J. I. Lopez-Moreno, 2007: Comparison of different procedures to map reference evapotranspiration using geographical information systems and regression-based techniques. *International Journal of Climatology* 27(8), pp. 1103 – 1118.
- Wahba G. and J. Wendelberger, 1980: Some New Mathematical Methods for Variational Objective Analysis Using Splines and Cross Validation. *Mon. Wea. Rev.*, vol. 108, 1122-1143.
- Wallace J.W. and P. V. Hobbs, 1977: *Atmospheric Science, An Introductory Survey*. Academic Press, San Diego, p.1.
- Webster R., and A. B. Mcbratney. 1989: On the Akaike Information Criterion for choosing models for variograms of soil properties. *Journal of Soil Science* 40:493–496.
- Wilks, D.S., 2011: *Statistical methods in the atmospheric sciences*, 3rd edition. Academic Press, 676pp.
- Yamada, K., 1990: Estimation of monthly precipitation by geographical factors and meteorological variables, *Hydrology in Mountainous Regions, I - Hydrological Measurements; the Water Cycle*, 405 – 412. (Proceedings of two Lausanne Symposia, August 1990). IAHS Publ. no. 193 - http://ks360352.kimsufi.com/redbooks/a193/iahs_193_0405.pdf).
- Zimmerman, L.D., 1993. Another look at anisotropy in geostatistics. *Mathematical Geology*, 25(4), pp. 453-47.
- Γκουβάς Μ. και Σακελλαρίου Ν., 2004: Σχέση του υψομέτρου των μετεωρολογικών σταθμών με το μέσο ετήσιο και μηνιαίο ύψος υετού. Πρακτικά 7ου Πανελληνίου (Διεθνούς) Συνεδρίου Μετεωρολογίας, Κλιματολογίας και Φυσικής της Ατμόσφαιρας, Λευκωσία, 28-30 Σεπτεμβρίου 2004, Τόμος Β, σελ. 765-771.
- Γκουβάς Μ., Σακελλαρίου Ν., Ξυστράκης Φ., 2007: Εκτίμηση του μέσου ετήσιου και μηνιαίου ύψους υετού στον ελλαδικό χώρο. Εθνικό Αστεροσκοπείο Αθηνών, ΙΕΠΒΑ, Τεχνική βιβλιοθήκη, 1/07.
- Γκριτζάπη, Α., 2011. Ανάπτυξη ΓΠΣ και χωρική ανάλυση μετεωρολογικών δεδομένων στον Ελλαδικό χώρο. Μεταπτυχιακή διατριβή. Γεωπονικό Πανεπιστήμιο Αθένας.

- Δήμου, Π., 2010. Εφαρμογή γεωστατιστικών μεθόδων στην εκτίμηση εδαφικών ιδιοτήτων γεωργικών εδαφών με τη χρήση γεωγραφικών πληροφοριακών συστημάτων. Μεταπτυχιακή διατριβή. Γεωπονικό Πανεπιστήμιο Αθήνας.
- Ιορδανίδης Κ.Ι., 1985: Σύγχρονες Υπολογιστικές Τεχνικές και Εφαρμογές τους με Ηλεκτρονικό Υπολογιστή. Πανεπιστήμιο Πάτρας, 239pp.
- Κακαλιάγκου Ο.Κ., 1996: Συμβολή στη μελέτη Δυναμικών και Θερμοδυναμικών Παραμέτρων με τη χρήση της Αντικειμενικής Ανάλυσης. Διδακτορική Διατριβή. Τμήμα Γεωλογίας Α.Π.Θ.
- Κουτσόπουλος Κ., 2005: Γεωγραφικά Συστήματα Πληροφοριών και Ανάλυση Χώρου, Εκδόσεις Παπασωτηρίου, Αθήνα.
- Κουτσόπουλος Κ., 2006: Ανάλυση Χώρου: Θεωρία, Μεθοδολογία και Τεχνικές. Τόμος Ι, Εκδόσεις Διηγεκές, Αθήνα.
- Κυτάγιας Δ. – Βρυζίδης Λ., 1991: Αριθμητική Ανάλυση – Αλγοριθμική Προσέγγιση, Εκδόσεις ΙΩΝ, Αθήνα, 412pages.
- Μαμάσης, Ν., 2007: Προχωρημένη Υδρολογία – Εισαγωγή στη Γεωστατιστική. ([http:// itia.ntua.gr/nikos/adv_hydrology/geostatist_07.pdf](http://itia.ntua.gr/nikos/adv_hydrology/geostatist_07.pdf)-Τελευταία επίσκεψη 10/02/2014).
- Σκριμιζέας Π., 2000: Επισκόπηση των Μεθόδων Προετοιμασίας των Δεδομένων των Ατμοσφαιρικών Μοντέλων και Εφαρμογή μίας μεθόδου Αντικειμενικής Ανάλυσης. Διατριβή Ειδίκευσης. Τομέας Μετεωρολογίας και Κλιματολογίας, Σχολή Θετικών Επιστημών ΑΠΘ, Θεσσαλονίκη.
- Σκριμιζέας Π. και Τ. Μακρογιάννης, 2002: Συνοπτική Ανάλυση ενός Φαινομένου Χιονόπτωσης με την Παραγωγή Μετεωρολογικών Χαρτών με Εφαρμογή μιας Μεθόδου Αντικειμενικής Ανάλυσης. Πρακτικά 6ου Πανελλήνιου Συνεδρίου Μετεωρολογίας – Κλιματολογίας και Φυσικής της Ατμόσφαιρας, Ιωάννινα.
- Φλόκας, Α.Α., 1994: Μαθήματα Μετεωρολογίας και Κλιματολογίας. Εκδόσεις Ζήτη, Θεσσαλονίκη.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

α. Report of Exploratory Regression Analysis – Wet Period

Choose 1 of 4 Summary

Highest Adjusted R-Squared Results

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

0,10 978,12 0,33 0,09 1,00 0,00 -CONTRAS***

0,03 983,08 0,09 0,79 1,00 0,00 -LATRAS*

-0,00 985,79 0,15 0,34 1,00 0,00 -COASTDISTR

Passing Models

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

Choose 2 of 4 Summary

Highest Adjusted R-Squared Results

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

0,15 975,07 0,45 0,06 1,24 0,00 -CONTRAS*** +ZONALMEAN1**

0,10 979,21 0,37 0,13 1,60 0,00 +COASTDISTR -CONTRAS***

0,08 980,32 0,31 0,15 1,59 0,00 -CONTRAS** -LATRAS

Passing Models

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

Choose 3 of 4 Summary

Highest Adjusted R-Squared Results

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

0,14 977,08 0,54 0,02 2,18 0,00 -CONTRAS*** +LATRAS +ZONALMEAN1**

0,13 977,34 0,43 0,13 2,23 0,00 -COASTDISTR -CONTRAS*** +ZONALMEAN1**

0,09 981,43 0,34 0,16 2,11 0,00 +COASTDISTR -CONTRAS** -LATRAS

Passing Models

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

Choose 4 of 4 Summary

Highest Adjusted R-Squared Results

AdjR2	AICc	JB	K(BP)	VIF	SA	Model
0,13	979,33	0,51	0,06	2,46	0,00	-COASTDISTR -CONTRAS*** +LATRAS +ZONALMEAN1**

Passing Models

AdjR2	AICc	JB	K(BP)	VIF	SA	Model
.....						

Exploratory Regression Global Summary (WETPRAS)

Percentage of Search Criteria Passed

Search Criterion	Cutoff	Trials #	Passed	% Passed
Min Adjusted R-Squared	> 0,10	15	4	26,67
Max Coefficient p-value	< 0,10	15	4	26,67
Max VIF Value	< 7,50	15	15	100,00
Min Jarque-Bera p-value	> 0,10	15	12	80,00
Min Spatial Autocorrelation p-value	> 0,10	10	0	0,00

Summary of Variable Significance

Variable	% Significant	% Negative	% Positive
CONTRAS	100,00	100,00	0,00
ZONALMEAN1	62,50	0,00	100,00
LATRAS		25,00	75,00
COASTDISTR	12,50	75,00	25,00

Summary of Multicollinearity

Variable	VIF	Violations	Covariates
COASTDISTR	2,46	0	-----
CONTRAS	2,29	0	-----
LATRAS	1,93	0	-----

ZONALMEAN1 2,08 0 -----

Summary of Residual Normality (JB)

JB	AdjR2	AICc	K(BP)	VIF	SA	Model
0,536775	0,137009	977,075867	0,018320	2,175492	0,000000	-CONTRAS*** +LATRAS +ZONALMEAN1**
0,509064	0,126038	979,325172	0,058694	2,457618	0,000000	-COASTDISTR -CONTRAS*** +LATRAS +ZONALMEAN1**
0,451126	0,145653	975,071690	0,056386	1,241053	0,000000	-CONTRAS*** +ZONALMEAN1**

Summary of Residual Spatial Autocorrelation (SA)

SA	AdjR2	AICc	JB	K(BP)	VIF	Model
0,000000	0,137009	977,075867	0,536775	0,018320	2,175492	-CONTRAS*** +LATRAS +ZONALMEAN1**
0,000000	0,126038	979,325172	0,509064	0,058694	2,457618	-COASTDISTR-CONTRAS***+LATRAS +ZONALMEAN1**
0,000000	0,097228	979,206641	0,365547	0,127400	1,603196	+COASTDISTR -CONTRAS***

Table Abbreviations

AdjR2 Adjusted R-Squared

AICc Akaike's Information Criterion

JB Jarque-Bera p-value

K(BP) Koenker (BP) Statistic p-value

VIF Max Variance Inflation Factor

SA Global Moran's I p-value

Model Variable sign (+/-)

Model Variable significance (* = 0,10; ** = 0,05; *** = 0,01)

β. Report of Exploratory Regression Analysis – Dry Period

Choose 1 of 4 Summary

Highest Adjusted R-Squared Results

AdjR2	AICc	JB	K(BP)	VIF	SA	Model
-------	------	----	-------	-----	----	-------

0,50 790,25 0,00 0,02 1,00 0,00 +LATRAS***

0,35 809,54 0,00 0,73 1,00 0,00 +COASTDISTR***

0,31 814,21 0,00 0,33 1,00 0,00 +CONTRAS***

Passing Models

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

Choose 2 of 4 Summary

Highest Adjusted R-Squared Results

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

0,64 767,23 0,00 0,06 1,00 0,00 +LATRAS*** +ZONALMEAN1***

0,61 773,67 0,00 0,14 1,22 0,00 +COASTDISTR*** +LATRAS***

0,52 788,11 0,00 0,07 1,59 0,00 +CONTRAS** +LATRAS***

Passing Models

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

Choose 3 of 4 Summary

Highest Adjusted R-Squared Results

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

0,64 767,43 0,00 0,04 2,34 0,00 +COASTDISTR +LATRAS*** +ZONALMEAN1***

0,63 769,32 0,00 0,05 2,18 0,00 -CONTRAS +LATRAS*** +ZONALMEAN1***

0,60 775,96 0,00 0,21 2,11 0,00 +COASTDISTR*** +CONTRAS +LATRAS***

Passing Models

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

Choose 4 of 4 Summary

Highest Adjusted R-Squared Results

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

0,64 769,14 0,00 0,04 2,46 0,00 +COASTDISTR -CONTRAS +LATRAS*** +ZONALMEAN1***

Passing Models

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

***** Exploratory Regression Global Summary (DRYPRAS) *****

Percentage of Search Criteria Passed

Search Criterion Cutoff Trials # Passed % Passed

Min Adjusted R-Squared > 0,10	15	15	100,00
Max Coefficient p-value < 0,10	15	9	60,00
Max VIF Value < 7,50	15	15	100,00
Min Jarque-Bera p-value > 0,10	15	0	0,00
Min Spatial Autocorrelation p-value > 0,10	11	0	0,00

Summary of Variable Significance

Variable % Significant % Negative % Positive

LATRAS	100,00	0,00	100,00
COASTDISTR	75,00	0,00	100,00
ZONALMEAN1	75,00	0,00	100,00
CONTRAS	62,50	25,00	75,00

Summary of Multicollinearity

Variable VIF Violations Covariates

COASTDISTR	2,46	0	-----
CONTRAS	2,29	0	-----
LATRAS	1,93	0	-----
ZONALMEAN1	2,08	0	-----

Summary of Residual Normality (JB)

JB	AdjR2	AICc	K(BP)	VIF	SA	Model
0,000270	0,500381	790,245717	0,022212	1,000000	0,000000	+LATRAS***
0,000051	0,158500	829,346176	0,648154	1,000000	0,000000	+ZONALMEAN1***
0,000016	0,522115	788,108856	0,067979	1,594454	0,000000	+CONTRAS** +LATRAS***

Summary of Residual Spatial Autocorrelation (SA)

SA	AdjR2	AICc	JB	K(BP)	VIF	Model
0,000000	0,605823	773,666136	0,000000	0,141008	1,220771	+COASTDISTR*** +LATRAS***
0,000000	0,600292	775,960459	0,000000	0,209623	2,107806	+COASTDISTR*** +CONTRAS +LATRAS***
0,000000	0,641305	769,142627	0,000000	0,041588	2,457618	+COASTDISTR -CONTRAS +LATRAS*** +ZONALMEAN1***

Table Abbreviations

- AdjR2 Adjusted R-Squared
- AICc Akaike's Information Criterion
- JB Jarque-Bera p-value
- K(BP) Koenker (BP) Statistic p-value
- VIF Max Variance Inflation Factor
- SA Global Moran's I p-value
- Model Variable sign (+/-)
- Model Variable significance (* = 0,10; ** = 0,05; *** = 0,01)

γ. Report of Exploratory Regression Analysis – Year

Choose 1 of 4 Summary

Highest Adjusted R-Squared Results						
AdjR2	AICc	JB	K(BP)	VIF	SA	Model
0,03	1006,01	0,05	0,77	1,00	0,00	+ZONALMEAN1*
-0,00	1008,30	0,04	0,49	1,00	0,00	+COASTDISTR
-0,00	1008,45	0,08	0,23	1,00	0,00	-CONTRAS

Passing Models

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

Choose 2 of 4 Summary

Highest Adjusted R-Squared Results

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

0,06 1004,87 0,14 0,24 1,24 0,00 -CONTRAS* +ZONALMEAN1**

0,03 1007,37 0,07 0,23 1,60 0,00 +COASTDISTR* -CONTRAS*

0,02 1008,13 0,06 0,50 1,00 0,00 +LATRAS +ZONALMEAN1*

Passing Models

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

Choose 3 of 4 Summary

Highest Adjusted R-Squared Results

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

0,10 1002,75 0,44 0,01 2,18 0,00 -CONTRAS** +LATRAS* +ZONALMEAN1***

0,05 1006,72 0,14 0,28 2,23 0,00 +COASTDISTR -CONTRAS* +ZONALMEAN1*

0,03 1008,55 0,13 0,20 2,11 0,00 +COASTDISTR* -CONTRAS** +LATRAS

Passing Models

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

Choose 4 of 4 Summary

Highest Adjusted R-Squared Results

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

0,09 1005,12 0,44 0,03 2,46 0,00 +COASTDISTR -CONTRAS** +LATRAS* +ZONALMEAN1**

Passing Models

AdjR2 AICc JB K(BP) VIF SA Model

***** Exploratory Regression Global Summary (YEARPRAS) *****

Percentage of Search Criteria Passed

Search Criterion Cutoff Trials # Passed % Passed

Min Adjusted R-Squared > 0,10	15	0	0,00
Max Coefficient p-value < 0,10	15	4	26,67
Max VIF Value < 7,50	15	15	100,00
Min Jarque-Bera p-value > 0,10	15	6	40,00
Min Spatial Autocorrelation p-value > 0,10	11	0	0,00

Summary of Variable Significance			
Variable	% Significant	% Negative	% Positive
CONTRAS	75,00	100,00	0,00
ZONALMEAN1	75,00	0,00	100,00
COASTDISTR	25,00	25,00	75,00
LATRAS	25,00	0,00	100,00

Summary of Multicollinearity			
Variable	VIF	Violations	Covariates
COASTDISTR	2,46	0	-----
CONTRAS	2,29	0	-----
LATRAS	1,93	0	-----
ZONALMEAN1	2,08	0	-----

Summary of Residual Normality (JB)									
JB	AdjR2	AICc	K(BP)	VIF	SA	Model			
0,444665	0,086037	1005,117341	0,026648	2,457618	0,000000	+COASTDISTR -CONTRAS** +LATRAS* +ZONALMEAN1**			
0,443181	0,098884	1002,753719	0,012889	2,175492	0,000000	-CONTRAS** +LATRAS* +ZONALMEAN1***			
0,138355	0,000296	1009,291412	0,213276	1,594454	0,000000	-CONTRAS +LATRAS			

Summary of Residual Spatial Autocorrelation (SA)									
SA	AdjR2	AICc	JB	K(BP)	VIF	Model			
0,000000	0,026520	1008,546970	0,129083	0,198473	2,107806	+COASTDISTR* -CONTRAS** +LATRAS			
0,000000	0,086037	1005,117341	0,444665	0,026648	2,457618	+COASTDISTR -CONTRAS** +LATRAS* +ZONALMEAN1**			
0,000000	0,098884	1002,753719	0,443181	0,012889	2,175492	-CONTRAS** +LATRAS* +ZONALMEAN1***			

Table Abbreviations

AdjR2 Adjusted R-Squared

AICc Akaike's Information Criterion

JB Jarque-Bera p-value

K(BP) Koenker (BP) Statistic p-value

VIF Max Variance Inflation Factor

SA Global Moran's I p-value

Model Variable sign (+/-)

Model Variable significance (* = 0,10; ** = 0,05; *** = 0,01)

8. Report of SPSS regression analysis for wet period and year

A. Wet Period Correlations

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
COASTDISTR	13640,977853	23783,8622944	75
LATRAS	4221470,8400	200154,07674	75
ZONALMEAN1	194,329778	197,3707612	75
WETPRAS	462,165822	167,9248490	75

Correlations

		COASTDISTR	LATRAS	ZONALMEAN1
COASTDISTR	Pearson Correlation	1	,425**	,647**
	Sig. (2-tailed)		,000	,000
	Sum of Squares and Cross-products	4,186E10	1,498E11	2,248E8
	Covariance	5,657E8	2,024E9	3037842,176
	N	75	75	75
LATRAS	Pearson Correlation	,425**	1	,052
	Sig. (2-tailed)	,000		,655
	Sum of Squares and Cross-products	1,498E11	2,965E12	1,532E8
	Covariance	2,024E9	4,006E10	2070576,200
	N	75	75	75
ZONALMEAN1	Pearson Correlation	,647**	,052	1
	Sig. (2-tailed)	,000	,655	
	Sum of Squares and Cross-products	2,248E8	1,532E8	2882686,084
	Covariance	3037842,176	2070576,200	38955,217
	N	75	75	75
WETPRAS	Pearson Correlation	-,110	-,217	,076
	Sig. (2-tailed)	,349	,061	,515

Sum of Squares and Cross-products	-32379289,968	-5,401E8	187138,206
Covariance	-437557,973	-7299051,233	2528,895
N	75	75	75

Correlations

		WETPRAS
COASTDISTR	Pearson Correlation	-,110
	Sig. (2-tailed)	,349
	Sum of Squares and Cross-products	-32379289,968
	Covariance	-437557,973
	N	75
LATRAS	Pearson Correlation	-,217
	Sig. (2-tailed)	,061
	Sum of Squares and Cross-products	-5,401E8
	Covariance	-7299051,233
	N	75
ZONALMEAN1	Pearson Correlation	,076
	Sig. (2-tailed)	,515
	Sum of Squares and Cross-products	187138,206

	Covariance	2528,895
	N	75
WETPRAS	Pearson Correlation	1
	Sig. (2-tailed)	
	Sum of Squares and Cross-products	2086707,864
	Covariance	28198,755
	N	75

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Regression

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
WETPRAS	462,165822	167,9248490	75
COASTDISTR	13640,977853	23783,8622944	75
LATRAS	4221470,8400	200154,07674	75
ZONALMEAN1	194,329778	197,3707612	75

Correlations

		WETPRAS	COASTDISTR	LATRAS	ZONALMEAN1
Pearson Correlation	WETPRAS	1,000	-,110	-,217	,076
	COASTDISTR	-,110	1,000	,425	,647

	LATRAS	-,217	,425	1,000	,052
	ZONALMEAN1	,076	,647	,052	1,000
Sig. (1-tailed)	WETPRAS	.	,175	,031	,258
	COASTDISTR	,175	.	,000	,000
	LATRAS	,031	,000	.	,328
	ZONALMEAN1	,258	,000	,328	.
N	WETPRAS	75	75	75	75
	COASTDISTR	75	75	75	75
	LATRAS	75	75	75	75
	ZONALMEAN1	75	75	75	75

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	ZONALMEAN1, LATRAS, COASTDISTR	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: WETPRAS

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,259 ^a	,067	,028	165,5895230

Model Summary^b

Model	Change Statistics					Durbin-Watson
	R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change	
1	,067	1,701	3	71	,175	2,324

a. Predictors: (Constant), ZONALMEAN1, LATRAS, COASTDISTR

b. Dependent Variable: WETPRAS

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	139895,663	3	46631,888	1,701	,175 ^a
	Residual	1946812,200	71	27419,890		
	Total	2086707,864	74			

a. Predictors: (Constant), ZONALMEAN1, LATRAS, COASTDISTR

b. Dependent Variable: WETPRAS

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients	
		B	Std. Error
1	(Constant)	997,377	474,530

COASTDISTR	-,001	,001
LATRAS	,000	,000
ZONALMEAN1	,165	,135

Coefficients^a

Model		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B	
		Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)		2,102	,039	51,192	1943,562
	COASTDISTR	-,169	-,962	,339	-,004	,001
	LATRAS	-,156	-1,162	,249	,000	,000
	ZONALMEAN1	,194	1,219	,227	-,105	,434

Coefficients^a

Model		Correlations			Collinearity Statistics	
		Zero-order	Partial	Part	Tolerance	VIF
1	(Constant)					
	COASTDISTR	-,110	-,113	-,110	,428	2,338
	LATRAS	-,217	-,137	-,133	,734	1,363
	ZONALMEAN1	,076	,143	,140	,521	1,921

Coefficients^a

		Correlations			Collinearity Statistics	
		Zero-order	Partial	Part	Tolerance	VIF
1	(Constant)					
	COASTDISTR	-,110	-,113	-,110	,428	2,338
	LATRAS	-,217	-,137	-,133	,734	1,363

a. Dependent Variable: WETPRAS

Coefficient Correlations^a

Model			ZONALMEAN1	LATRAS	COASTDISTR
1	Correlations	ZONALMEAN1	1,000	,323	-,691
		LATRAS	,323	1,000	-,514
		COASTDISTR	-,691	-,514	1,000
	Covariances	ZONALMEAN1	,018	4,900E-6	,000
		LATRAS	4,900E-6	1,261E-8	-7,143E-8
		COASTDISTR	,000	-7,143E-8	1,532E-6

a. Dependent Variable: WETPRAS

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index
1	1	3,101	1,000

2	,693	2,115
3	,205	3,894
4	,001	61,811

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Variance Proportions			
		(Constant)	COASTDISTR	LATRAS	ZONALMEAN1
1	1	,00	,02	,00	,02
	2	,00	,23	,00	,04
	3	,00	,48	,00	,83
	4	1,00	,27	1,00	,12

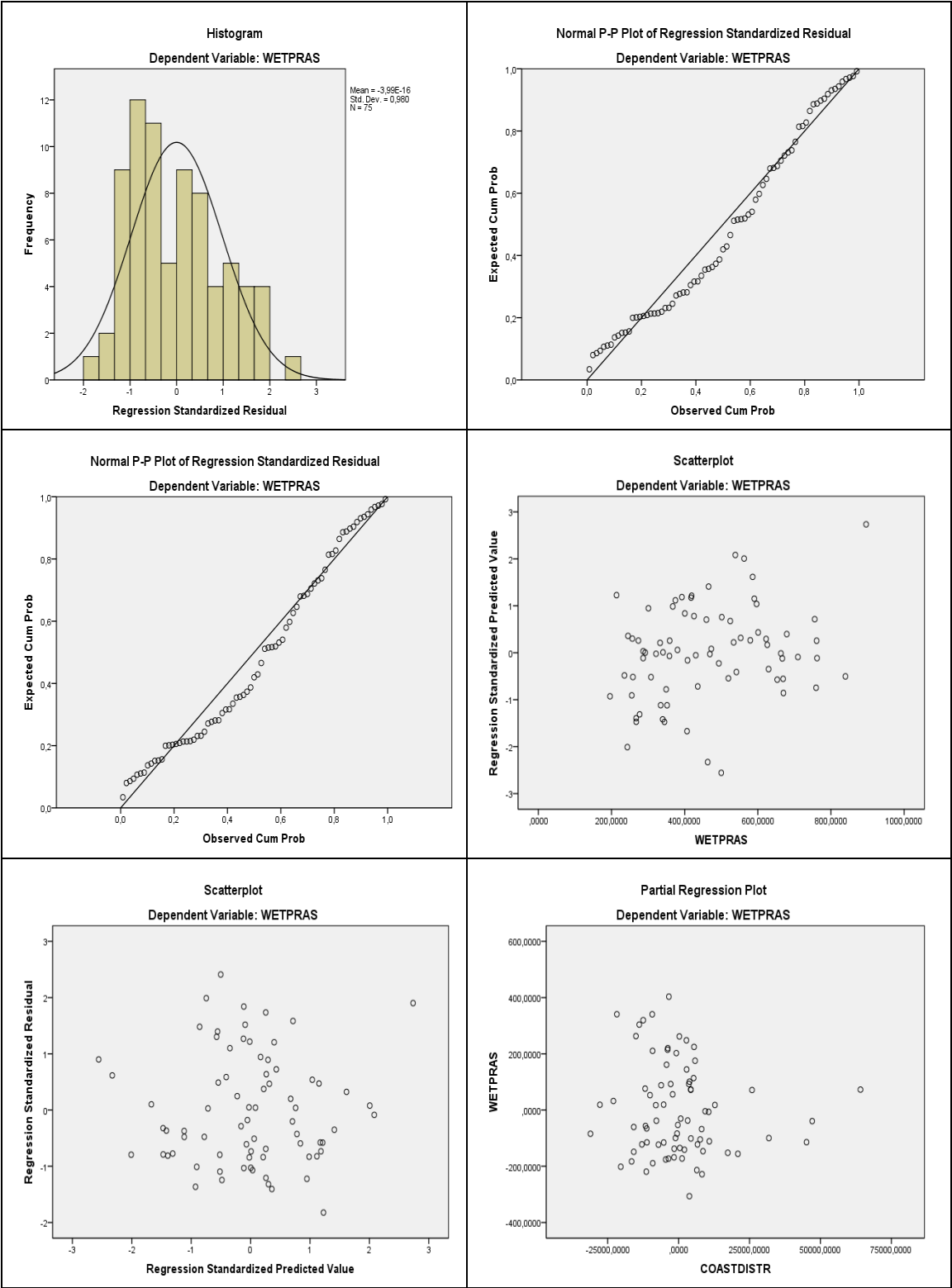
a. Dependent Variable: WETPRAS

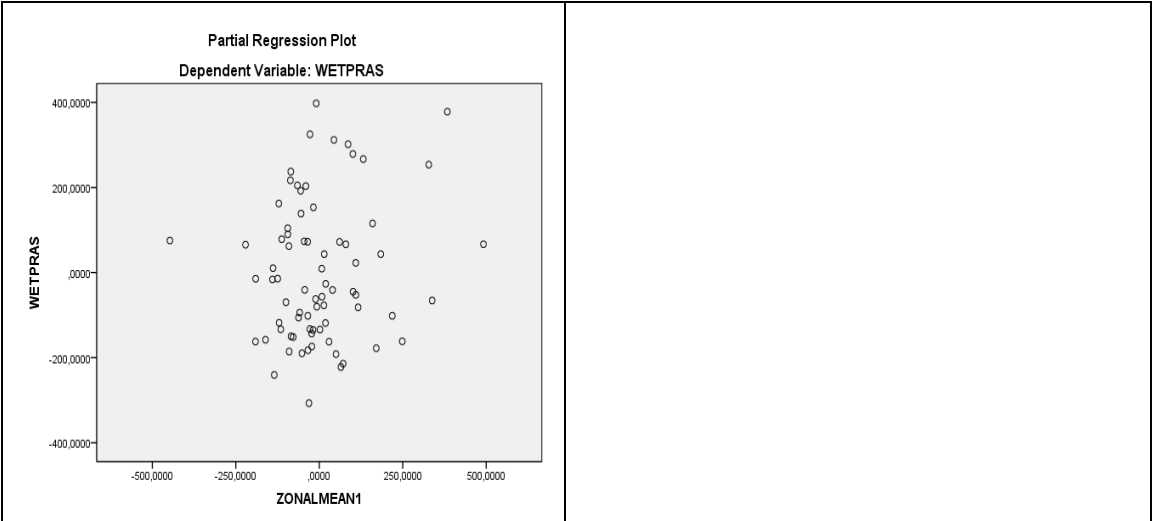
Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	350,965973	581,101685	462,165822	43,4796727	75
Residual	-301,8451233	399,2070313	,0000000	162,1982521	75
Std. Predicted Value	-2,558	2,735	,000	1,000	75
Std. Residual	-1,823	2,411	,000	,980	75

a. Dependent Variable: WETPRAS

Charts





B. Year

Correlations

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
COASTDISTR	13640,977853	23783,8622944	75
LATRAS	4221470,8400	200154,07674	75
ZONALMEAN1	194,329778	197,3707612	75
YEARPRAS	579,135263	195,0171043	75

Correlations

		COASTDISTR	LATRAS	ZONALMEAN1
COASTDISTR	Pearson Correlation	1	,425**	,647**
	Sig. (2-tailed)		,000	,000
	Sum of Squares and Cross-products	4,186E10	1,498E11	2,248E8

	Covariance	5,657E8	2,024E9	3037842,176
	N	75	75	75
LATRAS	Pearson Correlation	,425**	1	,052
	Sig. (2-tailed)	,000		,655
	Sum of Squares and Cross-products	1,498E11	2,965E12	1,532E8
	Covariance	2,024E9	4,006E10	2070576,200
	N	75	75	75
ZONALMEAN1	Pearson Correlation	,647**	,052	1
	Sig. (2-tailed)	,000	,655	
	Sum of Squares and Cross-products	2,248E8	1,532E8	2882686,084
	Covariance	3037842,176	2070576,200	38955,217
	N	75	75	75
YEARPRAS	Pearson Correlation	,105	,049	,202
	Sig. (2-tailed)	,370	,678	,082
	Sum of Squares and Cross-products	36036608,945	1,408E8	575765,513
	Covariance	486981,202	1902963,064	7780,615
	N	75	75	75

Correlations

		YEARPRAS
COASTDISTR	Pearson Correlation	,105
	Sig. (2-tailed)	,370
	Sum of Squares and Cross-products	36036608,945
	Covariance	486981,202
	N	75
LATRAS	Pearson Correlation	,049
	Sig. (2-tailed)	,678
	Sum of Squares and Cross-products	1,408E8
	Covariance	1902963,064
	N	75
ZONALMEAN1	Pearson Correlation	,202
	Sig. (2-tailed)	,082
	Sum of Squares and Cross-products	575765,513
	Covariance	7780,615
	N	75
YEARPRAS	Pearson Correlation	1
	Sig. (2-tailed)	

Sum of Squares and Cross-products	2814343,653
Covariance	38031,671
N	75

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Regression

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
YEARPRAS	579,135263	195,0171043	75
COASTDISTR	13640,977853	23783,8622944	75
LATRAS	4221470,8400	200154,07674	75
ZONALMEAN1	194,329778	197,3707612	75

Correlations

		YEARPRAS	COASTDISTR	LATRAS	ZONALMEAN1
Pearson Correlation	YEARPRAS	1,000	,105	,049	,202
	COASTDISTR	,105	1,000	,425	,647
	LATRAS	,049	,425	1,000	,052
	ZONALMEAN1	,202	,647	,052	1,000
Sig. (1-tailed)	YEARPRAS	.	,185	,339	,041
	COASTDISTR	,185	.	,000	,000

	LATRAS	,339	,000	.	,328
	ZONALMEAN1	,041	,000	,328	.
N	YEARPRAS	75	75	75	75
	COASTDISTR	75	75	75	75
	LATRAS	75	75	75	75
	ZONALMEAN1	75	75	75	75

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	ZONALMEAN1, LATRAS, COASTDISTR	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: YEARPRAS

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,215 ^a	,046	,006	194,4396943

Model Summary^b

Model	Change Statistics					Durbin-Watson
	R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change	
1	,046	1,147	3	71	,336	2,297

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
YEARPRAS	579,135263	195,0171043	75
COASTDISTR	13640,977853	23783,8622944	75
LATRAS	4221470,8400	200154,07674	75

a. Predictors: (Constant), ZONALMEAN1, LATRAS, COASTDISTR

b. Dependent Variable: YEARPRAS

ANOVA^b

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	130061,229	3	43353,743	1,147	,336 ^a
Residual	2684282,424	71	37806,795		
Total	2814343,653	74			

a. Predictors: (Constant), ZONALMEAN1, LATRAS, COASTDISTR

b. Dependent Variable: YEARPRAS

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients	
	B	Std. Error
1 (Constant)	228,540	557,205
COASTDISTR	-,001	,001
LATRAS	7,376E-5	,000

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
YEARPRAS	579,135263	195,0171043	75
COASTDISTR	13640,977853	23783,8622944	75
LATRAS	4221470,8400	200154,07674	75
ZONALMEAN1		,257	,159

Coefficients^a

Model		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B	
		Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)		,410	,683	-882,496	1339,576
	COASTDISTR	-,095	-,538	,592	-,004	,002
	LATRAS	,076	,559	,578	,000	,000
	ZONALMEAN1	,260	1,618	,110	-,060	,573

Coefficients^a

Model		Correlations			Collinearity Statistics	
		Zero-order	Partial	Part	Tolerance	VIF
1	(Constant)					

COASTDISTR	,105	-,064	-,062	,428	2,338
LATRAS	,049	,066	,065	,734	1,363
ZONALMEAN1	,202	,189	,188	,521	1,921

a. Dependent Variable: YEARPRAS

Coefficient Correlations^a

Model			ZONALMEAN1	LATRAS	COASTDISTR
1	Correlations	ZONALMEAN1	1,000	,323	-,691
		LATRAS	,323	1,000	-,514
		COASTDISTR	-,691	-,514	1,000
	Covariances	ZONALMEAN1	,025	6,756E-6	,000
		LATRAS	6,756E-6	1,738E-8	-9,848E-8
		COASTDISTR	,000	-9,848E-8	2,112E-6

a. Dependent Variable: YEARPRAS

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index
1	1	3,101	1,000

2	,693	2,115
3	,205	3,894
4	,001	61,811

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Variance Proportions			
		(Constant)	COASTDISTR	LATRAS	ZONALMEAN1
1	1	,00	,02	,00	,02
	2	,00	,23	,00	,04
	3	,00	,48	,00	,83
	4	1,00	,27	1,00	,12

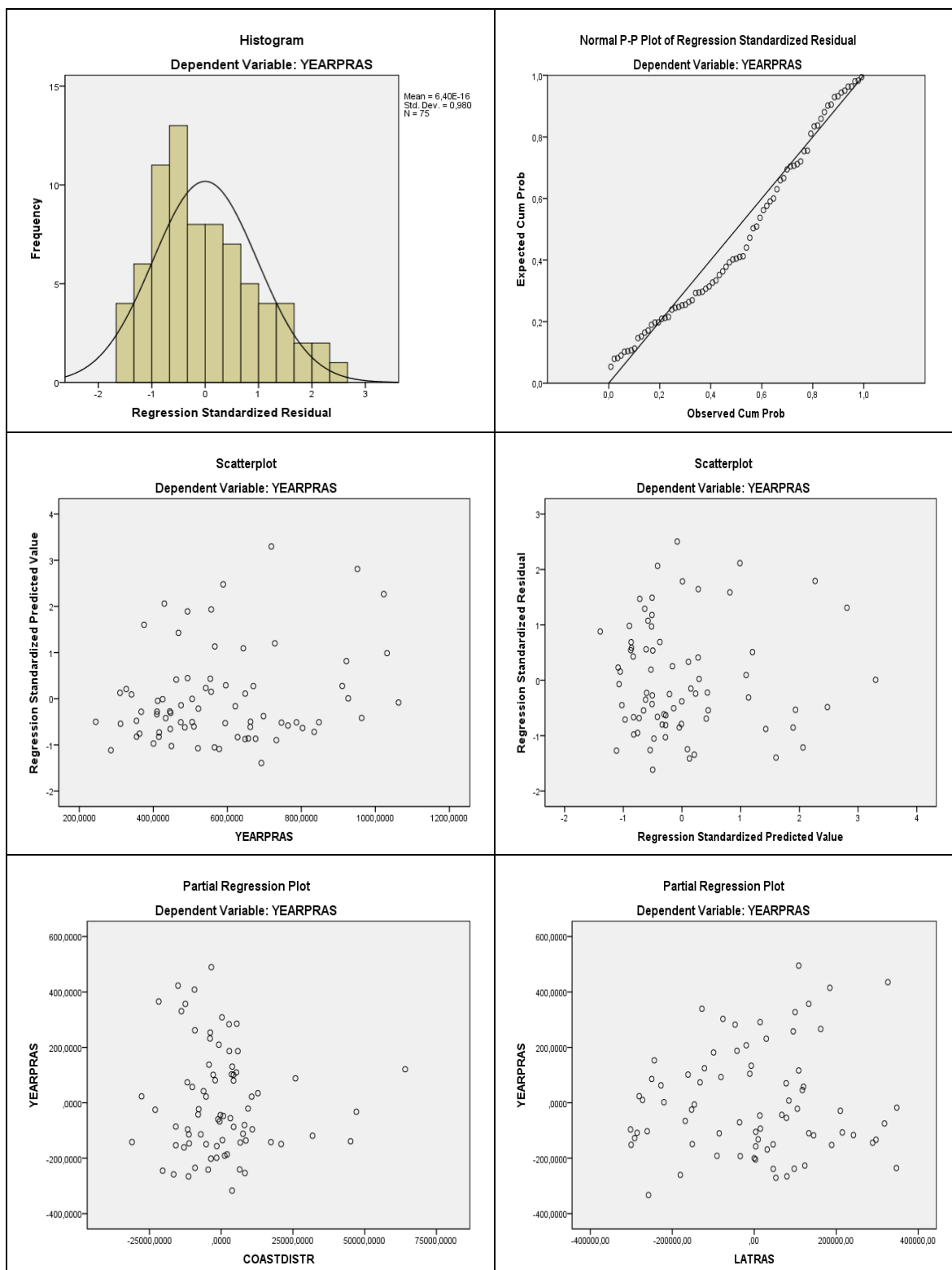
a. Dependent Variable: YEARPRAS

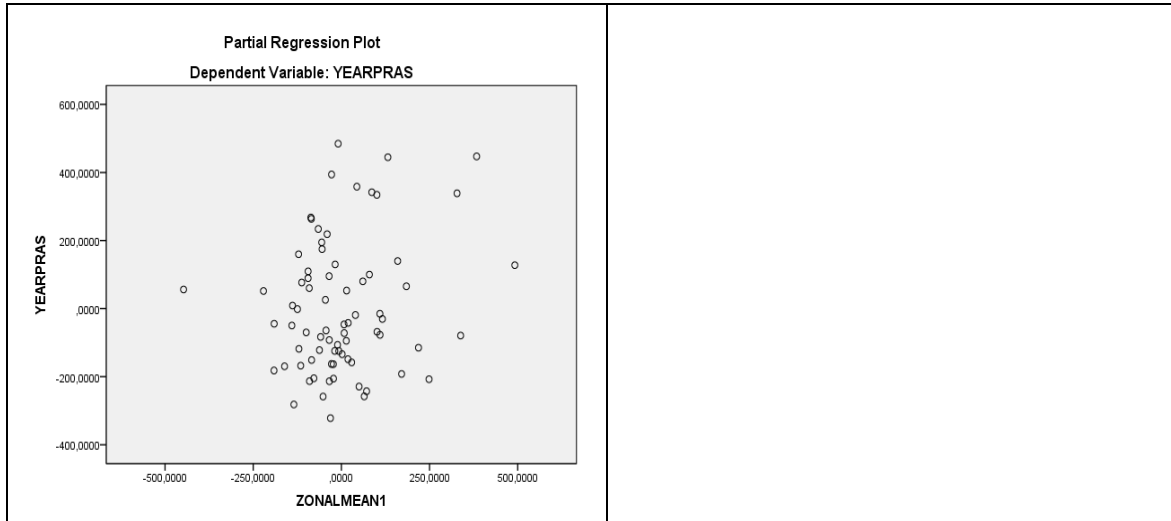
Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	520,731506	717,411804	579,135263	41,9235516	75
Residual	-313,9241333	486,9826050	,0000000	190,4575722	75
Std. Predicted Value	-1,393	3,298	,000	1,000	75
Std. Residual	-1,615	2,505	,000	,980	75

a. Dependent Variable: YEARPRAS

Charts





ε. Report of Geographical Weight Regression Analysis (GWR4) – Dry Period

* Semiparametric Geographically Weighted Regression *

* Release 1.0.80 (GWR 4.0.80) *

* 12 March 2014 *

* (Originally coded by T. Nakaya: 1 Nov 2009) *

* *

* Tomoki Nakaya(1), Martin Charlton(2), Paul Lewis(2), *

* Jing Yao (3), A. Stewart Fotheringham (3), Chris Brunsdon (2) *

* (c) GWR4 development team *

* (1) Ritsumeikan University, (2) National University of Ireland, Maynooth, *

* (3) University of St. Andrews *

Program began at 11/06/2014 10:35:28

Session: dry

Session control file: D:\Station Data\GWRdry\gwrdry.ctf

Data filename: D:\Station Data\StationsGR\SampleData.dbf

Number of areas/points: 75

Model settings-----

Model type: Gaussian

Geographic kernel: fixed Gaussian

Method for optimal bandwidth search: Golden section search

Criterion for optimal bandwidth: AICc

Number of varying coefficients: 4

Number of fixed coefficients: 0

Modelling options-----

Standardisation of independent variables: OFF

Testing geographical variability of local coefficients: On

Local to Global Variable selection: OFF

Global to Local Variable selection: OFF

Prediction at non-regression points: OFF

Variable settings-----

Area key: field13: UID

Easting (x-coord): field2 : X

Northing (y-coord): field3: Y

Cartesian coordinates: Euclidean distance

Dependent variable: field11: DRYPRAS

Offset variable is not specified

Intercept: varying (Local) intercept

Independent variable with varying (Local) coefficient: field5: COASTDISTR

Independent variable with varying (Local) coefficient: field7: LATRAS

Independent variable with varying (Local) coefficient: field9: ZONALMEAN1

Global regression result

< Diagnostic information >

Residual sum of squares: 105566,411620

Number of parameters: 4

(Note: this num does not include an error variance term for a Gaussian model)

ML based global sigma estimate: 37,517358

Unbiased global sigma estimate: 38,559705

-2 log-likelihood: 756,561336

Classic AIC: 766,561336

AICc: 767,430901

BIC/MDL: 778,148777

CV: 1582,699927

R square: 0,657722

Adjusted R square: 0,638164

Variable	Estimate	Standard Error	t(Est/SE)

Intercept	-768,836425	110,500471	-6,957766
COASTDISTR	0,000409	0,000288	1,418872
LATRAS	0,000204	0,000026	7,813303
ZONALMEAN1	0,092068	0,031476	2,925023

GWR (Geographically weighted regression) bandwidth selection

Bandwidth search <golden section search>

Limits: 123866,836868428, 400398,014247319

Golden section search begins...

Initial values

pL Bandwidth: 123866,837 Criterion: 739,135

p1 Bandwidth: 129753,145 Criterion: 740,931

p2 Bandwidth: 133391,083 Criterion: 741,983

pU Bandwidth: 139277,391 Criterion: 743,579

iter 1 (p1) Bandwidth: 129753,145 Criterion: 740,931 Diff: 3637,938
iter 2 (p1) Bandwidth: 127504,775 Criterion: 740,258 Diff: 2248,370
iter 3 (p1) Bandwidth: 126115,206 Criterion: 739,833 Diff: 1389,569
iter 4 (p1) Bandwidth: 125256,406 Criterion: 739,568 Diff: 858,801
iter 5 (p1) Bandwidth: 124725,638 Criterion: 739,403 Diff: 530,768
iter 6 (p1) Bandwidth: 124397,605 Criterion: 739,301 Diff: 328,033
iter 7 (p1) Bandwidth: 124194,870 Criterion: 739,238 Diff: 202,735
iter 8 (p1) Bandwidth: 124069,572 Criterion: 739,199 Diff: 125,297
iter 9 (p1) Bandwidth: 123992,134 Criterion: 739,174 Diff: 77,438
iter 10 (p1) Bandwidth: 123944,275 Criterion: 739,159 Diff: 47,859

The lower limit in your search has been selected as the optimal bandwidth size.

A new session is recommended to try with a smaller lowest limit of the bandwidth search.

Best bandwidth size 123866,837

Minimum AICc 739,135

GWR (Geographically weighted regression) result

Bandwidth and geographic ranges

Bandwidth size: 123866,836868

Coordinate	Min	Max	Range
------------	-----	-----	-------

X-coord	148693,502331	865799,470079	717105,967748
---------	---------------	---------------	---------------

Y-coord	3875230,654160	4563224,307550	687993,653390
---------	----------------	----------------	---------------

Diagnostic information

Residual sum of squares: 48967,002485

Effective number of parameters (model: trace(S)): 14,636805

Effective number of parameters (variance: trace(S'S)): 10,371741

Degree of freedom (model: n - trace(S)): 60,363195

Degree of freedom (residual: n - 2trace(S) + trace(S'S)): 56,098130

ML based sigma estimate: 25,551778

Unbiased sigma estimate: 29,544563

-2 log-likelihood: 698,946816

Classic AIC: 730,220427

AICc: 739,135172

BIC/MDL: 766,458538

CV: 1218,110488

R square: 0,841234

Adjusted R square: 0,786769

<< Geographically varying (Local) coefficients >>

Estimates of varying coefficients have been saved in the following file.

Listwise output file: D:\Station Data\GWRdry\gwrdrdry_listwise.csv

Summary statistics for varying (Local) coefficients

Variable	Mean	STD
----------	------	-----

Intercept	-749,804293	380,154687
-----------	-------------	------------

COASTDISTR	0,000342	0,001033
------------	----------	----------

LATRAS	0,000197	0,000089
--------	----------	----------

ZONALMEAN1	0,099083	0,079166
------------	----------	----------

Variable	Min	Max	Range
----------	-----	-----	-------

Intercept	-1848,799372	-229,694976	1619,104397
-----------	--------------	-------------	-------------

COASTDISTR	-0,002500	0,002085	0,004585
------------	-----------	----------	----------

LATRAS	0,000066	0,000438	0,000372
--------	----------	----------	----------

ZONALMEAN1	0,025631	0,577697	0,552066
------------	----------	----------	----------

Variable	Lwr Quartile	Median	Upr Quartile
----------	--------------	--------	--------------

Intercept	-966,331664	-636,594983	-456,441533
-----------	-------------	-------------	-------------

COASTDISTR	0,000030	0,000393	0,001203
------------	----------	----------	----------

LATRAS	0,000130	0,000174	0,000252
ZONALMEAN1	0,046648	0,069253	0,147584

Variable	Interquartile R	Robust STD
Intercept	509,890131	377,976376
COASTDISTR	0,001174	0,000870
LATRAS	0,000122	0,000090
ZONALMEAN1	0,100937	0,074823

(Note: Robust STD is given by (interquartile range / 1.349))

GWR ANOVA Table

Source	SS	DF	MS	F
Global Residuals	105566,412	71,000		
GWR Improvement	56599,409	14,902	3798,141	
GWR Residuals	48967,002	56,098	872,881	4,351270

Geographical variability tests of local coefficients

Variable	F	DOF for F test	DIFF of Criterion
Intercept	37656,151448	0,335 60,363	-399,976977
COASTDISTR	3,684956	2,810 60,363	-3,137303
LATRAS	35,955517	1,285 60,363	-38,525704
ZONALMEAN1	5,154447	2,958 60,363	-7,716594

Note: positive value of diff-Criterion (AICc, AIC, BIC/MDL or CV) suggests no spatial variability in terms of model selection criteria.

F test: in case of no spatial variability, the F statistics follows the F distribution of DOF for F test.

Program terminated

στ. Report of Geographical Weight Regression Analysis (GWR4) – Wet Period

* Semiparametric Geographically Weighted Regression *

* Release 1.0.80 (GWR 4.0.80) *

* 12 March 2014 *

* (Originally coded by T. Nakaya: 1 Nov 2009) *

* *

* Tomoki Nakaya(1), Martin Charlton(2), Paul Lewis(2), *

* Jing Yao (3), A. Stewart Fotheringham (3), Chris Brunsdon (2) *

* (c) GWR4 development team *

* (1) Ritsumeikan University, (2) National University of Ireland, Maynooth, *

* (3) University of St. Andrews *

Program began at 12/06/2014 00:44:58

Session:

Session control file: C:\Users\Panagiotis\Desktop\Station Data\GWRwet\gwrwet.ctl

Data filename: C:\Users\Panagiotis\Desktop\Station Data\StationsGR\SampleData.dbf

Number of areas/points: 75

Model settings-----

Model type: Gaussian

Geographic kernel: fixed Gaussian

Method for optimal bandwidth search: Golden section search

Criterion for optimal bandwidth: AICc

Number of varying coefficients: 4

Number of fixed coefficients: 0

Modelling options-----

Standardisation of independent variables: OFF

Testing geographical variability of local coefficients: On

Local to Global Variable selection: OFF

Global to Local Variable selection: OFF

Prediction at non-regression points: OFF

Variable settings-----

Area key: field13: UID

Easting (x-coord): field2 : X

Northing (y-coord): field3: Y

Cartesian coordinates: Euclidean distance

Dependent variable: field12: WETPRAS

Offset variable is not specified

Intercept: varying (Local) intercept

Independent variable with varying (Local) coefficient: field5: COASTDISTR

Independent variable with varying (Local) coefficient: field7: LATRAS

Independent variable with varying (Local) coefficient: field9: ZONALMEAN1

Global regression result

< Diagnostic information >

Residual sum of squares: 1946812,200095

Number of parameters: 4

(Note: this num does not include an error variance term for a Gaussian model)

ML based global sigma estimate: 161,113302

Unbiased global sigma estimate: 165,589523

-2 log-likelihood: 975,156958

Classic AIC: 985,156958

AICc: 986,026523

BIC/MDL: 996,744399

CV: 28724,734796

R square: 0,067041

Adjusted R square: 0,013729

Variable	Estimate	Standard Error	t(Est/SE)
Intercept	997,376783	474,529569	2,101822
COASTDISTR	-0,001191	0,001238	-0,962439
LATRAS	-0,000131	0,000112	-1,162499
ZONALMEAN1	0,164745	0,135169	1,218813

GWR (Geographically weighted regression) bandwidth selection

Bandwidth search <golden section search>

Limits: 123866,836868428, 400398,014247319

Golden section search begins...

Initial values

pL Bandwidth: 123866,837 Criterion: 951,091

p1 Bandwidth: 129753,145 Criterion: 953,369

p2 Bandwidth: 133391,083 Criterion: 954,721

pU Bandwidth: 139277,391 Criterion: 956,793

iter 1 (p1) Bandwidth: 129753,145 Criterion: 953,369 Diff: 3637,938

iter 2 (p1) Bandwidth: 127504,775 Criterion: 952,511 Diff: 2248,370

iter 3 (p1) Bandwidth: 126115,206 Criterion: 951,972 Diff: 1389,569

iter 4 (p1) Bandwidth: 125256,406 Criterion: 951,637 Diff: 858,801

iter 5 (p1) Bandwidth: 124725,638 Criterion: 951,429 Diff: 530,768

iter 6 (p1) Bandwidth: 124397,605 Criterion: 951,300 Diff: 328,033

iter 7 (p1) Bandwidth: 124194,870 Criterion: 951,221 Diff: 202,735

iter 8 (p1) Bandwidth: 124069,572 Criterion: 951,171 Diff: 125,297

iter 9 (p1) Bandwidth: 123992,134 Criterion: 951,141 Diff: 77,438

iter 10 (p1) Bandwidth: 123944,275 Criterion: 951,122 Diff: 47,859

iter 11 (p1) Bandwidth: 123914,696 Criterion: 951,110 Diff: 29,579

The lower limit in your search has been selected as the optimal bandwidth size.

A new session is recommended to try with a smaller lowest limit of the bandwidth search.

Best bandwidth size 123866,837

Minimum AICc 951,091

GWR (Geographically weighted regression) result

Bandwidth and geographic ranges

Bandwidth size: 123866,836868

Coordinate	Min	Max	Range
------------	-----	-----	-------

X-coord	148693,502331	865799,470079	717105,967748
---------	---------------	---------------	---------------

Y-coord	3875230,654160	4563224,307550	687993,653390
---------	----------------	----------------	---------------

Diagnostic information

Residual sum of squares: 826525,024087

Effective number of parameters (model: trace(S)): 14,636805

Effective number of parameters (variance: trace(S'S)): 10,371741

Degree of freedom (model: n - trace(S)): 60,363195

Degree of freedom (residual: n - 2trace(S) + trace(S'S)): 56,098130

ML based sigma estimate: 104,977777

Unbiased sigma estimate: 121,381866

-2 log-likelihood: 910,903082

Classic AIC: 942,176693

AICc: 951,091437

BIC/MDL: 978,414803

CV: 19556,340601

R square: 0,603910

Adjusted R square: 0,468027

<< Geographically varying (Local) coefficients >>

Estimates of varying coefficients have been saved in the following file.

Listwise output file: C:\Users\Panagiotis\Desktop\Station Data\GWRwet\gwrwet_listwise.csv

Summary statistics for varying (Local) coefficients

Variable	Mean	STD
Intercept	1243,152630	1087,544750
COASTDISTR	-0,000991	0,003297
LATRAS	-0,000191	0,000250
ZONALMEAN1	0,192709	0,337149

Variable	Min	Max	Range
Intercept	-1240,911394	4925,092339	6166,003733
COASTDISTR	-0,008992	0,006430	0,015422
LATRAS	-0,001019	0,000421	0,001440
ZONALMEAN1	-0,166060	0,938886	1,104946

Variable	Lwr Quartile	Median	Upr Quartile
Intercept	460,282976	1315,991367	1807,422150
COASTDISTR	-0,001854	-0,000330	0,001165
LATRAS	-0,000328	-0,000211	-0,000011
ZONALMEAN1	-0,057639	0,031143	0,476522

Variable	Interquartile R	Robust STD
Intercept	1347,139175	998,620589
COASTDISTR	0,003020	0,002239
LATRAS	0,000317	0,000235
ZONALMEAN1	0,534161	0,395968

(Note: Robust STD is given by (interquartile range / 1.349))

GWR ANOVA Table

Source	SS	DF	MS	F

Global Residuals	1946812,200	71,000		
GWR Improvement	1120287,176	14,902	75177,625	
GWR Residuals	826525,024	56,098	14733,557	5,102476

Geographical variability tests of local coefficients

Variable	F	DOF for F test	DIFF of Criterion

Intercept	28864,549301	0,335 60,363	-380,144473
COASTDISTR	3,615614	2,810 60,363	-2,930393
LATRAS	31,748085	1,285 60,363	-34,621191
ZONALMEAN1	3,877537	2,958 60,363	-3,873079

Note: positive value of diff-Criterion (AICc, AIC, BIC/MDL or CV) suggests no spatial variability in terms of model selection criteria.

F test: in case of no spatial variability, the F statistics follows the F distribution of DOF for F test.

Program terminated

ζ. Report of Geographical Weight Regression Analysis (GWR4) – Year

*	Semiparametric Geographically Weighted Regression	*
*	Release 1.0.80 (GWR 4.0.80)	*
*	12 March 2014	*
*	(Originally coded by T. Nakaya: 1 Nov 2009)	*
*		*
*	Tomoki Nakaya(1), Martin Charlton(2), Paul Lewis(2),	*

* Jing Yao (3), A. Stewart Fotheringham (3), Chris Brunsdon (2) *

* (c) GWR4 development team *

* (1) Ritsumeikan University, (2) National University of Ireland, Maynooth, *

* (3) University of St. Andrews *

Program began at 12/06/2014 00:43:36

Session:

Session control file: C:\Users\Panagiotis\Desktop\Station Data\GWRyear\gwrtear.ctl

Data filename: C:\Users\Panagiotis\Desktop\Station Data\StationsGR\SampleData.dbf

Number of areas/points: 75

Model settings-----

Model type: Gaussian

Geographic kernel: fixed Gaussian

Method for optimal bandwidth search: Golden section search

Criterion for optimal bandwidth: AICc

Number of varying coefficients: 4

Number of fixed coefficients: 0

Modelling options-----

Standardisation of independent variables: OFF

Testing geographical variability of local coefficients: On

Local to Global Variable selection: OFF

Global to Local Variable selection: OFF

Prediction at non-regression points: OFF

Variable settings-----

Area key: field13: UID

Easting (x-coord): field2 : X

Northing (y-coord): field3: Y

Cartesian coordinates: Euclidean distance

Dependent variable: field10: YEARPRAS

Offset variable is not specified

Intercept: varying (Local) intercept

Independent variable with varying (Local) coefficient: field5: COASTDISTR

Independent variable with varying (Local) coefficient: field7: LATRAS

Independent variable with varying (Local) coefficient: field9: ZONALMEAN1

Global regression result

< Diagnostic information >

Residual sum of squares: 2684282,423846

Number of parameters: 4

(Note: this num does not include an error variance term for a Gaussian model)

ML based global sigma estimate: 189,183594

Unbiased global sigma estimate: 194,439694

-2 log-likelihood: 999,248471

Classic AIC: 1009,248471

AICc: 1010,118036

BIC/MDL: 1020,835912

CV: 39700,995835

R square: 0,046214

Adjusted R square: -0,008288

Variable	Estimate	Standard Error	t(Est/SE)

Intercept	228,540345	557,205448	0,410155
COASTDISTR	-0,000782	0,001453	-0,538257
LATRAS	0,000074	0,000132	0,559459
ZONALMEAN1	0,256813	0,158719	1,618037

GWR (Geographically weighted regression) bandwidth selection

Bandwidth search <golden section search>

Limits: 123866,836868428, 400398,014247319

Golden section search begins...

Initial values

pL Bandwidth: 123866,837 Criterion: 975,560

p1 Bandwidth: 129753,145 Criterion: 977,852

p2 Bandwidth: 133391,083 Criterion: 979,205

pU Bandwidth: 139277,391 Criterion: 981,270

iter 1 (p1) Bandwidth: 129753,145 Criterion: 977,852 Diff: 3637,938

iter 2 (p1) Bandwidth: 127504,775 Criterion: 976,990 Diff: 2248,370

iter 3 (p1) Bandwidth: 126115,206 Criterion: 976,449 Diff: 1389,569

iter 4 (p1) Bandwidth: 125256,406 Criterion: 976,111 Diff: 858,801

iter 5 (p1) Bandwidth: 124725,638 Criterion: 975,901 Diff: 530,768

iter 6 (p1) Bandwidth: 124397,605 Criterion: 975,771 Diff: 328,033

iter 7 (p1) Bandwidth: 124194,870 Criterion: 975,691 Diff: 202,735

iter 8 (p1) Bandwidth: 124069,572 Criterion: 975,641 Diff: 125,297

iter 9 (p1) Bandwidth: 123992,134 Criterion: 975,610 Diff: 77,438

iter 10 (p1) Bandwidth: 123944,275 Criterion: 975,591 Diff: 47,859

iter 11 (p1) Bandwidth: 123914,696 Criterion: 975,579 Diff: 29,579

The lower limit in your search has been selected as the optimal bandwidth size.

A new session is recommended to try with a smaller lowest limit of the bandwidth search.

Best bandwidth size 123866,837

Minimum AICc 975,560

GWR (Geographically weighted regression) result

Bandwidth and geographic ranges

Bandwidth size: 123866,836868

Coordinate	Min	Max	Range
------------	-----	-----	-------

X-coord 148693,502331 865799,470079 717105,967748

Y-coord 3875230,654160 4563224,307550 687993,653390

Diagnostic information

Residual sum of squares: 1145364,513385

Effective number of parameters (model: trace(S)): 14,636805

Effective number of parameters (variance: trace(S'S)): 10,371741

Degree of freedom (model: n - trace(S)): 60,363195

Degree of freedom (residual: n - 2trace(S) + trace(S'S)): 56,098130

ML based sigma estimate: 123,578019

Unbiased sigma estimate: 142,888629

-2 log-likelihood: 935,371684

Classic AIC: 966,645295

AICc: 975,560039

BIC/MDL: 1002,883405

CV: 27274,213682

R square: 0,593026

Adjusted R square: 0,453410

<< Geographically varying (Local) coefficients >>

Estimates of varying coefficients have been saved in the following file.

Listwise output file: C:\Users\Panagiotis\Desktop\Station Data\GWRyear\gwrtear_listwise.csv

Summary statistics for varying (Local) coefficients

Variable	Mean	STD
Intercept	493,348292	1213,198717
COASTDISTR	-0,000649	0,004205
LATRAS	0,000006	0,000278

ZONALMEAN1 0,291792 0,398762

Variable	Min	Max	Range
Intercept	-2075,851295	4601,013360	6676,864655
COASTDISTR	-0,011207	0,008515	0,019722
LATRAS	-0,000910	0,000557	0,001467
ZONALMEAN1	-0,138981	1,387375	1,526357

Variable	Lwr Quartile	Median	Upr Quartile
Intercept	-284,014187	566,054129	1167,318438
COASTDISTR	-0,001775	0,000050	0,002215
LATRAS	-0,000156	-0,000002	0,000193
ZONALMEAN1	-0,008351	0,080727	0,674024

Variable	Interquartile R	Robust STD
Intercept	1451,332625	1075,858136
COASTDISTR	0,003990	0,002958
LATRAS	0,000348	0,000258
ZONALMEAN1	0,682374	0,505837

(Note: Robust STD is given by (interquartile range / 1.349))

GWR ANOVA Table

Source	SS	DF	MS	F
Global Residuals	2684282,424	71,000		
GWR Improvement	1538917,910	14,902	103270,122	
GWR Residuals	1145364,513	56,098	20417,160	5,058006

Geographical variability tests of local coefficients

Variable	F	DOF for F test	DIFF of Criterion
Intercept	34019,656526	0,335 60,363	-392,398291
COASTDISTR	3,904593	2,810 60,363	-3,788949
LATRAS	35,995828	1,285 60,363	-38,562147
ZONALMEAN1	4,226131	2,958 60,363	-4,942047

Note: positive value of diff-Criterion (AICc, AIC, BIC/MDL or CV) suggests no spatial variability in terms of model selection criteria.

F test: in case of no spatial variability, the F statistics follows the F distribution of DOF for F test.

Program terminated