

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



**ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ
ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ**

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ**

**ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΚΑ ΠΡΟΒΛΗΜΑΤΑ ΠΟΥ
ΣΥΝΔΕΟΝΤΑΙ ΜΕ ΤΟΝ ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟ
ΤΟΥ ΕΠΕΝΔΥΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ
Η ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΟΥ Χ.Α.Α.**

Μπέκτση Θ. Μαρία

Διπλωματική Εργασία

που υποβλήθηκε στο Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής
Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς ως μέρος των
απαιτήσεων για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού Διπλώματος
Ειδίκευσης στην Εφαρμοσμένη Στατιστική

Πειραιάς, Φεβρουάριος 2015

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



**ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ
ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ**

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ**

**ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΚΑ ΠΡΟΒΛΗΜΑΤΑ ΠΟΥ
ΣΥΝΔΕΟΝΤΑΙ ΜΕ ΤΟΝ ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟ
ΤΟΥ ΕΠΕΝΔΥΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ
Η ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΟΥ Χ.Α.Α.**

Μπέκτση Θ. Μαρία

Διπλωματική Εργασία

που υποβλήθηκε στο Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής
Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς ως μέρος των
απαιτήσεων για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού Διπλώματος
Ειδίκευσης στην Εφαρμοσμένη Στατιστική

Πειραιάς, Δεκέμβριος 2014

Η παρούσα Διπλωματική Εργασία εγκρίθηκε ομόφωνα από την Τριμελή Εξεταστική Επιτροπή που ορίστηκε από τη ΓΣΕΣ του Τμήματος Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς στην υπ' αριθμ. συνεδρίασή του σύμφωνα με τον Εσωτερικό Κανονισμό Λειτουργίας του Προγράμματος Μεταπτυχιακών Σπουδών στην Εφαρμοσμένη Στατιστική.

Τα μέλη της Επιτροπής ήταν:

- Γκλεζάκος Μιχαήλ (Επιβλέπων) Καθηγητής Τμήματος Στατιστικής & Ασφαλιστικής Επιστήμης
- Τσίμπος Κλέων, Καθηγητής Τμήματος Στατιστικής & Ασφαλιστικής Επιστήμης
- Διακογιάννης Γεώργιος, Καθηγητής Τμήματος Χρηματοοικονομικής & Τραπεζικής Διοικητικής

Η έγκριση της Διπλωματικής Εργασίας από το Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς δεν υποδηλώνει αποδοχή των γνώμων του συγγραφέα.

UNIVERSITY OF PIRAEUS



**DEPARTMENT OF STATISTICS
AND INSURANCE SCIENCE**

**POSTGRADUATE PROGRAM IN
APPLIED STATISTICS**

**METHODOLOGICAL PROBLEMS
ASSOCIATED WITH THE
CALCULATION OF INVESTMENT RISK
THE CASE OF THE A.S.E.**

By
Bektsi T. Maria

MSc Dissertation

submitted to the Department of Statistics and Insurance Science of
the University of Piraeus in partial fulfillment of the requirements
for the degree of Master of Science in Applied Statistics

Piraeus, Greece, 2014

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Στον αδερφό μου

Γιάννη

για όσα δεν πρόλαβε

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Επιθυμώ να εκφράσω τις βαθύτατες ευχαριστίες μου στον επιβλέποντα καθηγητή κ. Γκλεζάκο Μιχαήλ, η συνεργασία μου με τον οποίο υπήρξε άριστη σε όλα τα επίπεδα, καθώς και για την άρτια καθοδήγηση και συμβολή του στην ολοκλήρωση της παρούσας διπλωματικής εργασίας.

Επίσης, ένα μεγάλο ευχαριστώ οφείλω στον οικογενειακό και φιλικό μου περίγυρο για τη στήριξη, υπομονή και κατανόηση που έδειξαν καθ όλη τη διάρκεια συγγραφής της εργασίας αυτής. Σ όλους τους αφανείς ήρωες, που ο καθένας συνέβαλλε είτε με τις γνώσεις του είτε με την αισιοδοξία και συμπαράσταση του ώστε να βγει αυτό το αποτέλεσμα.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΠΛΩΝ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Τα μεθοδολογικά προβλήματα που συνδέονται με τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου των μετοχών που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αθηνών, εντοπίζονται κυρίως στην χαμηλή εμπορευσιμότητα, με παραβίαση της υπόθεσης της κανονικότητας και ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα των αντίστοιχων παλινδρομήσεων. Παρόλα αυτά, με την αύξηση της εμπορευσιμότητας, καθώς και με την είσοδο της οικονομίας σε κατάσταση ύφεσης, το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας τείνει να υποχωρεί.

Όσον αφορά τις τιμές του συντελεστή συστηματικού κινδύνου, προέκυψαν τα εξής ευρήματα:

- Σε περιόδους κρίσης, συνδέονται αρνητικά με το επίπεδο της εμπορευσιμότητας, όπως ήταν αναμενόμενο.
- Σε περιόδους ανοδικής ή καθοδικής κίνησης της αγοράς, η πιο πάνω σχέση γίνεται συχνότερα θετική, κάτι που μπορεί να εξηγηθεί μόνο από την έλλειψη αποτελεσματικότητας της αγοράς.

Η χρησιμοποίηση της μεθόδου Dimson δε δείχνει να οδηγεί σε σημαντικά αποτελεσματικότερες εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου, οι οποίες κινούνται στα ίδια επίπεδα.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ABSTRACT

The methodological issues related to the calculation of the Athens Exchange stocks' systematic risk are mainly faced in cases of low marketability when normality and heteroscedasticity assumptions on the residuals of the corresponding regressions are violated. However, the heteroscedasticity problem tends to decline when marketability increases and the economy enters in a state of recession.

Regarding to the values of the systematic risk coefficient, the following findings have emerged:

- In periods of crises, they are negatively associated with the level of marketability, as it was expected.
- In periods of upward and downward movement of the market, the above relation becomes even more frequently positive, something that can only be explained only by the lack of efficiency in the market.

Finally, the use of Dimson method does not seem to lead to significantly more efficient assessments of systematic risk, which ranges at same levels.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ	g
ΠΕΡΙΛΗΨΗ	i
ABSTRACT	k
ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΙΝΑΚΩΝ	xix
ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΣΧΗΜΑΤΩΝ	xxi
ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΣΥΝΤΟΜΟΓΡΑΦΙΩΝ	xxiii
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1	23
ΣΤΟΧΟΣ ΤΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΚΑΙ ΔΙΑΡΘΡΩΣΗ ΤΗΣ	23
1. Σκοπός Εργασίας	23
2. Διάρθρωση Εργασίας	25
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2	27
ΟΙ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΕΣ ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ	27
1. Έννοια της Επένδυσης	27
2. Μορφές Επενδύσεων	28
3. Αξιόγραφα	28
3.1 Αξιόγραφα σταθερής απόδοσης	28
3.1.1 Καταθέσεις σε Τραπεζικούς Λογαριασμούς	28
3.1.2 Συμφωνίες Επαναγοράς (REPO'S)	29
3.1.3 Έντοκα Γραμμάτια Δημοσίου (ΕΓΕΔ)	30
3.1.4 Ομόλογα	31
3.1.5 Ομολογίες	33
3.2 Αξιόγραφα «Μεταβλητής» Απόδοσης	33

3.2.1 Ομόλογα - Ομολογίες με Ρήτρα Ξένο Νόμισμα	33
3.2.2 Ομόλογα Κυμαινόμενου Επιτοκίου (Floating - Rate Bonds)	34
3.2.3 Αμοιβαία Κεφάλαια (Α/Κ)	34
3.2.4 Μετοχοποιήσιμοι Τίτλοι «Προμέτοχα»	35
3.2.5 Μετοχές	35
3.2.6 Παράγωγα Χρηματοοικονομικά Προϊόντα (Derivatives)	37
4. Το Χρηματοοικονομικό Σύστημα	39
5. Η Χρηματαγορά	42
5.1 Τράπεζες και Λειτουργίες τους	43
5.2 Μορφές Επένδυσης στην Χρηματαγορά	45
5.2.1 Έντοκα Γραμμάτια Δημοσίου	45
5.2.2 Διαπραγματεύσιμα Πιστοποιητικά Καταθέσεων	45
5.2.3 Εμπορικά Ομόλογα	46
5.2.4 Διατραπεζικά Κεφάλαια	46
5.2.5 Συμφωνίες Επαναγοράς	46
5.2.6 Εγγυητικές Επιστολές	46
6. Οι Χρηματιστηριακές Αγορές	47
6.1 Χρηματιστήρια Αξιών (ΧΑ)	47
6.2 Χρηματιστήρια Παραγώγων	48
6.3 Χρηματιστήρια Αξιών και Παραγώγων στην Ελλάδα	49
7. Απόδοση και Κίνδυνος Χρηματοοικονομικών Επενδύσεων	50
7.1 Τρέχουσα Απόδοση	51
7.2 Εκτιμώμενες Αποδόσεις και Κίνδυνος	52
7.3 Αναμενόμενες Αποδόσεις και Κίνδυνος	53
8. Ο Επενδυτικός Κίνδυνος	54
8.1 Έννοια Επενδυτικού Κινδύνου	54
8.2 Είδη Επενδυτικού Κινδύνου	55

8.2.1	Συστηματικός Κίνδυνος ή Κίνδυνος Αγοράς	55
8.2.2	Μη συστηματικός ή Ειδικός Κίνδυνος	56
	ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3	59
	ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΗ ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ	59
1.	Υποθέσεις Θεωρίας Χαρτοφυλακίου	59
2.	Το Μοντέλο του H. Markowitz	60
3.	Η Αρχή της Διαφοροποίησης και τα Αποτελέσματα της	62
4.	Αποτίμηση Κεφαλαιουχικών Αγαθών	66
4.1	Υπόδειγμα Αγοράς (Market/Single Index Model)	67
4.2	Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line-CML)	69
4.3	Το Μοντέλο Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Assets Pricing Model-CAPM ή Security Market Line-SML)	72
4.3.1	Zero-beta CAPM	74
4.3.2	Multi-beta CAPM	75
4.4	Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (Arbitrage Pricing Theory-APT)	76
	ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4	81
	ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΜΕΤΡΗΣΗΣ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ	81
1.	Εισαγωγή	81
2.	Ανάλυση Παλινδρόμησης	81
2.1	Αρχικές Υποθέσεις Υποδείγματος	82
2.2	Έλεγχος Αρχικών Υποθέσεων	83
2.2.1	Πολυσυγγραμμικότητα	84
2.2.2	Ετεροσκεδαστικότητα	87
2.2.3	Αυτοσυσχέτιση	89
2.2.4	Αμεροληψία και Κανονικότητα	91
3.	Πρόβλεψη Συστηματικού Κινδύνου	92

3.3 Το Μέσο Τετραγωνικό Σφάλμα (Mean Square Error-MSE)	92
3.4 Μέθοδοι Πρόβλεψης του Συστηματικού Κινδύνου	94
3.4.1 Μέθοδος Blume	95
3.4.2 Μέθοδος Vasicek (Bayesian)	95
4. Προβλήματα Υπολογισμού Συστηματικού Κινδύνου	96
4.1 Υπολογισμός Αποδόσεων	97
4.2 Διάστημα Υπολογισμού Αποδόσεων (Return Interval)	98
4.3 Ορισμός Κατάλληλου Δείκτη Αγοράς	98
4.4 Χρονικός Ορίζοντας Εκτίμησης Συστηματικού Κινδύνου	99
4.5 Αδράνεια στις Συναλλαγές των Μετοχών (Thin Trading)	100
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5	103
ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΟΤΗΤΑΣ	103
1. Εκτιμώντας τη Μεταβλητότητα	103
1.1 Ιστορική Μεταβλητότητα (Historical Volatility)	103
1.1.1 Ιστορικά Υποδείγματα	106
1.1.2 Αυτοπαλινδρομικά Υποδείγματα υπό Συνθήκη Ετεροσκεδαστικότητας (ARCH/GARCH)	112
1.2 Τεκμαρτή μεταβλητότητα (Implied Volatility)	114
1.3 Στοχαστική Μεταβλητότητα (Stochastic Volatility)	116
1.4 Σύγκριση Μοντέλων Πρόβλεψης Μεταβλητότητας	117
2. Η Μεταβλητότητα στις Διεθνείς Αγορές	118
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6	121
ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ	121
1. Γενικά Στοιχεία	121
1.1 Το Δείγμα	121
1.2 Υπολογισμός Αποδόσεων	123
1.3 Περιγραφικά Στατιστικά Μέτρα	123

1.4 Στατιστικοί Έλεγχοι	129
1.4.1 Απλή Παλινδρόμηση-Υπόδειγμα Αγοράς	130
1.4.2. Πολλαπλή Παλινδρόμηση - Μέθοδος Dimson	138
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7	149
ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ-ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ	149
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ι	167
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙ	185
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙΙ	265

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΙΝΑΚΩΝ

- 2-1 Ισολογισμός Τράπεζας
- 3-1 Μετρώντας το Βήτα Ενός Αξιόγραφου Συγκριτικά με το Βήτα του Χαρτοφυλακίου της Αγοράς
- 5-1 Σύγκριση Μοντέλων Πρόβλεψης Μεταβλητότητας
- 6-1 Δείγμα Μετοχών
- 6-2 Μέση Ημερήσια Απόδοση (%)
- 6-3 Μέγιστη Τιμή Ημερήσιων Αποδόσεων (%)
- 6-4 Ελάχιστη Τιμή Ημερήσιων Αποδόσεων (%)
- 6-5 Τυπική Απόκλιση Ημερήσιων Αποδόσεων (%)
- 6-6 Ασυμμετρία Ημερήσιων Αποδόσεων
- 6-7 Κύρτωση Ημερήσιων Αποδόσεων
- 6-8 Στατιστικά Υποδείγματος Αγοράς
- 6-9 Συντελεστής Μεταβλητότητας (b) Υποδείγματος Αγοράς
- 6-10 Έλεγχοι Jarque-Bera Υποδείγματος Αγοράς
- 6-11 Έλεγχοι Levene Υποδείγματος Αγοράς
- 6-12 Έλεγχοι Ροών Υποδείγματος Αγοράς
- 6-13 Στατιστικά Υποδείγματος Dimson
- 6-14 Συντελεστής Μεταβλητότητας (b) Υποδείγματος Dimson
- 6-15 Έλεγχοι Kolmogorov-Smirnov Υποδείγματος Dimson
- 6-16 Έλεγχοι Levene Υποδείγματος Dimson
- 6-17 Έλεγχοι Ροών Υποδείγματος Dimson
- 6-18 Έλεγχοι VIF Υποδείγματος Dimson

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΣΧΗΜΑΤΩΝ

- 2-1 Είδη Μετοχών
- 2-2 Κυκλική Ροή Αγαθών, Υπηρεσιών και Χρήματος μεταξύ Νοικοκυριών και Επιχειρήσεων
- 2-3 Επενδυτικός Κίνδυνος και Μορφές Επενδύσεων
- 2-4 Μεταβολή Συνολικού Κινδύνου συγκριτικά με τον Αριθμό των Μετοχών
- 3-1 Απόδοση και Κίνδυνος Χαρτοφυλακίου
- 3-2 Σύνορο Βέλτιστων Επιλογών
- 3-3 Αποτελεσματικό Σύνορο Χαρτοφυλακίου που Περιέχει Αξιογράφα Με και Χωρίς Κίνδυνο
- 3-4 Ανάλυση Χαρτοφυλακίου
- 3-5 Γραμμή Κεφαλαιαγοράς
- 3-6 Γραμμή Αξιογράφων
- 3-7 Zero-beta CAPM
- 3-8 Σύνοψη των Μοντέλων Αποτίμησης
- 4-1 Παράδειγμα Γραμμικής και Μη Γραμμικής Συσχέτισης
- 4-2 Παραδείγματα Ομοσκεδαστικότητας και Ετεροσκεδαστικότητας

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΣΥΝΤΟΜΟΓΡΑΦΙΩΝ

ΕΛΛΗΝΙΚΑ

A/K	Αμοιβαίο Κεφάλαιο
ΑΕ	Ανώνυμη Εταιρεία
ΑΕΔΑΚ	Ανώνυμη Εταιρεία Διαχείρισης Αμοιβαίου Κεφαλαίου
ΑΧΕ	Ανώνυμη Χρηματιστηριακή Εταιρεία
ΓΔ	Γενικός Δείκτης
ΓΔΤΚ	Γενικός Δείκτης Τιμών Καταναλωτή
ΔΕΚΑ	Δημόσια Επιχείρηση Κινητών Αξιών
ΕΓΕΔ	Έντοκα Γραμμάτια Ελληνικού Δημοσίου
ΕΚ	Επιτροπή Κεφαλαιαγοράς
ΕΛΣΤΑΤ	Ελληνικά Στατιστική Υπηρεσία
ΕΤΕΣΕΠ	Εταιρεία Εκκαθάρισης Συναλλαγών επί Παραγώγων
ΕΧΑΕ	Ελληνικά Χρηματιστήρια ΑΕ Συμμετοχών
ΚΑΑ	Κεντρικό Αποθετήριο Αξιών
ΜΚ	Μετοχικό Κεφάλαιο
ΝΠΔΔ	Νομικό Πρόσωπο Δημοσίου Δικαίου
ΟΝΕ	Οικονομική και Νομισματική Ένωση
ΟΤΑ	Οργανισμός Τοπικής Αυτοδιοίκησης
ΤτΕ	Τράπεζα της Ελλάδος
ΧΑ	Χρηματιστήριο Αξιών
ΧΑΑ	Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών
ΧΠ	Χρηματιστήριο Παραγώγων

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΣΥΝΤΟΜΟΓΡΑΦΙΩΝ

ΑΓΓΛΙΚΑ

APT	Arbitrage Pricing Theory
AR	AutoRegressive
ARCH	AutoRegressive Conditionally Heteroscedastic
ARFIMA	AutoRegressive Fractionally Integrated Moving Average
ARIMA	AutoRegressive Integrated Moving Average
ARMA	AutoRegressive Moving Average
ASE	Athens Stock Exchange
CAPM	Capital Asset Pricing Model
CD's	Certificates of Deposits
CML	Capital Market Line
CV	Coefficient of Variation
DJIA	Dow Jones Industrial Average
EGARCH	Exponential GARCH
EWMA	Exponentially-Weighted Moving Average
FIGARCH	Fractionally Integrated GARCH
FIEGARCH	Fractionally Integrated Exponential GARCH
GARCH	Generalized AutoRegressive Conditionally Heteroscedastic
GJR-GARCH	Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH
HISVOL	Historical Volatility
IGARCH	Integrated GARCH
IV	Implied Volatility
KRX	Korea Exchange
MoU	Memorandum of Understanding
MSE	Mean Square Error
NYSE	Nye York Stock Exchange
OLS	Ordinary Least Squares
QGARCH	Quadratic GARCH
REPO's	Repurchase Agreements
S&P	Standard & Poor's
SML	Security Market Line
SV	Stochastic Volatility
TAR	Threshold AutoRegressive
TGARCH	Threshold GARCH
VIF	Variance Inflation Factor

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΣΚΟΠΟΣ ΤΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΚΑΙ ΔΙΑΡΘΡΩΣΗ ΤΗΣ

1. Σκοπός Εργασίας

Τις τελευταίες τρεις δεκαετίες έχουν γίνει τεράστιες ερευνητικές προσπάθειες για την εξερεύνηση των μεγάλων διεθνών αγορών αξιογράφων και τον υπολογισμό του κινδύνου των μετοχών. Οι έννοιες του κινδύνου και της απόδοσης έχουν απασχολήσει τόσο την χρηματοοικονομική κοινότητα, ώστε η αναγκαιότητα αξιολόγησης τους για κάθε επενδυτική ευκαιρία να είναι αναμφισβήτητη.

Η θεμελίωση της οικονομικής επιστήμης οδήγησε στην ανάπτυξη υποδειγμάτων με στόχο την αποτίμηση των αποδόσεων διαφόρων περιουσιακών στοιχείων. Αναπτύχθηκε η θεωρία χαρτοφυλακίου από τον Markowitz προκειμένου να περιγράψει τις σχέσεις της αγοράς που οδηγούν σε ισορροπημένες καταστάσεις, προϋποθέτοντας την ορθολογική συμπεριφορά των επενδυτών. Σύμφωνα με αυτήν, ο στόχος κάθε στρατηγικής διαχείρισης διαθεσίμων είναι η μεγιστοποίηση της απόδοσης με τον ελάχιστο κίνδυνο. Η προσέγγιση αυτή επιζητά την επιθυμητή και άρα βέλτιστη ισορροπία μεταξύ απόδοσης και κινδύνου.

Η κατασκευή ενός τέτοιου βέλτιστου χαρτοφυλακίου απαιτεί τις εκτιμήσεις των μελλοντικών αποδόσεων των κεφαλαιουχικών στοιχείων και του κινδύνου. Παραδοσιακά, συνηθίζεται να γίνεται η υπόθεση ότι οι αποδόσεις είναι τυχαίες, κανονικά κατανομημένες, διατηρώντας σταθερή διακύμανση και ότι η καλύτερη πρόβλεψη για την αυριανή απόδοση είναι η σημερινή τιμή της. Για μεγάλους χρονικούς ορίζοντες, οι προσδοκώμενες αποδόσεις υπολογίζονται ως ο μέσος όρος των ιστορικών τιμών. Οιαδήποτε απόκλιση από την εκτίμηση αυτή θεωρείται ως μη προβλέψιμος θόρυβος και έτσι, οι κίνδυνοι κεφαλαιουχικών στοιχείων υπολογίζονται ως η τυπική απόκλιση των ιστορικών αποδόσεων. Πέραν της τυπικής

απόκλισης, όμως υπάρχουν και άλλοι διαφορετικοί τρόποι μέτρησης του κινδύνου. Αυτοί είναι η μεταβλητότητα, ο συντελεστής βήτα (beta), ο συντελεστής συσχέτισης που δείχνει τον τρόπο με τον οποίο συσχετίζονται δύο επενδύσεις, καθώς και η αξία σε κίνδυνο (Value at Risk).

Η χρηματοοικονομική θεωρία σήμερα έχει αναπτυχθεί σε τέτοιο βαθμό που εκτιμά τις κινήσεις των τιμών και τη σύνδεση τους με διάφορους θεμελιώδεις παράγοντες. Έτσι, προέκυψαν το Υπόδειγμα Αγοράς (Market Model), το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (CAPM), η θεωρία Τιμολόγησης Εξισορροπητικής Κερδοσκοπίας (APT) και διάφορα άλλα υποδείγματα, που αποπειρώνται να εξηγήσουν τις αποδόσεις των κεφαλαιουχικών στοιχείων ως έναν συνδυασμό της έκθεσης του κεφαλαιουχικού στοιχείου σε διάφορους παράγοντες.

Η παρούσα εργασία αποτελεί την εμπειρική ανάλυση είκοσι μετοχών που συναλλάσσονται στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά για την περίοδο από το 2000 έως το 2011 χρησιμοποιώντας τα εργαλεία της θεωρίας χαρτοφυλακίου. Το εξεταζόμενο χρονικό διάστημα, Ιανουάριος 2000 έως Δεκέμβριος 2011 αποτελεί χρονική περίοδο, η οποία ενσωματώνει τέτοια χαρακτηριστικά και γεγονότα που την καθιστούν μοναδικού ενδιαφέροντος, τόσο για την ελληνική όσο και για την παγκόσμια σύγχρονη χρηματοοικονομική ιστορία. Η περίοδος αυτή του ελληνικού χρηματιστηρίου χαρακτηρίζεται από έντονη αστάθεια (καλύπτοντας τρία χρονικά υποδιαστήματα) και ισχυρές δονήσεις στα θεμέλια του, όπως το κραχ του '99 και την παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση του '07.

Τα χαρακτηριστικά αυτά, καθιστούν ιδιαίτερα χρήσιμη και σημαντική την εξέταση του κλασικού Υποδείγματος Αγοράς που αναπτύχθηκε από τον Sharpe και του υποδείγματος του Dimson σε συνθήκες μεταβλητότητας και αστάθειας προκειμένου να εξαχθούν χρήσιμα συμπεράσματα τόσο για την ακρίβεια όσο και προσαρμοστικότητα τους σε συνθήκες μεταβαλλόμενων αποδόσεων. Στο παρελθόν, έχει διαπιστωθεί ένας σημαντικός αριθμός παραβιάσεων των υποθέσεων των υποδειγμάτων αυτών, οι οποίες έχουν παρατηρηθεί σε όλα σχεδόν τα χρηματιστήρια του κόσμου, αλλά κυρίως σε μικρά περιφερειακά χρηματιστήρια.

Η συνεισφορά αυτής της έρευνας σε σχέση με τις προηγούμενες, πέραν της δημιουργίας ενός εγχειριδίου για τις βασικές χρηματοοικονομικές αρχές και πρακτικές, είναι η ανάδειξη των κακώς κειμένων των Υποδειγμάτων Αγοράς και Dimson. Εξετάζεται κατά πόσο πληρούνται οι προϋποθέσεις τόσο των ιδίων των υποδειγμάτων όσο και της ανάλυσης παλινδρόμησης εφαρμόζοντας χρηματοοικονομικά δεδομένα, όπως αυτά των μετοχών.

Πέραν του ελέγχου της παραβίασης των υποθέσεων της αγοράς, η παρούσα εργασία επικεντρώνεται και σε άλλους παράγοντες, οι οποίοι επηρεάζουν την αξιοπιστία του συστηματικού κινδύνου, όπως ο χρονικός ορίζοντας εκτίμησης του, το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων και η διαχρονική σταθερότητα ή μη του συντελεστή συστηματικού κινδύνου.

2. Διάρθρωση Εργασίας

Ο σκοπός της εργασίας που τέθηκε στο προηγούμενο μέρος καθορίζει την ίδια τη διάρθρωση της διπλωματικής. Η παρούσα εργασία αποτελείται από 6 κεφάλαια, πέραν του παρόντος. Ειδικότερα, το κάθε κεφάλαιο χωριστά ασχολείται με τα εξής:

- Κεφάλαιο 2 (Οι Χρηματοοικονομικές Επενδύσεις): Αναπτύσσονται η έννοια και οι μορφές των επενδύσεων, γίνεται παρουσίαση του χρηματοοικονομικού συστήματος και της διάρθρωσης τόσο των χρηματαγορών όσο και των χρηματιστηριακών αγορών, και τέλος, ορίζεται ο κίνδυνος και τα συστατικά του μέρη.
- Κεφάλαιο 3 (Εισαγωγή στη Θεωρία Χαρτοφυλακίου): Παρουσιάζεται το θεωρητικό πλαίσιο της σύγχρονης θεωρίας χαρτοφυλακίου. Γίνεται εκτενής αναφορά τόσο της θεωρίας του Markowitz όσον αφορά τη συγκρότηση αλλά και τη διαφοροποίηση χαρτοφυλακίων. Επίσης, αναλύονται τα υποδείγματα αποτίμησης κεφαλαιουχικών αγαθών, όπως υπόδειγμα Αγοράς, Γραμμή Κεφαλαιαγοράς, Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Αγαθών και Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας.
- Κεφάλαιο 4 (Μεθοδολογία Μέτρησης Συστηματικού Κινδύνου): Παρουσιάζονται αρχικά η ανάλυση παλινδρόμησης και οι υποθέσεις της, ως στατιστικό υπόβαθρο για την κατανόηση της διαδικασίας που ακολουθείται. Γίνεται αναφορά στις μεθόδους πρόβλεψης του συστηματικού κινδύνου, ενώ τέλος, περιγράφονται οι κυριότεροι παράγοντες που επηρεάζουν την εκτίμηση του και μπορούν να οδηγήσουν σε εσφαλμένο υπολογισμό αυτής.
- Κεφάλαιο 5 (Εκτίμηση Μεταβλητότητας): Γίνεται επισκόπηση της βιβλιογραφίας αναφορικά με τις μεθόδους υπολογισμού της μεταβλητότητας και τα υποδείγματα που έχουν κατά καιρούς αναπτυχθεί για τη βελτιστοποίηση της διαδικασίας αυτής.

- Κεφάλαιο 6 (Ανάλυση Δεδομένων και Ερμηνεία Αποτελεσμάτων): Παρουσιάζονται και αναλύονται τα εμπειρικά αποτελέσματα που προκύπτουν από την εφαρμογή της μεθοδολογίας, όσον αφορά τόσο το Υπόδειγμα Αγοράς όσο και το Υπόδειγμα Dimson.
- Κεφάλαιο 7 (Ανακεφαλαίωση - Συμπεράσματα)

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΟΙ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΕΣ ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ

1. Έννοια της Επένδυσης

Επένδυση είναι «η δέσμευση ενός συγκεκριμένου ποσού κεφαλαίου στο τρέχον χρονικό διάστημα, η οποία πραγματοποιείται με κίνητρο την προσδοκία απολαβών στο μέλλον».

Η πρόταση αυτή ισοδυναμεί με μια απόφαση μεταξύ κατανάλωσης και αποταμίευσης. Ένας ορθολογικός επενδυτής αναμένει επανεισροή ισοδύναμη τουλάχιστον με το επενδυθέν κεφάλαιο. Στην ουσία επιδιώκει μεγιστοποίηση της συνάρτησης ευημερίας του, δοθέντων ορισμένων οικονομικών περιορισμών. Τόσο οι μεταβλητές που εισάγονται στη συνάρτηση ευημερίας όσο και οι περιορισμοί, διαφέρουν από επενδυτή σε επενδυτή (Φίλιππας, 2009).

Σε συνθήκες βεβαιότητας, η επιλογή επένδυσης μετατρέπεται σε πρόβλημα επιλογής του συντελεστή ισοδυναμίας εισροών διαφορετικών χρονικών περιόδων (Συντελεστής Προεξόφλησης - Discount Rate). Αντίθετα, υπό συνθήκες αβεβαιότητας, η επιλογή μιας επένδυσης και ο τρόπος χρηματοδότησης της προϋποθέτουν τη συνεκτίμηση διαφόρων παραμέτρων και τη λύση σύνθετων επιμέρους προβλημάτων, όπως:

- χρονική διάρκεια
- αβεβαιότητα απόδοσης (κίνδυνος)
- εκτίμηση αναμενόμενων εισροών
- ρευστότητα
- επιλογή χρηματοδοτικού σχήματος

2. Μορφές Επενδύσεων

Οι επενδύσεις ταξινομούνται σε δύο μεγάλες κατηγορίες, τις Χρηματοοικονομικές (Financial Assets) και τις πραγματικές (Real Assets).

Οι χρηματοοικονομικές περιλαμβάνουν τα κάθε μορφής αξιόγραφα, όπως τίτλοι δανεισμού (ομολογίες, ομόλογα κ.λ.π.) και συμμετοχές στο κεφάλαιο επιχειρήσεων (μετοχές), καθώς και δικαιώματα, συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης και άλλα παράγωγα προϊόντα.

Αντιθέτως, οι πραγματικές επενδύσεις περιλαμβάνουν κατά βάση υλικά αγαθά, όπως ακίνητα, εμπορεύματα, έργα τέχνης, επιχειρήσεις κ.λ.π.

3. Αξιόγραφα

Τα αξιόγραφα, ανάλογα με τη μορφή εισροών που εξασφαλίζουν στον επενδυτή, μπορούν να ταξινομηθούν σε:

- Αξιόγραφα σταθερής απόδοσης
- Αξιόγραφα μεταβλητής απόδοσης

3.1 Αξιόγραφα σταθερής απόδοσης

3.1.1 Καταθέσεις σε Τραπεζικούς Λογαριασμούς

Οι καταθέσεις είναι συμβάσεις σύμφωνα με τις οποίες ένα νομικό ή φυσικό πρόσωπο, το οποίο καλείται καταθέτης, εκχωρεί ένα χρηματικό ποσό σε έναν πιστωτικό οργανισμό, για απροσδιόριστο ή συμφωνημένο χρονικό διάστημα, προκειμένου αυτό να χρησιμοποιηθεί από τον πιστωτικό οργανισμό. Ως αντάλλαγμα λαμβάνει τη διασφάλιση του κεφαλαίου, αλλά και ένα επιτόκιο, το ύψος του οποίου εξαρτάται από πλείστους παράγοντες.

Οι μορφές των λογαριασμών καταθέσεων είναι πάρα πολλές. Παρακάτω θα αναλυθούν οι κυριότερες αυτών (Χολέβας, 1995), (Μαλινδρέτου & Μαλινδρέτος, 2000):

- Καταθέσεις Ταμιευτηρίου: Είναι το δημοφιλέστερο μέσο αποταμίευσης στην Ελλάδα και αποτελούν την πιο συνηθισμένη μορφή τραπεζικών λογαριασμών. Λογαριασμό αυτού του είδους μπορούν να αποκτήσουν φυσικά πρόσωπα, αλλά και νομικά πρόσωπα ιδιωτικού δικαίου, όπως πολιτιστικά σωματεία, φιλανθρωπικοί σύλλογοι κα. Οι

καταθέσεις ταμειωτηρίου είναι άμεσα ρευστοποιήσιμες και αποτελούν τη μόνη μορφή καταθέσεων για το ύψος του επιτοκίου της οποίας γίνεται συγκεκριμένη ρύθμιση από την διοίκηση του πιστωτικού οργανισμού.

- Καταθέσεις Όψεως: Αποτελούσαν μέχρι το 1971 ουσιαστικά τη μόνη μορφή κατάθεσης, η οποία παρείχε στους επενδυτές τη δυνατότητα να εκδίδουν επιταγές. Ανήκουν και αυτές στην κατηγορία λογαριασμών καταθέσεων σε πρώτη ζήτηση. Το κύριο χαρακτηριστικό των καταθέσεων όψεως είναι η δυνατότητα άμεσης ρευστοποίησης ανάλογα με την επιθυμία του καταθέτη, ο οποίος μπορεί να κάνει αναλήψεις και με επιταγές.
- Καταθέσεις Προθεσμίας: Σε αντίθεση με τις άνω, έχουν χρονικό όριο πριν από το οποίο δεν είναι δυνατή η ρευστοποίηση τους. Σε περίπτωση που ο καταθέτης ζητήσει ανάληψη του κεφαλαίου πριν από την προκαθορισμένη ημερομηνία, επιβαρύνεται με μια μείωση του αρχικά συμφωνηθέντος επιτοκίου. Επειδή, αυτό το είδος λογαριασμού δε φαίνεται ιδιαίτερα ελκυστικό για τους επενδυτές, το επιτόκιο που προσφέρεται στις προθεσμιακές καταθέσεις είναι υψηλότερο αυτού που προσφέρουν τα λοιπά είδη καταθέσεων.

Πρέπει να τονιστεί, ότι οι καταθέσεις, αυστηρά, δεν αποτελούν επένδυση. Ο ρόλος των καταθέσεων διευκολύνει τακτικές και έκτακτες συναλλαγές, παρέχοντας ταυτόχρονα ασφάλεια μέσω της φύλαξης των χρημάτων από την τράπεζα.

3.1.2 Συμφωνίες Επαναγοράς (REPO'S)

Πρόκειται για πώληση βραχυπρόθεσμων χρεογράφων, κυρίως από τις τράπεζες, με δέσμευση επαναγοράς των χρεογράφων αυτών σε συγκεκριμένη τιμή και ημερομηνία (Φίλιππας, 2009). Στο ελληνικό τραπεζικό σύστημα τα repo's (Repurchase Agreements) χρησιμοποιούνται για να αντιμετωπιστούν τα προβλήματα ρευστότητας των τραπεζών, τα οποία προκύπτουν ως επί το πλείστον από την αγορά εντόκων γραμματίων. Οι τράπεζες για το λόγο αυτό πραγματοποιούν τις εξής συμφωνίες με τους πελάτες τους :

- πώληση εντόκων γραμματίων σε προκαθορισμένη τιμή και χρονικό διάστημα.
- επαναγορά των τίτλων σε τιμή υψηλότερη από την τιμή πώλησης ακριβώς στο πέρας του αρχικώς συμφωνημένου χρονικού διαστήματος.

Η παραπάνω διαδικασία δείχνει τον τρόπο λειτουργίας των repo's, τόσο από την πλευρά της τράπεζας όσο και από την πλευρά των επενδυτών. Το επιτόκιο βάση του οποίου πραγματοποιείται η συμφωνία είναι προκαθορισμένο. Εκτός από την πώληση εντόκων

γραμματίων από τις τράπεζες και στη συνέχεια την επαναγορά τους από τους επενδυτές, υπάρχει άλλη μια μορφή παρόμοιας συνδιαλλαγής που λειτουργεί αντίστροφα και ονομάζεται reverse repo's. Στα reverse repo's γίνεται πώληση εντόκων γραμματίων προς τις τράπεζες από ιδιωτικές επιχειρήσεις, οι οποίες πρέπει να τα αγοράσουν ξανά, έπειτα από συγκεκριμένο χρονικό διάστημα με προκαθορισμένο ύψος επιτοκίου.

Τα repo's διακρίνονται στις δύο παρακάτω κατηγορίες (Χολέβας, 1995):

1. Repo's με:

- Προκαθορισμένο ελάχιστο ποσό επένδυσης.
- Χρονική διάρκεια που κυμαίνεται μεταξύ μίας εβδομάδας και του ενός έτους.
- Δικαίωμα διαδοχικής ανανέωσης τους.
- Επιτόκιο που καθορίζεται ανάλογα με το ποσό που επενδύεται.
- Δυνατότητα βεβαίωσης της απόκτησης, αλλά και της πώλησης των τίτλων.

2. Repo's με:

- Προκαθορισμένο ελάχιστο ποσό επένδυσης μικρότερο όμως, από αυτό της προηγούμενης κατηγορίας.
- Χρονική διάρκεια τουλάχιστον ενός έτους.
- Μηνιαία καταβολή τόκων.
- Δυνατότητα επενδυτή να ανανεώσει αυτόματα την επένδυση για ποσό ίσο με το προηγούμενο.
- Δυνατότητα χορηγήσεως στον επενδυτή βεβαίωσης αγοράς ή πώλησης τίτλων.
- Δυνατότητα υπό συγκεκριμένες προϋποθέσεις να πραγματοποιηθεί ολική ανάληψη του αρχικού ποσού.

3.1.3 Έντοκα Γραμμάτια Δημοσίου (ΕΓΕΔ)

Τα Έντοκα Γραμμάτια Ελληνικού Δημοσίου (ΕΓΕΔ) είναι βραχυπρόθεσμα χρεόγραφα με εκδότη το δημόσιο και διάρκεια τριών, έξι ή δώδεκα μηνών στην Ελλάδα. Αποτελούν σταθερούς σε απόδοση τίτλους, ενώ, το επιτόκιο τους είναι σε άμεση εξάρτηση με την πορεία του πληθωρισμού.

Είναι τα χρεόγραφα με τον μικρότερο κίνδυνο σε σχέση με όλα τα άλλα προϊόντα στις χρηματαγορές και κεφαλαιαγορές, επειδή είναι κρατικά γραμμάτια και άρα έχουν μικρή έως μηδενική πιθανότητα πτώχευσης ή μη εκπλήρωσης των συμβατικών υποχρεώσεων του εκδότη.

Γενικά, δεν αποδίδουν τοκομερίδια (zero-coupon bond), αλλά πωλούνται με έκπτωση από την ονομαστική τους αξία, την οποία αποδίδουν ολόκληρη στον αγοραστή κατά τη λήξη τους. Η διαφορά μεταξύ της τιμής πώλησης και της ονομαστικής αξίας αντιπροσωπεύει τον τόκο ή απόδοση που θα εισπράξει ο επενδυτής στη λήξη.

Παρουσιάζουν σειρά πλεονεκτημάτων για τον επενδυτή (Χολέβας, 1995), καθώς:

- μεταβιβάζονται ελεύθερα (ανώνυμοι τίτλοι), ενώ εξοφλούνται στη λήξη τους.
- εξοφλούνται υπό ορισμένες προϋποθέσεις από τις τράπεζες προ της λήξης τους.
- χρησιμοποιούνται προκειμένου να συνταχθεί εγγυοδοσία.
- ιδιωτικές επιχειρήσεις μπορούν να επενδύσουν σε αυτά ανεξαρτήτως της δανειοδότησης τους από τις τράπεζες.

Η απόδοση των εντόκων γραμματίων διαμορφώνεται από τους μετέχοντες στις δημοπρασίες. Στο τέλος κάθε δημοπρασίας το Υπουργείο Οικονομικών ανακοινώνει τη μέση απόδοση της συγκεκριμένης έκδοσης εντόκων γραμματίων, όπως προέκυψε από τις επιτυχείς προσφορές που υποβλήθηκαν. Παρ' όλα αυτά και επειδή τα έντοκα γραμμάτια διατίθενται μέσω δημοπρασιών πολλαπλών τιμών, η απόδοση που μπορεί κάθε επενδυτής να βρει για μια συγκεκριμένη έκδοση ενδέχεται να διαφέρει από τράπεζα σε τράπεζα (Ευρετήριο Οικονομικών Όρων, 2010). Συχνά, εμφανίζονται στην αγορά με ρήτρα συναλλάγματος. Ο επενδυτής, λοιπόν, θα πρέπει να διερευνά την αγορά και να επιλέγει εκείνο το πιστωτικό ίδρυμα που προσφέρει τις καλύτερες αποδόσεις.

3.1.4 Ομόλογα

Ομόλογο είναι ένας τίτλος ανώνυμος με βάση τον οποίο ο εκδότης του τίτλου (issuer/debtor/borrower) υπόσχεται να πληρώσει στον αγοραστή/επενδυτή του τίτλου το αρχικό ποσό δανεισμού συν τους τόκους. Περιγράφεται συνοπτικά με τρεις παραμέτρους: α) τον εκδότη του ομολόγου, β) το κουπόνι (coupon) και γ) τη λήξη (maturity).

Τα ομόλογα του δημοσίου εκδίδονται από το δημόσιο και έχουν σκοπό την άντληση κεφαλαίων για την κάλυψη των μεσοπρόθεσμων αναγκών του. Είναι διαπραγματεύσιμα στις τράπεζες και στο χρηματιστήριο, δηλαδή ο κάτοχος τους έχει τη δυνατότητα να τα ρευστοποιήσει οποιαδήποτε στιγμή, ακόμα και πριν την ημερομηνία λήξης τους (Φίλιππας, 2009).

Τα ομόλογα Δημοσίου διακρίνονται στις εξής κατηγορίες:

3.1.4.1 Ομόλογα Σταθερής Απόδοσης ή Ομόλογα Σταθερού Επιτοκίου (Fixed-Rate Bonds)

Τα ομόλογα σταθερού επιτοκίου είναι τίτλοι μικρής και μέσης διάρκειας (δύο έως πέντε έτη). Απευθύνονται κυρίως σε θεσμικούς επενδυτές (αμοιβαία κεφάλαια, ασφαλιστικούς οργανισμούς κτλ.) και τράπεζες, τόσο στο εσωτερικό όσο και στο εξωτερικό, όπως επίσης και στους ιδιώτες επενδυτές που επιθυμούν να εξασφαλίσουν σταθερές ετήσιες αποδόσεις για μεγάλα χρονικά διαστήματα. Το ετήσιο σταθερό ονομαστικό επιτόκιο που φέρουν τα τοκομερίδια ανακοινώνεται προ της έκδοσης τους. Κάθε χρόνο ο κάτοχος του τίτλου εισπράττει τον τόκο κόβοντας το αντίστοιχο κουπόνι και στη λήξη του τίτλου εισπράττει επιπλέον και το κεφάλαιο του.

Η τοποθέτηση κεφαλαίου σε τέτοιου είδους τίτλους δε σημαίνει απαραίτητα ότι το κεφάλαιο δεσμεύεται για όλο το χρονικό διάστημα της διάρκειας του τίτλου (Zώτος et al., 1998). Αντιθέτως, τα ομόλογα είναι ρευστοποιήσιμα ανά πάσα στιγμή σε τιμές που διαμορφώνονται στη δευτερογενή αγορά (τράπεζες και Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, ΧΑΑ). Η εξόφληση τους γίνεται στην ονομαστική αξία κατά την ημερομηνία λήξης, ενώ ο φόρος υπολογίζεται κατά τις ημερομηνίες λήξης των τοκοφόρων περιόδων και παρακρατείται κάθε έτος κατά την εξόφληση του τοκομεριδίου.

3.1.4.2 Τιμαριθμοποιημένα Ομόλογα με Τοκομερίδια (Index - Linked Bonds)

Πρόκειται για τίτλους μέσης και μεγάλης διάρκειας (πέντε και δέκα έτη). Απευθύνονται κυρίως σε θεσμικούς επενδυτές και σε τράπεζες, τόσο στο εσωτερικό όσο και στο εξωτερικό, όπως και τα ομόλογα σταθερής απόδοσης, καθώς επίσης, και σε εκείνους τους ιδιώτες επενδυτές που επιθυμούν σταθερές πραγματικές αποδόσεις επί μεγάλα χρονικά διαστήματα. Τα ομόλογα αυτά, φέρουν μεν σταθερό επιτόκιο, αλλά προκειμένου να υπολογιστεί η αξία του τοκομεριδίου τους λαμβάνεται υπόψη μια μεταβαλλόμενη ονομαστική αξία. Χρησιμοποιείται γι' αυτό κάποιος δείκτης, συχνά ο δείκτης πληθωρισμού, βάσει του οποίου αναπροσαρμόζεται η αξία επί της οποίας εφαρμόζεται το σταθερό επιτόκιο. Έτσι, το επιτόκιο τους ισούται με την ετήσια σταθερή πραγματική απόδοση, καθώς υπολογίζεται στην τιμαριθμοποιημένη αξία του ομολόγου και είναι γνωστό από την ημερομηνία έκδοσης τους.

Οι τίτλοι αυτοί, αγοράζονται κατά την ημερομηνία έκδοσης τους στην ονομαστική αξία τους, αλλά εξοφλούνται στη λήξη τους σε υψηλότερη αξία, ανάλογα με την εξέλιξη του πληθωρισμού, ενώ ο φόρος υπολογίζεται και παρακρατείται κατά την εξαργύρωση των τοκομεριδίων. Οι πρόσοδοι που προκύπτουν ως αντιστάθμισμα στην εξέλιξη του Γενικού

Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (ΓΔΤΚ) και οι οποίες καταβάλλονται στους επενδυτές στη λήξη των τίτλων απαλλάσσονται της παρακράτησης φόρου. Οι τίτλοι των τιμαριθμοποιημένων ομολόγων είναι διαπραγματεύσιμοι δευτερογενώς στις τράπεζες και στο χρηματιστήριο. Αυτό σημαίνει ότι ο κάθε επενδυτής μπορεί να πωλήσει τους τίτλους του πριν από τη λήξη τους.

3.1.4.3 Αφορολόγητα Αποταμειωτικά Ομόλογα (Savings Certificates)

Πρόκειται για τίτλους μικρής ονομαστικής αξίας, οι οποίοι φέρουν αφορολόγητα τοκομερίδια με σταθερό ελκυστικό επιτόκιο για όλη τη διάρκεια τους και εκδίδονται στην ονομαστική τους αξία. Απευθύνονται σε μικρούς επενδυτές, όπως φυσικά πρόσωπα και κατοίκους εσωτερικού. Η εξόφλησή τους γίνεται στην ονομαστική τους αξία κατά την ημερομηνία λήξης τους. Οι τόκοι φορολογούνται μόνο στην περίπτωση που οι τίτλοι δεν κρατηθούν μέχρι τη λήξη τους.

3.1.5 Ομολογίες

Οι απλές ομολογίες ονομάζονται χρεόγραφα σταθερής προσόδου διότι αποφέρουν στον επενδυτή, σε προκαθορισμένα χρονικά διαστήματα, σταθερό εισόδημα υπό τη μορφή τόκου. Τα ομολογιακά δάνεια εκδίδονται από το Δημόσιο, τις μεγάλες ιδιωτικές εταιρείες, δημόσιες εταιρείες, καθώς και από τους Οργανισμούς Τοπικής Αυτοδιοίκησης (ΟΤΑ). Η επένδυση σε αυτές είναι μακροπρόθεσμη (δέκα έως τριάντα έτη) και εμπεριέχει εκτός των άλλων κινδύνων, τον κίνδυνο του επιτοκίου. Λόγω της μεγάλης χρονικής διάρκειας, ο κίνδυνος ο οποίος εμπεριέχεται σε αυτές θεωρείται ότι είναι μεγαλύτερος από τον αντίστοιχο των ΕΓΕΔ και των ομολόγων. Τέλος, οι ομολογίες οι οποίες εκδίδονται από το Δημόσιο, θεωρείται ότι εμπεριέχουν μικρότερο κίνδυνο από τις αντίστοιχες οι οποίες εκδίδονται από τις ιδιωτικές εταιρείες, τους ΟΤΑ κ.τ.λ (Φίλιππας, 2009).

3.2 Αξιόγραφα «Μεταβλητής» Απόδοσης

3.2.1 Ομόλογα - Ομολογίες με Ρήτρα Ξένο Νόμισμα

Η βασική διαφορά των επενδύσεων αυτών με την αντίστοιχη των απλών ομολόγων-ομολογιών, συνίσταται στην ύπαρξη ενός επιπρόσθετου κινδύνου, του συναλλαγματικού. Ο κίνδυνος αυτός, προέρχεται από τις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας του Ευρώ (€) ως προς τα νομίσματα τα οποία χρησιμοποιούνται ως ρήτρα.

Οι βασικότεροι παράγοντες, οι οποίοι επηρεάζουν την τιμή ενός νομίσματος είναι :

- η πολιτική κατάσταση της χώρας
- το ύψος του επιτοκίου
- το εμπορικό ισοζύγιο
- ο πραγματικός και ο αναμενόμενος ρυθμός του πληθωρισμού

3.2.2 Ομόλογα Κυμαινόμενου Επιτοκίου (Floating - Rate Bonds)

Πρόκειται για ομόλογα μέσης και μεγάλης διάρκειας (τριών, πέντε και επτά ετών). Οι τίτλοι αυτοί απευθύνονται σε επενδυτές, οι οποίοι επιθυμούν να επενδύσουν τα χρήματά τους εξασφαλίζοντας αποδόσεις που θα είναι πάντοτε σύμφωνες με τους όρους που επικρατούν στην αγορά (διαφορετικό επιτόκιο για κάθε τοκοφόρο περίοδο). Γι' αυτόν ακριβώς τον λόγο, οι τίτλοι αυτοί ονομάζονται κυμαινόμενου επιτοκίου. Το τοκομερίδιο αυτό μπορεί να είναι τριμηνιαίο, εξαμηνιαίο ή ετήσιο, ενώ είναι ίσο με το επιτόκιο των ΕΓΕΔ ή με το τριμηνιαίο Euribor¹ προσαυξημένο με ένα περιθώριο κέρδους (spread), το οποίο αντιπροσωπεύει ένα είδος ασφαλίστρου και εξαρτάται από την πιστοληπτική ικανότητα του εκδότη και τη διάρκεια του ομολόγου.

Η εξόφληση τους γίνεται στην ονομαστική αξία κατά την ημερομηνία λήξης τους, ενώ ο φόρος υπολογίζεται και παρακρατείται κάθε έτος κατά την ημερομηνία εξόφλησης κάθε τοκομεριδίου. Τα ομόλογα κυμαινόμενου επιτοκίου προστατεύουν τους επενδυτές από τις μεταβολές των επιτοκίων. Τέτοιου είδους τίτλοι, είναι οι τίτλοι προσόδων του δημοσίου με επιτόκιο Euribor έξι μηνών πλέον ενός περιθωρίου, που είναι αφορολόγητοι, και εταιρικά ομόλογα όπως οι ομολογιακές εκδόσεις μειωμένης εξασφάλισης των τραπεζών.

3.2.3 Αμοιβαία Κεφάλαια (A/K)

Το A/K είναι μια μορφή εταιρείας επενδύσεων, ο βασικός σκοπός της οποίας είναι η συγκέντρωση των αποταμιεύσεων των επενδυτών και η τοποθέτηση τους σε χρηματιστηριακούς και μη τίτλους. Σύμφωνα με το νόμο, το A/K ορίζεται ως ομάδα περιουσίας που αποτελείται από κινητές αξίες και μετρητά, της οποίας τα επί μέρους στοιχεία ανήκουν εξ' αδιαίρετου σε περισσότερους συνιδιοκτήτες. Τα βασικά χαρακτηριστικά ενός A/K είναι ότι το κεφάλαιο του είναι μεταβλητό (open-end fund) και ότι στερείται νομικής προσωπικότητας, γι' αυτό και η διαχείριση του είναι αναγκαίο να γίνεται από κάποια εταιρεία.

¹ Euribor: Το επιτόκιο με το οποίο ομάδα των μεγαλύτερων τραπεζών στην χρηματαγορά του Ευρώ (panel banks) δανείζονται κεφάλαια από άλλες τράπεζες στην Ευρωπαϊκή διατραπεζική αγορά.

Οι φορείς λειτουργίας ενός Α/Κ είναι η Ανώνυμη Εταιρεία Διαχείρισης του Α/Κ (ΑΕΔΑΚ), οι μεριδιούχοι και ο θεματοφύλακας. Το ενεργητικό του Α/Κ κατατίθεται προς φύλαξη σε τράπεζα που λειτουργεί νόμιμα στην Ελλάδα, η οποία ασκεί καθήκοντα θεματοφύλακα.

3.2.4 Μετοχοποιήσιμοι Τίτλοι «Προμέτοχα»

Πρόκειται για μετοχοποιήσιμους τίτλους του ελληνικού δημοσίου με τριετή διάρκεια λήξης τα οποία δεν καταβάλουν τοκομερίδια (zero coupon). Παρέχουν το δικαίωμα προνομιακής ανταλλαγής τους με μετοχές εταιρειών που ανήκουν στο δημόσιο ή στη Δημόσια Επιχείρηση Κινητών Αξιών (ΔΕΚΑ), οι οποίες θα διατίθενται με ιδιωτική τοποθέτηση ή με δημόσια εγγραφή. Η προνομιακή συμμετοχή συνίσταται στην καταβολή μειωμένου τμήματος για την απόκτηση των μετοχών και την κατά προτεραιότητα κατανομή τους. Η αξία που θα έχει ένα προμέτοχο κατά την ανταλλαγή του με μετοχές υπολογίζεται αν στην αρχική αξία αγοράς του προστεθούν και οι δεδουλευμένοι τόκοι από την έκδοση του έως την ημέρα της ανταλλαγής του. Κατά την ημερομηνία λήξης των τίτλων, τα προμέτοχα, τα οποία δεν έχουν ανταλλαχθεί με μετοχές, θα εξοφληθούν στην ονομαστική τους αξία (Φίλιππας, 2009).

Οι τόκοι των προμετόχων υπόκεινται σε φορολόγηση μόνο στην περίπτωση που έχουν διαπραγματευθεί στη δευτερογενή αγορά, δεν αντηλλάγησαν με μετοχές και εξοφλήθηκαν στη λήξη τους. Στην περίπτωση αυτή, ο φόρος παρακρατείται στη λήξη των τίτλων. Σε οποιαδήποτε άλλη περίπτωση, οι τόκοι είναι αφορολόγητοι. Επίσης, στην περίπτωση που η εξόφληση των τίτλων κατά τη λήξη τους γίνει σε τιμή μεγαλύτερη από την ονομαστική τους αξία το επιπλέον ποσό παραμένει αφορολόγητο.

3.2.5 Μετοχές

Η κυριότερη κατηγορία αξιόγραφων μεταβλητής απόδοσης και η πιο δημοφιλής, είναι οι μετοχές. Ως μετοχή καλείται κάθε έγγραφη βεβαίωση, στην οποία δηλώνεται και αποδεικνύεται πως ο ιδιοκτήτης της έχει θέση συνεταιίρου και συμμετόχου σε μια Ανώνυμη Εταιρεία (ΑΕ).

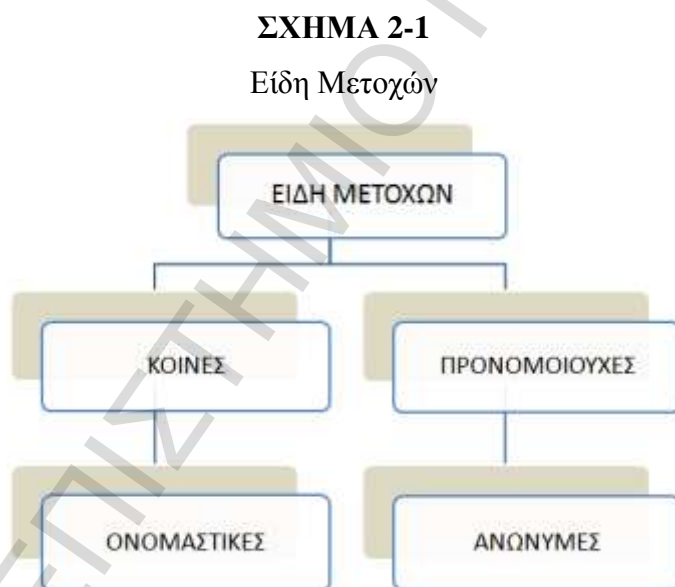
Πιο συγκεκριμένα, για την ίδρυση μιας ΑΕ συγκεντρώνεται ένα κεφάλαιο το οποίο διαιρείται σε μικρότερα ίσα μερίδια, τις μετοχές. Η κατανομή του συνολικού μετοχικού κεφαλαίου σε μικρότερα μερίδια παρέχει την ευκαιρία στο ευρύ επενδυτικό κοινό να

συμμετέχει στο κεφάλαιο της εταιρείας. Με τον τρόπο αυτό, η μεν εταιρεία μπορεί να αντλεί μεγάλα χρηματικά ποσά από την κεφαλαιαγορά, το δε επενδυτικό κοινό έχει τη δυνατότητα να συμμετέχει (ανάλογα με τον αριθμό των μετοχών) στα κεφάλαια και στα μελλοντικά κέρδη της εταιρείας.

Η αγορά μετοχικών τίτλων αποτελεί μακροπρόθεσμη επένδυση, η οποία ενέχει υψηλούς κινδύνους. Ο λόγος είναι ότι η βεβαιότητα της απόδοσης τους, η οποία προέρχεται τόσο από τα μερίσματα όσο και από τα κεφαλαιακά κέρδη, είναι χαμηλή.

Είδη Μετοχών

Οι μετοχές των διαφόρων εταιρειών κατατάσσονται σε κατηγορίες ανάλογα με τα δικαιώματα που προσφέρουν στον μέτοχο. Η εταιρεία μπορεί να εκδώσει δύο ειδών μετοχές τις κοινές και τις προνομιούχες που με την σειρά τους μπορεί να είναι ονομαστικές και ανώνυμες.



Πηγή: Γαβριλάκης (2004)

1. Κοινές Μετοχές

Παρέχουν στον κάτοχο :

- δικαίωμα ψήφου στις συνελεύσεις και συμμετοχής στα κέρδη της εταιρίας.
- δικαίωμα προτίμησης σε περίπτωση έκδοσης νέων μετοχών.
- δικαίωμα συμμετοχής κατά αναλογία του αριθμού των μετοχών στη διανομή του ενεργητικού της Α.Ε. σε περίπτωση διάλυσης ή πτώχευσης.

2. Προνομιούχες Μετοχές

Παρέχουν στον κάτοχο επιπλέον των κοινών μετοχών προνόμια:

- προτεραιότητα στη λήψη του πρώτου μερίσματος.
- προηγούνται στη διανομή του ενεργητικού στη διάλυση της εταιρείας.

Οι μετοχές αυτές, όμως στερούνται δικαίωμα ψήφου και δε συμμετέχουν σε διανομή κερδών, όπως οι κοινές.

3. Ονομαστικές Μετοχές

Είναι υποχρεωτικό να αναγράφονται το ονοματεπώνυμο, η διεύθυνση και η ιδιότητα του κατόχου πάνω στο σώμα, όπως και στα μετοχολόγια της εταιρείας που τις έχει εκδώσει.

4. Ανώνυμες Μετοχές

Σε αντίθεση με τις ονομαστικές δεν υπάρχει αναγραφή του ονοματεπώνυμου του κατόχου στο σώμα, ούτε και στα μετοχολόγια της εταιρείας με αποτέλεσμα να μπορούν να μεταβιβαστούν με απλή παράδοση. Σύμφωνα με την τρέχουσα τάση, οι ανώνυμες μετοχές μετατρέπονται σε ονομαστικές (Γαβριλάκης, 2004).

3.2.6 Παράγωγα Χρηματοοικονομικά Προϊόντα (Derivatives)

Η αύξηση του επενδυτικού κινδύνου τα τελευταία χρόνια, οδήγησε στη δημιουργία νέων χρηματοοικονομικών προϊόντων, τα οποία είχαν ως στόχο τη μείωση ή ακόμη και την ελαχιστοποίηση του κινδύνου που αναλαμβάνουν οι επενδυτές. Τα παράγωγα είναι χρηματοοικονομικά μέσα, των οποίων η τιμή εξαρτάται από την αξία άλλων υποκείμενων μεταβλητών, όπως μετοχές, δείκτες τιμών, συνάλλαγμα, επιτόκια, κρατικά ομόλογα, έντοκα γραμμάτια και εμπορεύματα.

Τέτοια παράγωγα αξιόγραφα είναι τα:

- προθεσμιακά συμβόλαια (forwards)
- συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης (futures)
- χρηματοοικονομικά δικαιώματα (options)

3.2.6.1 Προθεσμιακά Συμβόλαια (Forwards)

Όπως υποδηλώνει και η ονομασία τους, τα συμβόλαια αυτά συνομολογούνται στο παρόν και υποχρεώνουν τον αγοραστή (τον πωλητή) να αγοράσει (να πουλήσει) ένα συγκεκριμένο

προϊόν, σε μια προκαθορισμένη χρονική στιγμή. Με τα προθεσμιακά συμβόλαια παρέχεται μια σχετική ασφάλεια στα συμφωνούντα μέρη, στο βαθμό που καθορίζεται η τιμή, ο χρόνος παραλαβής (ή παράδοσης) και το προϊόν. Η συμφωνία γίνεται την παρούσα χρονική στιγμή, ενώ η εκτέλεση της λαμβάνει χώρα μελλοντικά, όποτε έχει συμφωνηθεί.

Η σπουδαιότητα αυτών, έγκειται στο γεγονός πως έχουν ευρύτατο πεδίο δυνατικών εφαρμογών, το οποίο περιλαμβάνει πακέτα αξιόγραφων (μετοχών, ομολογιών), συνάλλαγμα, εισπρακτέες απαιτήσεις ή πληρωτέες υποχρεώσεις μιας επιχείρησης κ.τ.λ., καθώς επίσης, και στην αντισταθμιστική χρήση τους (hedging).

Πέραν των σημαντικών πλεονεκτημάτων τους, παρουσιάζουν και ορισμένα μειονεκτήματα, όπως:

- αναγνώριση των συνεπειών μόνο στη λήξη της συμφωνίας
- έλλειψη ευελιξίας, στο βαθμό που δεν επιτρέπεται στον συναλλασσόμενο να διακόψει τη συμφωνία πριν τη λήξη
- ύπαρξη κινδύνου αντισυμβαλλομένου, καθώς οι συναλλασσόμενοι δεν είναι εντελώς σίγουροι ότι οι αντισυμβαλλόμενοι θα τηρήσουν την συμφωνία.

3.2.6.2 Συμβόλαια Μελλοντικής Εκπλήρωσης (Futures)

Τα συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης έρχονται να καλύψουν τα κενά των προθεσμιακών συμβολαίων, όντας εξελιγμένη και βελτιωμένη μορφή αυτών. Στα συμβόλαια αυτά, οι συνέπειες αναγνωρίζονται καθημερινά στο τέλος της ημέρας και τα ποσά που χάνει ο ένας συναλλασσόμενος μεταφέρονται στον λογαριασμό του άλλου αυτόματα, μέσω της Εταιρίας Εκκαθάρισης Συναλλαγών επί Παραγωγών (ΕΤΕΣΕΠ-clearing house). Η χρήση των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση της αβεβαιότητας αναφορικά με την εκτέλεση της συμφωνίας, διότι προκειμένου να διασφαλιστεί το κεφάλαιο για τη διεκπεραίωση των συναλλαγών, κάθε συναλλασσόμενος πρέπει να καταθέσει κάποιο ποσό ως εγγύηση (Φίλιπας, 2009).

3.2.6.3 Χρηματοοικονομικά Δικαιώματα (Options)

Τα δικαιώματα αυτά είναι τίτλοι, οι οποίοι παρέχουν στον αγοραστή τους το δικαίωμα της αγοράς ή πώλησης κάποιας ποσότητας τίτλων ή δείκτη τιμών, σε προκαθορισμένη τιμή και σε συγκεκριμένη χρονική περίοδο. Τα χρηματοοικονομικά δικαιώματα διακρίνονται σε δικαιώματα αγοράς (call options) και σε δικαιώματα πώλησης (put options).

Ο αγοραστής των δικαιωμάτων αγοράς (long call) έχει το δικαίωμα να αγοράσει ένα συμφωνημένο αριθμό αξιογράφων, σε προκαθορισμένη τιμή και σε συγκεκριμένη ημερομηνία, ενώ ο πωλητής (short call) υποχρεούται να τα πωλήσει. Ο πωλητής εκτιμά ότι οι μεταβολές των τιμών των μετοχών στις οποίες αναφέρεται το ορτίον θα είναι τέτοιες, ώστε ο αγοραστής δε θα το εξασκήσει και έτσι θα πετύχει κέρδος ίσο με το ποσό που εισέπραξε διαθέτοντάς το. Ο αγοραστής, αντιθέτως, είναι διατεθειμένος να καταβάλει κάποιο ποσό για να εξασφαλίσει όρους συναλλαγής ευνοϊκότερους αυτών που προσδοκά ότι θα διαμορφωθούν αργότερα στην αγορά.

Τα δικαιώματα πώλησης δε διαφέρουν, ως μηχανισμός, από τα αγοράς. Η μοναδική διαφορά τους έγκειται στην αντιστροφή των δικαιωμάτων και υποχρεώσεων των αγοραστών και πωλητών τους. Έτσι, στα δικαιώματα πώλησης, ο αγοραστής (long put) μπορεί να πωλήσει τα προσυμφωνημένα αξιόγραφα μόνο εφόσον το θελήσει, ο δε εκδότης-πωλητής (short put) δεσμεύεται να τα αγοράσει σε προκαθορισμένη τιμή. Όπως και προηγουμένως, η τιμή του ορτίον διαμορφώνεται ανάλογα με τις προσδοκίες τις αγοράς για τις μελλοντικές εξελίξεις στο επίπεδο των τιμών των υποκείμενων στοιχείων. Έτσι, αν ο πωλητής πιστεύει ότι θα αυξηθούν οι τιμές και ο αγοραστής προσδοκά μείωση τους και οι δύο συμβαλλόμενοι πιστεύουν ότι έχουν συμφέρον να συμφωνήσουν βάσει του τρέχοντος επιπέδου τιμών (Γκλεζάκος, 2014).

Τα Δικαιώματα αγοράς και πώλησης διακρίνονται σε:

- ευρωπαϊκά, όπου το δικαίωμα εξασκείται στη λήξη.
- αμερικάνικα, όπου το δικαίωμα εξασκείται σε οποιαδήποτε χρονική στιγμή μέχρι και τη λήξη.

4. Το Χρηματοοικονομικό Σύστημα

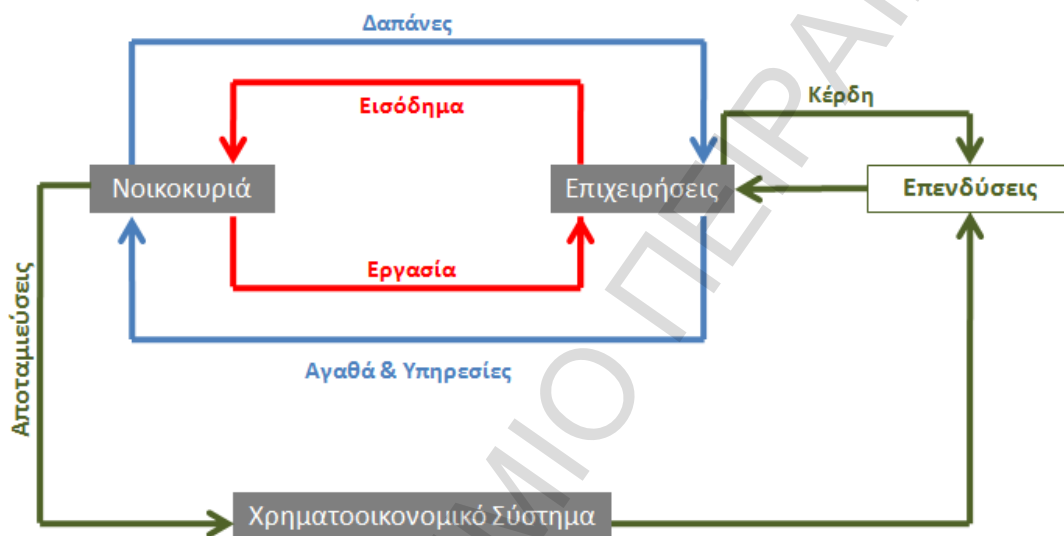
Ο ρόλος του χρηματοοικονομικού συστήματος σε μια οικονομία είναι η αναδιανομή των αποταμιεύσεων των πλεονασματικών μονάδων προς τις καταλληλότερες επενδυτικές ή καταναλωτικές χρήσεις, οι οποίες αυξάνουν το παραγόμενο προϊόν της οικονομίας και την ικανοποίηση των καταναλωτικών επιθυμιών. Η διαδικασία αυτή συντελείται με το δανεισμό των χρημάτων των αποταμιευτών σε οργανισμούς που λειτουργούν ως χρηματοπιστωτικοί μεσολαβητές (financial intermediaries) και οι οποίοι με τη σειρά τους δανείζουν σε καταναλωτές και επιχειρήσεις.

Ως μονάδες της οικονομίας θεωρούνται τρεις κατηγορίες, τα νοικοκυριά, οι επιχειρήσεις και το δημόσιο, οι οποίες δρουν στο πλαίσιο ενός εισοδηματικού περιορισμού.

ΣΧΗΜΑ 2-2

Μέτρηση του ΑΕΠ

Κυκλική Ροή Αγαθών, Υπηρεσιών και Χρήματος μεταξύ Νοικοκυριών και Επιχειρήσεων



Πηγή: Αντζουλάτος (2011, σ.40)

Το Σχήμα 2-2 αναδεικνύει την αλληλεξάρτηση των οικονομικών παραγόντων: όλοι λειτουργούν και ως παραγωγοί και ως καταναλωτές. Τα νοικοκυριά ως παραγωγοί προσφέρουν εργασία στις επιχειρήσεις, ενώ ως καταναλωτές, αγοράζουν τα προϊόντα και τις υπηρεσίες των επιχειρήσεων. Οι επιχειρήσεις ως παραγωγοί παράγουν και πωλούν αγαθά και υπηρεσίες στα νοικοκυριά, ενώ ως καταναλωτές καταναλώνουν τις υπηρεσίες των νοικοκυριών/παροχή εργασίας. Μέσω του χρηματοοικονομικού συστήματος, οι αποταμιεύσεις των νοικοκυριών, δηλαδή η διαφορά μεταξύ των εισοδημάτων και των δαπανών, ανακυκλώνονται κάθε περίοδο και χρηματοδοτούν τις επενδύσεις των επιχειρήσεων. Παρατηρούμε ότι μέρος των επενδύσεων χρηματοδοτείται από τις ίδιες τις επιχειρήσεις μέσω των κερδών (Αντζουλάτος, 2011).

Η διοχέτευση αγοραστικής δύναμης από τις πλεονασματικές μονάδες προς τις ελλειμματικές πραγματοποιείται με το δανεισμό χρημάτων από τις πρώτες στις δεύτερες, που δεσμεύονται ενυπογράφως για πληρωμή των εν λόγω χρημάτων (συν τον τόκο) στον κομιστή

της απαίτησης, σε κάποια μελλοντική στιγμή. Οι γραπτές αυτές απαιτήσεις καλούνται πιστωτικές απαιτήσεις (financial claims), και ενδεικτικές μορφές τους είναι τα έντοκα γραμμάτια δημοσίου (ΕΓΕΔ), τα πιστοποιητικά καταθέσεων (Certificates of Deposits -CD's), τα στεγαστικά δάνεια με τη μορφή υποθηκών (mortgages), τα εμπορικά ομόλογα (commercial papers) και οι ομολογίες (bonds) (Θωμαδάκης & Ξανθάκης, 2006).

Το χρηματοπιστωτικό σύστημα οιασδήποτε χώρας είναι μείζονος σημασίας, καθώς επιτελεί λειτουργίες, οι οποίες επιτρέπουν την ανάπτυξη της οικονομίας με ορθολογικό τρόπο. Οι σημαντικότερες εξ αυτών των λειτουργιών είναι οι ακόλουθες (Νούλας, 2005):

Επιτυγχάνει ορθολογικότερη κατανομή των διαθέσιμων κεφαλαίων

Διαθέτει τους κατάλληλους μηχανισμούς που του επιτρέπουν να αξιολογεί τους υποψήφιους δανειολήπτες και να διαθέτει τα κεφάλαια που του εμπιστεύονται οι πλεονασματικές οικονομικές μονάδες προς τις διάφορες παραγωγικές μονάδες βοηθώντας, έτσι, στην ανάπτυξη της οικονομίας. Όσο ορθολογικότερη είναι η διάθεση κεφαλαίων τόσο καλύτερα αναπτύσσεται μια οικονομία.

Προάγει νέα χρηματοπιστωτικά προϊόντα

Σε ένα οργανωμένο και αποτελεσματικό χρηματοπιστωτικό σύστημα δημιουργούνται, συνεχώς, νέα χρηματοοικονομικά προϊόντα, τα οποία ικανοποιούν καταναλωτικές και επενδυτικές ανάγκες. Η ικανοποίηση αυτών των αναγκών, σημαίνει ότι περισσότερα κεφάλαια προσφέρονται στην αγορά και περισσότερες επενδύσεις πραγματοποιούνται συμβάλλοντας, έτσι, στην ανάπτυξη της οικονομίας.

Συμβάλει στη μείωση του κινδύνου

Η μείωση του κινδύνου επιτυγχάνεται με πληθώρα τρόπων. Στην περίπτωση των τραπεζικών καταθέσεων, οι καταθέτες δεν έχουν τον κίνδυνο της απώλειας των χρημάτων τους. Το χρηματοπιστωτικό σύστημα παρέχει πληροφορίες και μια γκάμα προϊόντων που επιτρέπει στους επενδυτές να δημιουργήσουν αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια, μέσω των οποίων επιτυγχάνουν την ελαχιστοποίηση του κινδύνου τους. Γενικά, η μείωση του κινδύνου απώλειας των κεφαλαίων συμβάλει στην περαιτέρω ενίσχυση της αποταμίευσης και στη μείωση των επιτοκίων, γεγονότα που έχουν θετική επίδραση στην οικονομική πρόοδο.

Μειώνει το κόστος των συναλλαγών και το κόστος της πληροφόρησης

Η πραγματοποίηση μιας συναλλαγής απαιτεί κόστος και καλή πληροφόρηση. Η ύπαρξη ενός καλά οργανωμένου και αποτελεσματικού χρηματοοικονομικού συστήματος μειώνει το κόστος των συναλλαγών, καθώς και το κόστος πληροφόρησης.

5. Η Χρηματαγορά

Γενικά, χρηματαγορά είναι η αγορά στην οποία γίνεται διαπραγμάτευση απαιτήσεων που είναι στενά υποκατάστατα του χρήματος, η χρονική διάρκεια των οποίων δεν ξεπερνά το ένα έτος (Νούλας, 2005). Η χρηματαγορά δεν είναι γεωγραφικά προσδιορισμένη, αλλά απαρτίζεται από το σύνολο των αγορών που διαπραγματεύονται διαφορετικές μορφές συναλλακτικών μέσων.

Η οικονομική λειτουργία της είναι η παροχή αποτελεσματικών μέσων προς τις οικονομικές μονάδες. Σημαντικό ρόλο στη λειτουργία της έχουν οι έμποροι χρεογράφων και οι χρηματιστές που εξειδικεύονται σε ιδιαίτερους τίτλους. Σημαντικότερος όμως, είναι ο ρόλος των εμπόρων, οι οποίοι αγοράζουν και πωλούν από τα αποθέματα των χρεογράφων και έτσι στην ουσία δημιουργούν/διαμορφώνουν την αγορά.

Η ανάπτυξη της χρηματαγοράς ή αγοράς χρήματος αποτελεί οργανικό στοιχείο του χρηματοοικονομικού συστήματος. Διότι, πρώτον, το χρηματοοικονομικό πρόβλημα των επενδυτών και των επιχειρήσεων είναι ενιαίο και συνεξετάζεται ως πρόβλημα αναγκών για τρέχουσες συναλλαγές και ως πρόβλημα αποταμιεύσεων και επιλογής επενδύσεων με δεδομένη την ιεράρχηση των στόχων του καθενός. Δεύτερον, διότι το πρόβλημα ρευστότητας έχει κρίσιμη σημασία για τους επενδυτές και για τις επιχειρήσεις, με συνέπεια το επίπεδο ανάπτυξης της χρηματαγοράς (πρωτογενούς και δευτερογενούς) να παίζει σημαντικό ρόλο στην επιλογή του χαρτοφυλακίου των επενδύσεων αυτών. Στην αγορά χρήματος εκδίδονται, διαπραγματεύονται και συναλλάσσονται βραχυχρόνιοι τίτλοι (από μία ημέρα μέχρι ένα χρόνο).

Η αγορά χρήματος χρησιμοποιείται και εξυπηρετεί:

- τις επιχειρήσεις, για τις ανάγκες ρευστότητας (για αμοιβές προσωπικού, μετακίνηση εμπορευμάτων, κλπ).

- τις τράπεζες, για τις τρέχουσες συναλλαγές και το καθημερινό κλείσιμο ταμείου με δυνατότητες για διορθωτική προσφυγή στη διατραπεζική αγορά, στην κεντρική τράπεζα ή στη διεθνή αγορά για προσωρινή κάλυψη τυχόν προβλήματος ρευστότητας τους.
- το δημόσιο, που εκδίδει, διαθέτει και εξοφλεί κατά τη λήξη του έντοκα γραμμάτια διάρκειας μέχρι ενός έτους, εκτός από ομόλογα μεσοπρόθεσμης διάρκειας και ομολογίες μακροπρόθεσμης διάρκειας και την κάλυψη των δανειακών υποχρεώσεων του.
- τους επενδυτές, που καταφεύγουν στην χρηματαγορά για συμπληρωματική χρηματοδότηση των επενδυτικών τους σχεδίων ή για να διασφαλίσουν εαυτούς από τυχόν έκτακτες τρέχουσες δαπάνες και απολύσεις από μη απόλυτα σωστό χρονοδιάγραμμα των δαπανών τους.
- τα νοικοκυριά, τα οποία έχουν σημειώσει ταχείς ρυθμούς αύξησης της καταναλωτικής πίστης², με τρόπο ώστε να αποτελεί σημαντικό παράγοντα της τραπεζικής πιστοδότησης, της αγοράς διαρκών καταναλωτικών αγαθών κτλ.

Το επίπεδο ανάπτυξης των αγορών χρήματος και κεφαλαίου αντανακλάται στον όγκο των συναλλαγών (τζίρο) των αξιόγραφων (financial instruments) ή στους θεσμούς που αποτελούν το πλαίσιο μέσα στο οποίο αναπτύσσονται οι αγορές αυτές.

Τα κύρια χαρακτηριστικά της χρηματαγοράς είναι:

- βραχυπρόθεσμη διάρκεια των επενδύσεων.
- μικρός κίνδυνος των τοποθετήσεων.
- εύκολη ρευστοποίηση των επενδύσεων.

5.1 Τράπεζες και Λειτουργίες τους

Στην αγορά αυτή αγοράζουν και πωλούν χρεόγραφα μόνο πιστωτικά ιδρύματα. Σε αυτά περιλαμβάνονται οι Τράπεζα της Ελλάδος (ΤτΕ), οι Εμπορικές Τράπεζες, οι Τράπεζες Επενδύσεων, οι Συνεταιριστικές Τράπεζες και οι Χρηματιστηριακές Εταιρείες.

Οι τράπεζες αποτελούν το κυριότερο τμήμα του τραπεζικού συστήματος συγκεντρώνοντας το μεγαλύτερο όγκο των καταθέσεων και παρέχοντας χρηματοδότηση βραχείας και μακράς διάρκειας σε όλους τους τομείς της οικονομίας. Συμμετέχουν στο μετοχικό κεφάλαιο πολλών επιχειρήσεων, παρέχουν χρηματιστηριακές και ασφαλιστικές υπηρεσίες και ιδρύουν

² Καταναλωτική Πίστη: Με τον όρο αυτό εννοείται κάθε μορφής πιστωτική διευκόλυνση που παρέχεται από έναν πιστοδότη (τράπεζα, έμπορο, κ.ά.) σε έναν καταναλωτή, σε πρόσωπο δηλαδή που παίρνει πίστωση για μη επαγγελματικούς λόγους

θυγατρικές παρέχοντας χρηματοδοτική μίσθωση (leasing) και πρακτορεία χρηματοοικονομικών απαιτήσεων (factoring).

Οι διάφορες λειτουργίες μιας τράπεζας αποτυπώνονται στον ισολογισμό της. Για λόγους απλουστεύσεως θεωρείται πως μια αντιπροσωπευτική τράπεζα έχει τον ακόλουθο ισολογισμό.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2-1

Ισολογισμός Τράπεζας

<u>Ενεργητικό</u>	<u>Παθητικό</u>
Διαθέσιμα	Καταθέσεις (Deposits)
Επενδύσεις (Investments)	Κεφάλαια (Capitals)
Χορηγήσεις (Credits)	

Πηγή: Νούλας (2005, p.269)

- **Διαθέσιμα:** Υποχρεούνται βάσει νόμου να κρατούν ποσοστό των καταθέσεων σε ρευστά διαθέσιμα, τα υποχρεωτικά. Τα μη υποχρεωτικά διαθέσιμα ονομάζονται πλεονάζοντα. Όσο μεγαλύτερο είναι το ποσό των διαθέσιμων τόσο μικρότερος είναι ο κίνδυνος της τράπεζας.
- **Επενδύσεις:** Κυρίως σε ομόλογα. Η επένδυση σε αυτά αποβλέπει σε ρευστότητα, εισόδημα από τους τόκους, κεφαλαιακά κέρδη από την αύξηση των τιμών των, καλύτερη διαφοροποίηση του τραπεζικού χαρτοφυλακίου και αντιμετώπιση του επιτοκιακού κινδύνου. Περιλαμβάνει κινδύνους, επιτοκιακό και ανάκλησης, που πρέπει να λαμβάνονται υπόψη.
- **Χορηγήσεις:** Χορήγηση δανείων προς ιδιώτες και επιχειρήσεις. Αποτελούν μία από τις κυριότερες πηγές εσόδων, αλλά παράλληλα φέρουν μεγάλο ρίσκο.
- **Καταθέσεις:** Αποτελούν υποχρεώσεις των τραπεζών. Είδη: i) ταμειυτηρίου, ii) όψεως, iii) με προειδοποίηση, iv) τρεχούμενος λογαριασμός, v) προθεσμιακές, vi) ειδικοί καταθετικοί λογαριασμοί, vii) σε συνάλλαγμα.
- **Ίδια Κεφάλαια:** Αποτελούνται από το Μετοχικό Κεφάλαιο (ΜΚ), τα Αποθεματικά, τη διαφορά από την έκδοση μετοχών υπέρ το άρτιο³ και το υπόλοιπο εις νέον. Αποτελούν

³ Υπέρ το Άρτιο: Η έκδοση μετοχών «υπέρ το άρτιο» προκύπτει όταν οι μετοχές εκδίδονται σε αξία μεγαλύτερη από την ονομαστική τους αξία

εγγύηση τόσο για τους πιστωτές, όσο και για τους καταθέτες. Όσο μεγαλύτερα είναι τόσο μεγαλύτερη είναι η ασφάλεια της τράπεζας.

Πολλά εξ αυτών που αναφέρθηκαν, όπως οι λογαριασμοί διαθεσίμων, οι χορηγήσεις, οι μετοχές, τα ομόλογα, οι καταθέσεις, τα *repo's*, τα παράγωγα κ.τ.λ. ανήκουν στην ευρύτερη κατηγορία των χρηματοοικονομικών μέσων μιας τράπεζας. Κατέχουν κυρίαρχη θέση στην τραπεζική επιχείρηση και γενικότερα στις επιχειρήσεις του χρηματοπιστωτικού τομέα, αντιπροσωπεύοντας άνω του 90% τόσο του Ενεργητικού, όσο και του Παθητικού της πλειονότητας των τραπεζών, παγκοσμίως. Έτσι, τα χρηματοοικονομικά μέσα και η λογιστική αυτών, αποτελούν το κύριο γνώρισμα της τραπεζικής επιχείρησης (Κοντός, 2010, p.151).

5.2 Μορφές Επένδυσης στην Χρηματαγορά

Οι πιο συχνά αναφερόμενοι τίτλοι στις χρηματαγορές είναι τα έντοκα γραμμάτια δημοσίου (ΕΓΕΔ-treasury bills), τα διαπραγματεύσιμα πιστοποιητικά καταθέσεων (negotiable certificates of deposit), τα εμπορικά ομόλογα (commercial papers), τα διατραπεζικά κεφάλαια (federal funds), οι συμφωνίες επαναγοράς (repurchase agreements) και οι εγγυητικές επιστολές (banker's acceptances) (Νούλας, 2005).

5.2.1 Έντοκα Γραμμάτια Δημοσίου

Τα έντοκα γραμμάτια δημοσίου είναι το βασικό εργαλείο της χρηματαγοράς. Όπως αναφέρθηκε αναλυτικά προηγουμένως, αποτελούν άμεση κρατική υποχρέωση και για αυτόν τον λόγο δεν θεωρείται ότι ενσωματώνουν κίνδυνο αθέτησης, διαπραγματεύονται σε μια μεγάλη και ενεργό δευτερογενή αγορά και έχουν λήξεις που κυμαίνονται από τρεις μήνες έως ένα έτος. Οι τίτλοι αυτοί αγοράζονται για λόγους ρευστότητας και εξασφάλισης. Στενά συνδεδεμένα με τα ΕΓΕΔ είναι και τα χρεόγραφα των δημοσίων οργανισμών (federal agency securities), που όμως δεν αποτελούν άμεσες υποχρεώσεις της κυβέρνησης και ως εκ τούτου φέρουν ελάχιστα υψηλότερο κίνδυνο αθέτησης από αυτό των εντόκων γραμματίων.

5.2.2 Διαπραγματεύσιμα Πιστοποιητικά Καταθέσεων

Τα διαπραγματεύσιμα πιστοποιητικά καταθέσεων (Certificates of Deposits-CD's) στηρίζονται στις καταθέσεις προθεσμίας μεγάλων εμπορικών τραπεζών. Εκδίδονται για μεγάλα ποσά και έχουν περίοδο λήξης που κυμαίνεται από έναν έως έξι μήνες. Μπορούν να εξαργυρωθούν πριν από τη λήξη τους στη δευτερογενή αγορά. Όταν είναι σε δολάρια, αλλά εκδίδονται από ξένες τράπεζες ή στο εξωτερικό από αμερικανικές τράπεζες, καλούνται

πιστοποιητικά καταθέσεων σε ευρωδολάρια (eurodollar CDs). Τα περισσότερα διεθνή CDs έχουν μικρή διάρκεια λήξης, έως τρεις μήνες, για να ανταποκριθούν στις χρηματοδοτικές ανάγκες του διεθνούς εμπορίου.

5.2.3 Εμπορικά Ομόλογα

Τα εμπορικά ομόλογα είναι μη εγγυημένες υποσχέσεις (un-secured promissory notes), που εκδίδονται από μεγάλες επιχειρήσεις. Η λήξη τους κυμαίνεται από μερικές μέρες έως εννέα μήνες. Εκδίδονται, κυρίως, από νομικά πρόσωπα, χρηματοδοτικές εταιρείες και, κατά περίπτωση, από εταιρείες χαρτοφυλακίου μεγάλων εμπορικών τραπεζών. Αντίθετα από τα CDs, τα εμπορικά ομόλογα έχουν περιορισμένη δευτερογενή αγορά.

5.2.4 Διατραπεζικά Κεφάλαια

Τα διατραπεζικά κεφάλαια (federal/fed funds) είναι δάνεια μιας νύχτας ανάμεσα σε εμπορικές τράπεζες. Οι τράπεζες, με αποθεματικά που ξεπερνούν τα απαιτούμενα από το νόμο, μπορούν να δανείσουν το πλεόνασμα τους σε άλλες τράπεζες.

5.2.5 Συμφωνίες Επαναγοράς

Μια συμφωνία επαναγοράς (REPO's) είναι πώληση ενός βραχυπρόθεσμου χρεογράφου (collateral), με την προϋπόθεση ότι μετά από μια συγκεκριμένη περίοδο ο αρχικός πωλητής θα ξαναγοράσει σε μια προσυμφωνημένη τιμή. Οι πλέον χρησιμοποιούμενοι τίτλοι σε τέτοιες συναλλαγές είναι κρατικά χρεόγραφα ή χρεόγραφα δημοσίων οργανισμών.

5.2.6 Εγγυητικές Επιστολές

Οι εγγυητικές επιστολές των τραπεζών χρησιμοποιούνται, κυρίως, για τη χρηματοδότηση του διεθνούς εμπορίου. Είναι συναλλαγματικές (drafts) εκδιδόμενες από την τράπεζα και πληρωτέες στον εξαγωγέα, βασισμένες σε καταθέσεις που ο εισαγωγέας είναι υποχρεωμένος να έχει στην εν λόγω τράπεζα έως την ημερομηνία λήξης. Η τράπεζα που εκδίδει τη συναλλαγματική εγγυάται τα κεφάλαια στη λήξη τους, προσθέτοντας το όνομα της στους αρχικούς δανειζόμενους. Εκδίδονται για έναν έως εννέα μήνες, αν και πολλές φορές οι χρονικές περίοδοι είναι μεγαλύτερες και διαπραγματεύονται σε μια πολύ ρευστή δευτερογενή αγορά.

6. Οι Χρηματιστηριακές Αγορές

Η χρηματιστηριακή αγορά, όπως και κάθε αγορά, έχει αντικείμενο την παραγωγή, την προσφορά και τις συναλλαγές χρηματιστηριακών τίτλων που προσφέρουν οφέλη και χρησιμότητα στους επενδυτές και χρηματοδοτικούς πόρους στις επιχειρήσεις. Η δομή και λειτουργία της χρηματιστηριακής αγοράς σχετίζεται άμεσα με το σύστημα οργάνωσης, διοίκησης και ελέγχου του χρηματιστηρίου, που αποτελεί ασφαλιστική δικλείδα για την ομαλή λειτουργία του χρηματιστηριακού θεσμού και της χρηματιστηριακής αγοράς. Διευκολύνει την επένδυση διαθέσιμων σε μετοχές και ομολογίες (Χρηματιστήριο Αξιών-ΧΑ) και την εξουδετέρωση χρηματοοικονομικών κινδύνων (Χρηματιστήριο Παραγώγων-ΧΠ).

Ο Οικονομικός Ρόλος των Χρηματιστηρίων:

- Διευκόλυνση συναλλαγών επιτρέποντας στους εκπροσώπους της προσφοράς και της ζήτησης να βρίσκονται ταυτόχρονα στον τόπο διαπραγμάτευσης.
- Ελεύθερη διαμόρφωση τιμών βάσει του θεμελιώδους νόμου προσφοράς και ζήτησης και περιορισμός κινδύνου δημιουργίας τεχνητών τιμών.
- Άντληση κεφαλαίων σε μεγάλη κλίμακα μέσω έκδοσης και διάθεσης τίτλων στο ευρύ κοινό.
- Διάθεση χρημάτων προς επένδυση σε τίτλους, με την προσδοκία του κέρδους, συμβάλλοντας στην τόνωση της παραγωγικότητας και στην ανάπτυξη της χώρας που λειτουργεί το χρηματιστήριο.

6.1 Χρηματιστήρια Αξιών (ΧΑ)

Το Χρηματιστήριο Αξιών, πιο συγκεκριμένα, αποτελεί μια αγορά, όπου ανταλλάσσονται μη υλικά προϊόντα, που δεν προσφέρουν άμεση χρησιμότητα στον αγοραστή και στον χρήστη τους, αλλά προσδοκίες για το μέλλον (Μαλινδρέτου, 1998).

Οι τίτλοι που συναλλάσσονται στο Χρηματιστήριο είναι είτε νέοι, δηλαδή εκδίδονται για πρώτη φορά είτε παλαιοί, δηλαδή έχουν εκδοθεί σε παραλθοντικό χρόνο. Οι συναλλαγές επί των νέων τίτλων συνιστούν την πρωτογενή αγορά, ενώ οι πράξεις επί παλαιών τη δευτερογενή. Η πρωτογενής δίνει την δυνατότητα στις οικονομικές μονάδες να χρηματοδοτηθούν άμεσα από τους αποταμιευτές με δανειακά (έκδοση ομολογιών) ή ίδια κεφάλαια (έκδοση μετοχών) άμεσα, θέτοντας τους δικούς τους όρους και επιτυγχάνοντας

κόστος κεφαλαίου μικρότερο αυτού των τραπεζών. Η δευτερογενής δίνει την ευχέρεια στους επενδυτές να ρευστοποιήσουν τίτλους, να επενδύσουν σε συνδυασμό τίτλων και να αλλάξουν τη σύνθεση του χαρτοφυλακίου τους.

Ο επενδυτής αντιμετωπίζει το χρηματιστήριο ως μια εναλλακτική μορφή τοποθέτησης των χρημάτων που αποταμιεύει, με σκοπό την επιδίωξη ικανοποιητικής απόδοσης υψηλότερης, συνήθως, από αυτή που προσφέρουν επενδύσεις, όπως οι τραπεζικές καταθέσεις και τα κρατικά ομόλογα.

Το χρηματιστήριο αποτελεί, επίσης, μέρος του συνολικού χρηματοδοτικού συστήματος παρέχοντας, όπως και οι τράπεζες, τα μέσα και τις υπηρεσίες για τη μεταβίβαση χρηματικών πόρων από τις αποταμιεύσεις των επενδυτών στις επιχειρήσεις, οι οποίες με αυτά τα κεφάλαια χρηματοδοτούν τα επενδυτικά τους προγράμματα.

6.2 Χρηματιστήρια Παραγώγων

Η αυξανόμενη ζήτηση για οργανωμένες συναλλαγές συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης (Futures) και δικαιωμάτων (Options) ως αντιστάθμισμα στην ολοένα και περισσότερο έντονη διακύμανση των τιμών των διεθνών χρηματοοικονομικών αγορών είχε ως αποτέλεσμα την δημιουργία Χρηματιστηρίων Παραγώγων (ΧΠ) στις αγορές αυτές.

Η ίδρυση της αγοράς παραγώγων, έρχεται να ικανοποιήσει επιχειρηματικές ανάγκες, καθώς τα παράγωγα χρηματοοικονομικά προϊόντα βοηθούν στη διαχείριση και μετάθεση του κινδύνου που προέρχεται από τις απότομες διακυμάνσεις των τιμών στην τρέχουσα αγορά και επιπρόσθετα, παρέχουν προβλέψιμες τιμές που βοηθούν σε πιο σωστές επιχειρηματικές αποφάσεις και σε αποτελεσματικότερη κατανομή των πόρων. Ένα χρηματιστήριο συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης και δικαιωμάτων, κυρίως, εξυπηρετεί το σκοπό της διαχείρισης κινδύνου, αφού δίνει τη δυνατότητα να μοιραστεί ο κίνδυνος σε έναν αριθμό συμβαλλομένων.

Τα ανά των κόσμο χρηματιστήρια παραγώγων είναι είτε Ανώνυμες Εταιρίες (ΑΕ) που ανήκουν σε μετόχους είτε μη κερδοσκοπικοί οργανισμοί και αποτελούνται από φυσικά ή νομικά πρόσωπα-μέλη. Ορισμένα ορίζουν συγκεκριμένο αριθμό θέσεων που διαθέτουν για πραγματοποίηση συναλλαγών, άλλα δε, δεν έχουν περιορισμούς στον αριθμό μελών εφόσον πληρούνται ορισμένες προϋποθέσεις. Καθώς οι συναλλαγές επιτρέπονται μόνο μέσω των μελών, η αξία της θέσης αυξάνεται, σε βαθμό που αυτή γίνεται αντικείμενο αγοραπωλησίας.

6.3 Χρηματιστήρια Αξιών και Παραγώγων στην Ελλάδα

Η ιστορία του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) αρχίζει στις 30 Σεπτεμβρίου 1876 όταν επί κυβέρνησης του Αλέξανδρου Κουμουνδούρου, δόθηκε η κυβερνητική έγκριση για τη σύσταση του. Το ΧΑΑ ιδρύθηκε ως αυτόνομος κανονιστικά, δημόσιος φορέας, με απόφαση του Υπουργικού Συμβουλίου και είχε ως πρώτα αντικείμενα διαπραγμάτευσης τις ομολογίες των εθνικών δανείων και τις μετοχές της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος.

Τέσσερα χρόνια αργότερα, τον Μάιο του 1880, εκλέχτηκε η πρώτη Διοικούσα Επιτροπή του χρηματιστηρίου και το ΧΑΑ άρχισε να λειτουργεί επίσημα. Το Βασιλικό Διάταγμα της 12/16 Ιουνίου 1909 όρισε το χρηματιστήριο ως τον πρώτο οργανωμένο χώρο για την εκτέλεση συμβάσεων και συναλλαγών σε τίτλους του δημοσίου και σε τίτλους τραπεζών και Ανωνύμων Εταιριών (Ζώτος et al., 1998). Το 1918 το χρηματιστήριο μετατράπηκε σε Νομικό Πρόσωπο Δημοσίου Δικαίου (ΝΠΔΔ) εποπτευόμενο από το κράτος. Ο πρώτος νόμος που όρισε σαφώς τις υποχρεώσεις και τα δικαιώματα των συναλλασσόμενων μερών (χρηματιστών και επενδυτών) ήταν ο Ν.3632/28.

Στη σύγχρονη ιστορία του ΧΑΑ, συναντήσαμε τα παρακάτω γεγονότα :

Το 1985 με το Π.Δ.350 προσδιορίστηκαν τα δικαιολογητικά εισαγωγής μετοχών στο ΧΑΑ. Αργότερα το 1988 ο Ν.1806 εκσυγχρόνισε το ΧΑΑ , εισάγοντας το θεσμό της Ανώνυμης Χρηματιστηριακής Εταιρείας (ΑΧΕ), το θεσμό του Κεντρικού Αποθετηρίου Αξιών (ΚΑΑ) και ιδρύοντας την Παράλληλη Αγορά το 1991 με το Ν.1969, όπου ιδρύθηκε η Επιτροπή Κεφαλαιαγοράς (ΕΚ) και τέθηκε σε λειτουργία το πρώτο πληροφοριακό σύστημα συναλλαγών ΑΣΗΣ και το 1992 με το Π.Δ.50, το οποίο συμπλήρωσε το Π.Δ.348/85, προσδιορίστηκε το είδος της πληροφόρησης που πρέπει να περιέχεται στο Ενημερωτικό Δελτίο, για την εισαγωγή μιας εταιρείας στο ΧΑΑ ή την αύξηση μετοχικού κεφαλαίου μιας ήδη εισηγμένης εταιρείας.

Το 1995 με το Ν.2324 το χρηματιστήριο μετατράπηκε σε ΑΕ, με μοναδικό μέτοχο το Ελληνικό Δημόσιο, ενώ το 1996 ψηφίστηκε ο Ν.2396 για την παροχή επενδυτικών υπηρεσιών στον τομέα των κινητών αξιών. Το 1997 με το Ν.2533 τίθεται το πλαίσιο ιδιωτικοποίησης του χρηματιστηρίου. Αργότερα το 2000 αποφασίζεται η εισαγωγή των μετοχών του χρηματιστηρίου στην κύρια αγορά. Για τον λόγο αυτό, το 2000 ιδρύθηκε η εταιρεία συμμετοχών με την επωνυμία Ελληνικά Χρηματιστήρια ΑΕ Συμμετοχών (ΕΧΑΕ), η οποία εισήχθη προς διαπραγμάτευση στο χρηματιστήριο τον Αύγουστο του 2000.

Το 2002 η εταιρεία Χρηματιστήριο Παραγώγων Αθηνών Α.Ε. συγχωνεύθηκε με απορρόφηση από την εταιρεία Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών ΑΕ (ΧΑΑ). Το 2003 το Ελληνικό Δημόσιο, σε εφαρμογή του προγράμματος αποκρατικοποιήσεων, διαθέτει το σύνολο των μετοχών ΕΧΑΕ κυριότητας του σε επτά τράπεζες και το ΧΑΑ μεταβιβάζει τις εναπομείνουσες εποπτικές του αρμοδιότητες στην Επιτροπή Κεφαλαιαγοράς. Το 2011 ενεργοποιήθηκε το δίκτυο ΧΝΕΤ, ενώ το 2012 υπεγράφη Μνημόνιο Συνεργασίας (Memorandum of Understanding-MoU) μεταξύ των Χρηματιστηρίων Κορέας (KRX) και Αθηνών, ώστε να δημιουργηθεί ένα αποτελεσματικό μοντέλο διασύνδεσης των δύο αγορών (Ε.Χ.Α.Ε., 2013).

Σκοπός της εταιρείας είναι η οργάνωση, υποστήριξη και παρακολούθηση των συναλλαγών επί κινητών αξιών, παραγώγων προϊόντων και λοιπών χρηματοοικονομικών προϊόντων, καθώς και η διασφάλιση της εύρυθμης λειτουργίας της αγοράς, η προστασία του επενδυτικού κοινού και κάθε άλλη συναφής δραστηριότητα (Πορφύρης & Ηλιάδης, 2004).

Σήμερα το ΧΑΑ είναι Ανώνυμη Εταιρεία με μοναδικό μέτοχο την ΕΧΑΕ. Διοικείται από Διοικητικό Συμβούλιο που απαρτίζεται από 13 μέλη, εκ των οποίων 2 μέλη έχουν εκτελεστικές αρμοδιότητες και 11 μέλη έχουν μη εκτελεστικές αρμοδιότητες, τετραετούς θητείας, παρατεινόμενη αυτοδικαίως μέχρι την Τακτική Γενική Συνέλευση των μετόχων της εταιρείας, που θα συνέλθει ή θα συγκληθεί μετά της λήξης της θητείας του (Ε.Χ.Α.Ε., 2013). Γενικότερα είναι αποδεκτό πως το Χρηματιστήριο Αθηνών παίζει μεγάλο ρόλο στην οικονομική ανάπτυξη της Ελλάδας στο τελευταίο μισό του 20ου αιώνα. Γεγονότα τα οποία επηρέασαν το χρηματιστήριο είναι η ένταξη της Ελλάδας στην νομισματική και οικονομική ενοποίηση (ΟΝΕ), το χρηματιστηριακό κραχ του 1999 και η παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση του 2007, η οποία σημάδεψε τις ζωές πολλών ελληνικών οικογενειών.

7. Απόδοση και Κίνδυνος Χρηματοοικονομικών Επενδύσεων

Η επενδυτική απόφαση (Μαλινδρέτου, 1998, p.42) χαρακτηρίζεται ως ανταλλαγή μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου. Όταν μια επένδυση, λοιπόν, εξετάζεται μεμονωμένα η αξιολόγηση της βασίζεται σε δύο συνιστώσες, την απόδοση και τον κίνδυνο.

Η απόδοση μιας επένδυσης μετράται με ακρίβεια μόνο απολογιστικά (ex-post), δηλαδή μετά την υλοποίηση των αποφάσεων των επενδυτών. Προϋπολογιστικά (ex-ante),

αναφερόμαστε σε προσδοκώμενες αποδόσεις, που μπορούν να εκφραστούν ως πιθανοτικές κατανομές και γι αυτό μπορούν να περιγραφούν πλήρως από τη μέση τιμή και την τυπική απόκλιση, η οποία αποτελεί μέτρο κινδύνου.

Ο κάθε επενδυτής, προκειμένου να αναλάβει κάποιον κίνδυνο, θέλει να αποζημιωθεί για αυτόν. Ως αποζημίωση, θεωρείται η αποκόμιση κάποιας επιπλέον απόδοσης συγκριτικά με αυτή που θα απολάμβανε για μια επένδυση χωρίς κίνδυνο (risk-free). Οι υψηλότερες αποδόσεις, λοιπόν, εκλαμβάνονται ως αμοιβή για τον υψηλότερο κίνδυνο που αναλαμβάνεται από τους επενδυτές.

7.1 Τρέχουσα Απόδοση

Η συνολική απόδοση (total return) σε ένα χρηματιστηριακό τίτλο περιέχει δύο βασικές συνιστώσες:

- πραγματοποιούμενη απόδοση (yield): περιέχει τις περιοδικές ταμειακές ροές που αποφέρει μια επένδυση, με τη μορφή τόκων ή μερισμάτων.
- υπεραξία (capital gain/loss): πρόσθετο όφελος που αποκομίζει ο επενδυτής από τη διαφορά μεταξύ της τιμής απόκτησης και της τιμής πώλησης ή της τρέχουσας λόγω του αναληφθέντος κινδύνου.

Η συνολική απόδοση ενός χρηματιστηριακού τίτλου προκύπτει από το αλγεβρικό άθροισμα των συνιστωσών αυτών:

$$\text{Συνολική Απόδοση} = \text{Περιοδική Απόδοση} + \text{Μεταβολή Τιμής}$$

Η γενική μορφή της εξίσωσης σε σχετικά μεγέθη ως λόγος προς την τιμή αγοράς του περιουσιακού στοιχείου δίνεται ως εξής:

$$R_t = \frac{C_t}{P_0} + \frac{P_t - P_0}{P_0}$$

όπου, R_t : η απόδοση κατά την περίοδο t

C_t : οι ταμειακές ροές στη διάρκεια της περιόδου t

P_t : η τιμή στο τέλος της περιόδου t ή η τιμή πώλησης

P_0 : η τιμή αγοράς ή η τιμή στην αρχή της περιόδου

Η ταμειακή ροή προέρχεται από τα τοκομερίδια (coupons) στους ομολογιακούς τίτλους, τα μερίσματα στους μετοχικούς τίτλους, ενώ στα δικαιώματα αγοράς (warrants) υπάρχει μόνο η μεταβολή της τιμής αγοράς και πώλησης.

Επισημαίνεται, πως η χρήση αυτού του μέτρου απόδοσης δεν προϋποθέτει την πώληση ή ύπαρξη κεφαλαιακής υπεραξίας (είτε θετικής-κέρδος είτε αρνητικής-ζημία) από την μεταβολή των τιμών.

7.2 Εκτιμούμενες Αποδόσεις και Κίνδυνος

Η τρέχουσα απόδοση ή και οι αποδόσεις προηγούμενων περιόδων δεν είναι επαρκείς για την επιλογή ανάμεσα σε χρηματιστηριακούς τίτλους από τον επενδυτή. Έτσι, συχνά για την εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου μιας επένδυσης, χρησιμοποιούνται ο μέσος όρος των αποδόσεων του παρελθόντος σε βάθος χρόνου και η διακύμανση ή η τετραγωνική ρίζα αυτής αντίστοιχα.

- Μέσος Αριθμητικός Όρος

1. Μέσος Αστάθμητος $E(R_i) = \frac{\sum R_i}{n}$

2. Μέσος Σταθμικός $E(R_i) = \frac{\sum R_i f_i}{n} = \sum R_i a_i$

όπου, R_i : η μέση τιμή κάθε κλάσης της κατανομής συχνοτήτων που μπορεί να ταξινομηθεί η ιστορική σειρά των παρατηρήσεων.

f_i : ο αριθμός (συχνότητα) των παρατηρήσεων στην αντίστοιχη κλάση.

a_i : το ποσοστό συμμετοχής στο συνολικό μέγεθος της σειράς ($a_i = f_i/n$ και $\sum a_i = 1$).

- Διακύμανση

1. Διακύμανση $\sigma_{R_i}^2 = \frac{\sum [R_i - E(R_i)]^2}{n-1}$

2. Σταθμική Διακύμανση $\sigma_{R_i}^2 = \frac{\sum a_i [R_i - E(R_i)]^2}{n-1}$

όπου, $n-1$: ο αριθμός των παρατηρήσεων μειωμένος κατά 1 λόγω απώλειας ενός βαθμού ελευθερίας από τον υπολογισμό του μέσου όρου (\bar{x}).

Για μεγαλύτερη συγκρισιμότητα των αποδόσεων μεταξύ επενδύσεων με διαφορετικά επίπεδα κινδύνου και απόδοσης χρησιμοποιείται ο Συντελεστής Μεταβλητότητας (Coefficient of Variation) που ορίζεται ως ο λόγος της τυπικής απόκλισης προς την εκτιμώμενη απόδοση.

$$CV = \frac{\sigma_{R_i}}{E(R_i)}$$

Ο CV έχει μεγάλη πρακτική χρησιμότητα, καθώς δείχνει αν ο κίνδυνος αυξηθεί κατά μια μονάδα πόσο θα αυξηθεί η απόδοση για αποζημίωση από την ανάληψη υψηλότερου κινδύνου.

7.3 Αναμενόμενες Αποδόσεις και Κίνδυνος

Τα απολογιστικά δεδομένα δίνουν τις τάσεις του παρελθόντος, οι οποίες δεν είναι απαραίτητο πως θα συνεχιστούν και στο μέλλον. Συνεπώς, τα απολογιστικά μεγέθη δεν είναι επαρκή για τη διαμόρφωση προβλέψεων για τις μελλοντικές αποδόσεις και τους κινδύνους.

Για το σκοπό αυτό, η αναμενόμενη απόδοση μιας επένδυσης αποτελεί τον μέσο όρο όλων των δυνατών αποδόσεων με συντελεστές στάθμισης τις πιθανότητες προέλευσης της καθεμιάς από τις αποδόσεις αυτές:

$$E(R_i) = \sum_i^n R_i p_i$$

όπου, $E(R_i)$: η αναμενόμενη απόδοση ενός χρηματιστηριακού τίτλου

R_i : η δυνατή απόδοση ενός χρηματιστηριακού τίτλου

p_i : η πιθανότητα της i απόδοσης ενός χρηματιστηριακού τίτλου

N : ο αριθμός των δυνατών αποδόσεων

Η διακύμανση των αποδόσεων στηρίζεται στην εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης λαμβάνοντας υπόψη τις πιθανότητες πραγματοποίησης συγκεκριμένων αποδόσεων:

$$\sigma^2 = \sum [R_i - E(R_i)]^2 p_i$$

Ο επενδυτής μπορεί να προβεί σε ανάλυση χρονολογικών σειρών ή συναρτήσεων προκειμένου να διατυπώσει πιο ρεαλιστικές προβλέψεις για την πορεία των τιμών και αποδόσεων. Τα κυριότερα μέτρα που εφαρμόζονται για τον έλεγχο της ανεξαρτησίας των χρονολογικών σειρών των τιμών και των αποδόσεων των χρηματιστηριακών τίτλων είναι οι συντελεστές ασυμμετρίας και κυρτότητας και κατ'επέκταση η στατιστική Jarque Bera, ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης και ο έλεγχος των ροών.

8. Ο Επενδυτικός Κίνδυνος

8.1 Έννοια Επενδυτικού Κινδύνου

Επενδυτικός κίνδυνος είναι ο κίνδυνος να προκύψουν ζημίες από μια επένδυση. Ως ζημία δε νοείται μόνο η απώλεια του κεφαλαίου, αλλά και η τελική απόδοση να είναι μικρότερη από αυτή που δίνει κατά μέσο όρο η αγορά.

Ο κίνδυνος για καταθέσεις, ομόλογα, ομολογίες, έντοκα γραμμάτια είναι αυτός του πληθωρισμού και της πιθανής αδυναμίας του κράτους να πληρώσει την αξία αυτών. Οι ομολογίες με ρήτρα ξένου νομίσματος, εκτός από τους άνω, εμπεριέχουν επιπλέον τον κίνδυνο διακυμάνσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Στην περίπτωση των μετοχών, οι κίνδυνοι είναι πολλοί και είναι δύσκολο να συνεκτιμηθούν. Μπορούν, όμως, να ομαδοποιηθούν οι παράγοντες που επηρεάζουν την επένδυση σε μετοχές ως εξής:

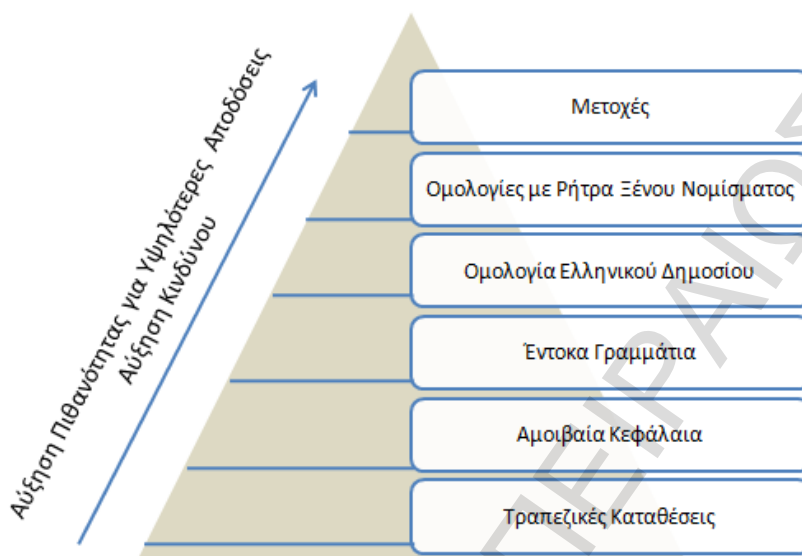
- κίνδυνος προερχόμενος από την εταιρεία που εκδίδει τις μετοχές.
- κίνδυνος προερχόμενος από τον κλάδο που ανήκει η εταιρεία.
- κίνδυνος προερχόμενος από τα οικονομικά μεγέθη της χώρας.
- κίνδυνος προερχόμενος από την διεθνή κατάσταση της οικονομίας.

Η επένδυση, λοιπόν στο χρηματιστήριο εγκυμονεί πολλούς κινδύνους. Ενώ, δηλαδή, επιλέγεται μια εταιρεία που έχει καλή πορεία και παρουσιάζει κέρδη, αν ο κλάδος αυτής δεν έχει την ανάλογη εκτίμηση, η απόδοση που λαμβάνει ο επενδυτής είναι κακή. Επίσης, μπορεί όλοι οι κλάδοι να εμφανίζουν ικανοποιητική πορεία, όλες οι εταιρείες που έχουν επιλεγεί προς επένδυση να έχουν κέρδη, όμως η γενική κατάσταση της οικονομίας εγχώρια ή διεθνώς να μην παρέχει τη δυναμική να επιτευχθούν υψηλές επιδόσεις.

Παρακάτω παρουσιάζεται η κατάταξη των επενδύσεων σύμφωνα με τον επενδυτικό τους κίνδυνο. Όσο υψηλότερη η ράβδος τόσο υψηλότερος ο κίνδυνος.

ΣΧΗΜΑ 2-3:

Επενδυτικός Κίνδυνος και Μορφές Επενδύσεων



Πηγή: Daily Rosetta (2012)

8.2 Είδη Επενδυτικού Κινδύνου

Ο Markowitz περιγράφει δύο τύπους επενδυτικού κινδύνου (Διακογιάννης, 2009):

- συστηματικός ή κίνδυνος της αγοράς (systematic risk, market risk)
- μη συστηματικός ή ειδικός κίνδυνος (unsystematic risk, diversifiable risk, specific risk)

8.2.1 Συστηματικός Κίνδυνος ή Κίνδυνος Αγοράς

Ο συστηματικός κίνδυνος ή κίνδυνος της αγοράς ταυτίζεται με τη φύση της επένδυσης και δεν μπορεί να αντιμετωπιστεί. Οφείλεται σε παράγοντες που επηρεάζουν το σύνολο της αγοράς για μια συγκεκριμένη επένδυση και προκύπτει από γεγονότα, τα οποία επηρεάζουν ολόκληρη την αγορά, οικονομικές και πολιτικές εξελίξεις, τόσο εγχώριες όσο και διεθνείς (π.χ. η επίθεση στους δίδυμους πύργους στις 9/11/2001). Επηρεάζει τις αποδόσεις όλων των χρεογράφων, δε μπορεί να μειωθεί ή να εξαλειφθεί με τη διαφοροποίηση και τέλος, μπορεί να μετρηθεί με το συντελεστή βήτα. Εκτενής ανάλυση για το συντελεστή αυτό θα ακολουθήσει στο τρίτο Κεφάλαιο. Πρέπει να επισημανθεί ότι η αγορά ανταμείβει τον επενδυτή για το συστηματικό κίνδυνο που δέχεται να αναλάβει δίνοντας του επιπλέον απόδοση, η οποία λειτουργεί ως κίνητρο.

8.2.2 Μη συστηματικός ή Ειδικός Κίνδυνος

Ο μη συστηματικός ή ειδικός κίνδυνος (specific risk) μιας επένδυσης σχετίζεται με την ίδια την εταιρεία ή τον κλάδο και κατά συνέπεια με τη μετοχή αυτών. Ο κίνδυνος αυτός είναι αντιμετωπίσιμος, συνεπώς, στόχος του επενδυτή είναι η διατήρηση του σε χαμηλά επίπεδα. Σε περίπτωση που οι επιδόσεις της εταιρείας (ρευστότητα, πωλήσεις, κέρδη, δείκτης ανάπτυξης, απόδοση μετοχής, δανεισμός κ.λ.π.) δεν είναι καλές, τότε ο μη συστηματικός κίνδυνος είναι μεγάλος και μπορεί να μειωθεί με την πώληση ορισμένων μετοχών και την αντικατάστασή τους με μετοχές εταιρειών με καλύτερες επιδόσεις.

Ο κίνδυνος αυτός, μετρά το μέρος της μεταβλητότητας του χρεογράφου i που είναι ανεξάρτητο από τη συνολική κατάσταση στην αγορά. Μπορεί και πρέπει να εξαλειφθεί ή τουλάχιστον το μεγαλύτερο μέρος του να μειωθεί, εάν ένας επενδυτής διακρατά πληθώρα χρεογράφων στην κατοχή του, διαφοροποίηση.

Ο μη συστηματικός κίνδυνος προκύπτει από γεγονότα, τα οποία είναι μοναδικά για κάθε επιχείρηση, επηρεάζει τις αποδόσεις ενός χρεογράφου και μπορεί να μειωθεί ή να εξαλειφθεί με τη δημιουργία ενός καλά δομημένου χαρτοφυλακίου. Μελέτες έχουν δείξει ότι ένα χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει δεκαπέντε με είκοσι μετοχές τυχαία επιλεγμένες είναι ικανό να εξαλείψει το 80% του μη συστηματικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου. Τέλος, μπορεί να μετρηθεί με το Υπόδειγμα Αγοράς. Εκτενής ανάλυση για το υπόδειγμα αυτό θα ακολουθήσει στο τρίτο κεφάλαιο.

Συνεπώς,

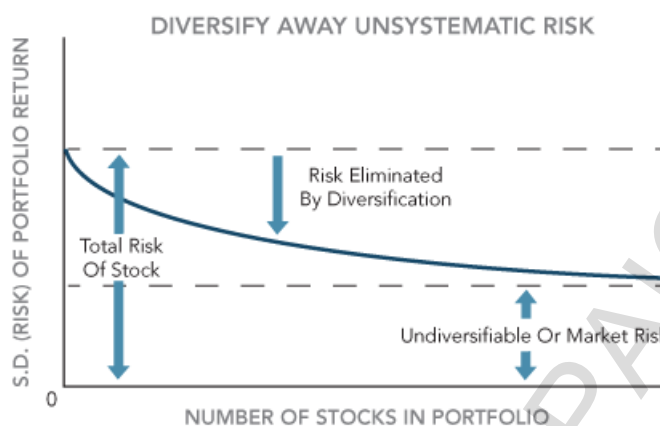
$$\text{Συνολικός Κίνδυνος} = \text{Συστηματικός Κίνδυνος} + \text{Μη Συστηματικός Κίνδυνος}$$

Εξετάζοντας τόσο τον γενικό όσο και τον ειδικό κίνδυνο βγαίνουν δύο συμπεράσματα:

- χρειάζεται μεγαλύτερη προσοχή από τους επενδυτές στον ειδικό κίνδυνο παρά στο γενικό.
- υπάρχει ένα σημείο αύξησης του αριθμού των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο, όπου ο ειδικός και ο γενικός κίνδυνος συναντιόνται και έχουμε ισορροπία όσον αφορά το συνολικό κίνδυνο της επένδυσης για τους επενδυτές.

ΣΧΗΜΑ 2-4

Μεταβολή Συνολικού Κινδύνου συγκριτικά με τον Αριθμό των Μετοχών



Πηγή: Quantitative Solutions (2012)

Στον οριζόντιο άξονα απεικονίζεται ο αριθμός των μετοχών που συμπεριλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο, ενώ στον κάθετο ο συνολικός κίνδυνος μέσω της τυπικής απόκλισης (μέτρο κινδύνου). Από το διάγραμμα συμπεραίνουμε ότι ο συστηματικός κίνδυνος παραμένει σταθερός ανεξαρτήτως του αριθμού των μετοχών που περιλαμβάνονται σε αυτό. Αντιθέτως, ο μη συστηματικός κίνδυνος μειώνεται, καθώς αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών.

Όσο περισσότερα αξιόγραφα διακρατά ένας επενδυτής τόσο εξαλείφεται ο μη συστηματικός κίνδυνος. Για τον μεμονωμένο επενδυτή, αυτό σημαίνει πως θα πρέπει να επιλέξει ένα διευρυμένο, χαμηλού κόστους δεικτοποιημένο κεφάλαιο (αναπτυξιακό αμοιβαίο κεφάλαιο που συνδέει ή προσπαθεί να επιτύχει απόδοση ίση ή ανώτερη ορισμένου δείκτη), ώστε να επιτύχει σταθερότητα στο χαρτοφυλάκιο του (Quantitative Solutions, LLC, 2012).

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΗ ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

1. Υποθέσεις Θεωρίας Χαρτοφυλακίου

Ένα χαρτοφυλάκιο είναι ένα επενδυτικό πορτοφόλι που περιλαμβάνει το σύνολο των τοποθετήσεων (μετοχές, ομόλογα, αμοιβαία κεφάλαια κτλ) και των ρευστών διαθεσίμων που διαθέτει ένα φυσικό ή νομικό πρόσωπο.

Η θεωρία χαρτοφυλακίου επιχειρεί να προσδιορίσει το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο υπό συνθήκες αβεβαιότητας. Ασχολείται με τις δυνατότητες συνδυασμού μεμονωμένων μετοχών σε χαρτοφυλάκια με ποσοτικά προσδιορισμένα χαρακτηριστικά κινδύνου και απόδοσης και με την επιλογή ενός χαρτοφυλακίου, το οποίο μεγιστοποιεί την αναμενόμενη ωφελιμότητα του επενδυτή με ορίζοντα μίας μόνο περιόδου.

Η θεωρία χαρτοφυλακίου, όπως αναπτύχθηκε από τον Markowitz (1952) βασίζεται σε τέσσερις υποθέσεις:

1. Οι επενδυτές έχουν ένα συγκεκριμένο και μεμονωμένο επενδυτικό ορίζοντα
2. Για τους επενδυτές κάθε μεμονωμένη μετοχή αντιπροσωπεύεται από μια κατανομή πιθανοτήτων των αναμενόμενων αποδόσεων. Η αναμενόμενη τιμή αυτής, είναι ένα μέτρο της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής και η διακύμανση της (ή τυπική απόκλιση) παρέχει ένα μέτρο του κινδύνου της μετοχής.
3. Ένα χαρτοφυλάκιο μεμονωμένων μετοχών μπορεί να περιγραφεί απόλυτα από την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου και τη διακύμανση αυτής.
4. Οι επενδυτές ακολουθούν την αρχή της ορθολογικής επενδυτικής συμπεριφοράς, η οποία προσδιορίζεται από δύο βασικές παραδοχές:

- 4.1. Ο επενδυτής προτιμά τις μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μικρότερες για κάθε συγκεκριμένο επίπεδο κινδύνου.
- 4.2. Ο επενδυτής προτιμά τις πιο σίγουρες αποδόσεις και τις πιο ριγοκίνδυνες για κάθε συγκεκριμένο επίπεδο απόδοσης.

2. Το Μοντέλο του H. Markowitz

Το μοντέλο του Markowitz (1952) περιλαμβάνει τρία στάδια ενεργειών:

1. Ανάλυση των χαρακτηριστικών των μετοχών: εκτίμηση των χαρακτηριστικών κινδύνου και απόδοσης των μετοχών και του βαθμού συσχέτισης αυτών.
2. Ανάλυση του χαρτοφυλακίου: βάσει του προηγούμενου σταδίου, προσδιορίζονται οι συνδυασμοί μετοχών που είναι αποτελεσματικοί.
3. Επιλογή του χαρτοφυλακίου: από τα αποτελέσματα του δεύτερου σταδίου, επιλέγεται από τους αποτελεσματικούς συνδυασμούς, εκείνος που μεγιστοποιεί την αναμενόμενη ωφελιμότητα του επενδυτή ή εκείνος που ταιριάζει πιο πολύ στη συνάρτηση ωφελιμότητας (utility function) του επενδυτή.

Σύμφωνα με τον Markowitz, αφού δύο μετοχές μπορούν να συγκριθούν εξετάζοντας την αναμενόμενη απόδοση και την τυπική απόκλιση καθεμιάς, το ίδιο μπορεί να γίνει και για δύο χαρτοφυλάκια. Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου θα υπολογίζεται ως ο μέσος σταθμικός των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών που το αποτελούν και η τυπική απόκλιση ή η διακύμανση του θα είναι ίση με τη συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών που το αποτελούν. Συνεπώς,

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^N E(R_i)w_i$$

όπου, $E(R_p)$: αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

w_i : αξία που έχει επενδυθεί σε κάθε μετοχή i

$E(R_i)$: αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i

N : ο αριθμός των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο

Ο συντελεστής στάθμισης βρίσκεται από την σχέση

$$w_i = \frac{n_i p_i}{\sum n_i p_i}$$

όπου, n_i το πλήθος των τίτλων και p_i η χρηματιστηριακή αξία του χρεογράφου i .

Ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου περιλαμβάνει τον κίνδυνο του κάθε μεμονωμένου χρεογράφου που περιέχει, καθώς επίσης, και τις σταθμικές διακυμάνσεις των αποδόσεων όλων των ζευγαριών των χρεογράφων. Όσο μεγαλύτερος είναι ο αριθμός των χρεογράφων που περιλαμβάνει το χαρτοφυλάκιο, τόσο μεγαλύτερη είναι η σχετική βαρύτητα της μέσης διακύμανσης των αποδόσεων των χρεογράφων.

Οι παράγοντες που καθορίζουν τον κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου είναι:

- η διακύμανση των αποδόσεων κάθε χρεογράφου.
- οι συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων μεταξύ των χρεογράφων που περιέχονται στο χαρτοφυλάκιο (θετική τιμή: θετική σύγκλιση των αποδόσεων των εξεταζόμενων μετοχών, αρνητική τιμή: καμία απολύτως συσχέτιση στις πορείες των υπό εξέταση μετοχών).
- οι σταθμίσεις που έχει το κάθε χρεόγραφο (δηλαδή, το ποσοστό της αξίας του χαρτοφυλακίου που έχει επενδυθεί στο χρεόγραφο αυτό).

Ο συνολικός κίνδυνος κάθε χρεογράφου, όπως αναφέρθηκε, και κατά συνέπεια και ενός χαρτοφυλακίου αποτελείται από δυο τμήματα:

- συστηματικός κίνδυνος: Όταν σχηματίζεται ένα χαρτοφυλάκιο καλά διαφοροποιημένο ο συστηματικός κίνδυνος μπορεί να μειωθεί.
- μη συστηματικός κίνδυνος: Μπορεί να εξαλειφθεί ή τουλάχιστον το μεγαλύτερο μέρος αυτού να μειωθεί, εάν έχουμε ένα χαρτοφυλάκιο με αρκετά χρεόγραφα. Για τον λόγο αυτό, όταν μιλάμε για αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια δεν ενδιαφερόμαστε για αυτόν τον τύπο κινδύνου.

Ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου μετριέται με την τυπική απόκλιση (σ_p) της κατανομής πιθανοτήτων της συνολικής αποδοτικότητας του και εκφράζεται με τον τύπο:

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j p_{ij} \sigma_i \sigma_j}$$

όπου, p_{ij} : συντελεστής συσχέτισης των χρεογράφων $i, j \in [-1, 1]$

σ_i, σ_j : τυπικές αποκλίσεις των χρεογράφων i και j αντίστοιχα.

w_i, w_j : ποσοστά συμμετοχής των χρεογράφων i και j αντίστοιχα.

3. Η Αρχή της Διαφοροποίησης και τα Αποτελέσματα της

Όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου δίδεται από το σταθμικό μέσο των προσδοκώμενων αποδόσεων των αξιογράφων που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο. Στην περίπτωση χαρτοφυλακίου δύο μόνο αξιογράφων, οι σχέσεις που δίνουν την προσδοκώμενη απόδοση και τη διακύμανση των αποδόσεων του παίρνουν τη μορφή:

$$E(R_p) = xE(R_a) + (1-x)E(R_b)$$

και

$$\sigma_p^2 = x^2\sigma_a^2 + (1-x)^2\sigma_b^2 + 2x(1-x)\sigma_a\sigma_b\rho_{ab}$$

όπου, x , $1-x$: τα ποσοστά συμμετοχής των αξιογράφων a , b στο χαρτοφυλάκιο αντίστοιχα.

Από τις άνω σχέσεις, είναι εμφανής γραμμική σχέση του $E(R_p)$ προς την x . Αντιθέτως, η διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου δεν είναι γραμμική. Άλλωστε, ούτε η τυπική απόκλιση, η οποία δίδεται από την τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης, αποδίδεται ως γραμμική σχέση των σ_a και σ_b . Η απόδειξη αυτού είναι απλή, προσθαφαιρώντας απλά το μέγεθος $[2x(1-x)\sigma_a\sigma_b]$ και ομαδοποιώντας σε κοινούς παράγοντες:

$$\sigma_p^2 = [x\sigma_a + (1-x)\sigma_b]^2 - 2x(1-x)\sigma_a\sigma_b(1-\rho_{ab})$$

Η διερεύνηση της σχέσης αυτής, είναι ικανή να προσφέρει σημαντικά συμπεράσματα:

1. Αν $\rho_{ab}=1$ τότε $\sigma_p^2 = [x\sigma_a + (1-x)\sigma_b]^2 \Rightarrow \sigma_p = x\sigma_a + (1-x)\sigma_b$

Στην περίπτωση αυτή, η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου ισούται με το σταθμικό μέσο των τυπικών αποκλίσεων των δύο αξιογράφων.

2. Αν $\rho_{ab}<1$ τότε $\sigma_p^2 < [x\sigma_a + (1-x)\sigma_b]^2 \Rightarrow \sigma_p < x\sigma_a + (1-x)\sigma_b$

Αυτά ισχύουν διότι $-2x(1-x)\sigma_a\sigma_b(1-\rho_{ab}) < 0$.

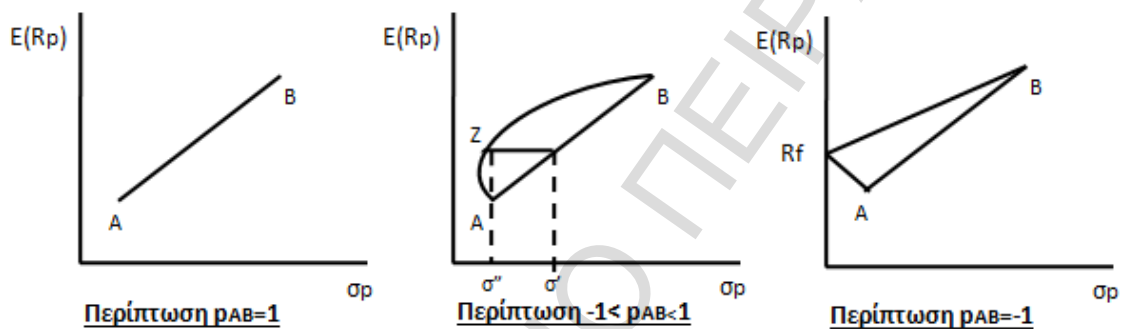
Σε όλες τις περιπτώσεις κατά τις οποίες ο συντελεστής συσχέτισης ρ_{ab} είναι μικρότερος της μονάδας, η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου είναι μικρότερη από το σταθμικό μέσο των σ_a και σ_b . Προκύπτει, συνεπώς, επάμβλυνση του κινδύνου λόγω της μείξης των αξιογράφων στο χαρτοφυλάκιο. Η επάμβλυνση αυτή καλείται αποτέλεσμα διαφοροποίησης (diversification effect) (Markowitz, 1959). Όσο η τιμή του ρ_{ab} μειώνεται, τόσο η σ_p μειώνεται, επίσης, κάτω του σταθμικού μέσου των σ_a και σ_b . Το αποτέλεσμα της διαφοροποίησης χαρτοφυλακίου οφείλεται στο γεγονός πως όταν δύο, ή περισσότερα, αξιόγραφα συνδυάζονται σε χαρτοφυλάκιο, οι τυχαίες μεταβολές στην απόδοση του ενός αντισταθμίζονται σε ένα βαθμό από τις τυχαίες μεταβολές στην απόδοση του άλλου, έτσι

ώστε για το συνολικό χαρτοφυλάκιο να προκύπτει διασπορά του κινδύνου. Στο ενδεχόμενο, όμως, που οι αποδόσεις των αξιογράφων παρουσιάζουν θετικό συσχετισμό, τότε δεν πραγματοποιείται διασπορά κινδύνου, διότι οι τυχαίες μεταβολές στις αποδόσεις των αξιογράφων συμπίπτουν στην πορεία τους.

Η διαγραμματική απεικόνιση των ζευγών $(E(R_p), \sigma_p)$ που προκύπτουν από όλους τους πιθανούς συνδυασμούς των αξιογράφων δίνεται στο κάτω σχήμα:

ΣΧΗΜΑ 3-1

Απόδοση και Κίνδυνος Χαρτοφυλακίου



Προσαρμόστηκε από: Θωμαδάκης & Ξανθάκης (2006), Σκιαδόπουλος (2011)

όπου, R_f : το χωρίς κίνδυνο περιουσιακό στοιχείο

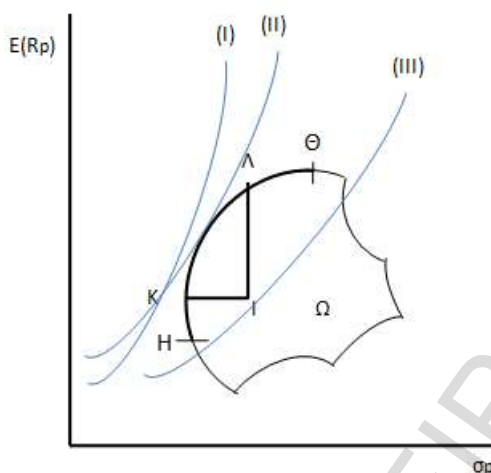
Όπως φαίνεται, στην περίπτωση που $\rho_{ab} = 1$ όλα τα ζεύγη $(E(R_p), \sigma_p)$ τοποθετούνται στην ευθεία AB. Η AB απεικονίζει όλα τα δυνατά χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται από συνδυασμούς των A και B χαρτοφυλακίων. Στην περίπτωση που $\rho_{ab} < 1$ όλα τα ζεύγη $(E(R_p), \sigma_p)$ τοποθετούνται στην καμπύλη AB. Η κυρτότητα της AB απεικονίζει το αποτέλεσμα στις διαφοροποιήσεις. Για παράδειγμα, το χαρτοφυλάκιο Z παρουσιάζει τυπική απόκλιση σ'' , ενώ ο σταθμικός μέσος των αποκλίσεων είναι σ' . Η διαφορά $\sigma'' - \sigma'$ είναι το αποτέλεσμα της διαφοροποίησης.

Τα βασικά συμπεράσματα από την απλή περίπτωση χαρτοφυλακίου δύο αξιογράφων μπορούν εύκολα να επεκταθούν σε χαρτοφυλάκια πολλών αξιογράφων. Στην περίπτωση αυτή ισχύουν οι τύποι που διατυπώθηκαν στην αρχή του κεφαλαίου:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^N E(R_i)w_i \text{ και } \sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j}$$

ΣΧΗΜΑ 3-2

Σύνορο Βέλτιστων Επιλογών



Προσαρμόστηκε από: Θωμαδάκης & Ξανθάκης (2006), Σκιαδόπουλος (2011)

Διαγραμματικά, όλα τα δυνατά χαρτοφυλάκια που μπορούν να συγκροτηθούν από N αξιόγραφα τοποθετούνται σε μια περιοχή Ω , όπως στο Σχήμα 3-2. Τα όρια της περιοχής ορίζονται από τις καμπύλες αδιαφορίας του επενδυτή. Το σχήμα των καμπυλών διαφέρει ανάλογα με τον τύπο του επενδυτή. Έτσι, οι καμπύλες αδιαφορίας ενός επενδυτή που αποστρέφεται τον κίνδυνο είναι συνάρτηση της μέσης απόδοσης, αύξουσες και στρέφουν τα κοίλα προς τα άνω. Όσο μετακινούμαστε από την (I) στη (II) αυξάνεται η χρησιμότητα (Σκιαδόπουλος, 2011).

Η κλίση της καμπύλης αδιαφορίας απεικονίζει το βαθμό αποστροφής στον κίνδυνο:

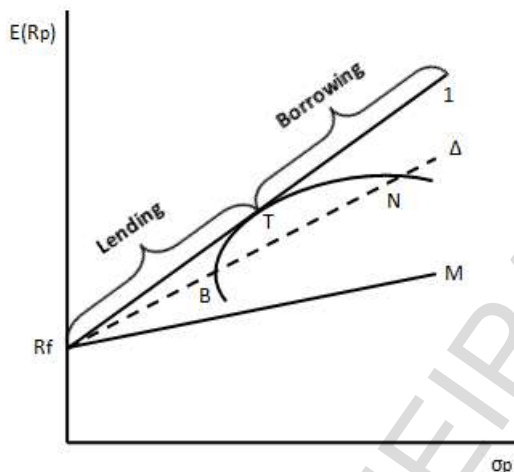
$$\frac{dE(R_p)}{d\sigma_p} = \frac{U\sigma_p}{UE(R_p)} \quad (\text{πηλίκο οριακών χρησιμοτήτων})$$

Μεγαλύτερη αποστροφή στον κίνδυνο έχει η (I), καθώς για δεδομένη μεταβολή του κινδύνου, η απόδοση από την (I) είναι μεγαλύτερη της απόδοσης των (II) και (III). Συνεπώς, ο επενδυτής της (I) αποστρέφεται περισσότερο τον κίνδυνο, αφού ζητά μεγαλύτερη απόδοση.

Οι ορθολογικοί επενδυτές που αντιμετωπίζουν το πρόβλημα επιλογής χαρτοφυλακίου από όλα τα δυνατά χαρτοφυλάκια της περιοχής Ω , δε θα επέλεγαν ποτέ χαρτοφυλάκιο στο εσωτερικό της περιοχής. Γενικά, το βορειοδυτικό όριο της περιοχής Ω , δηλαδή η καμπύλη $H\Theta$, περιλαμβάνει όλα τα χαρτοφυλάκια που προσφέρουν μέγιστη απόδοση σε κάθε επίπεδο κινδύνου ή ελάχιστο κίνδυνο σε κάθε επίπεδο προσδοκώμενης απόδοσης. Η καμπύλη $H\Theta$ ορίζεται ως το αποτελεσματικό σύνορο (efficient frontier).

ΣΧΗΜΑ 3-3

Αποτελεσματικό Σύνορο Χαρτοφυλακίου που Περιέχει Αξιόγραφα Με και Χωρίς Κίνδυνο



Πηγή: Σκιαδόπουλος (2011)

Το σχήμα του αποτελεσματικού συνόρου εξαρτάται από το εάν θα συνδυάσουμε αξιόγραφα που εμπεριέχουν ή όχι κίνδυνο (Brealey et al., 2008). Έτσι, αν υπάρχει αξιόγραφο χωρίς κίνδυνο και αξιόγραφο με κίνδυνο, το αποτελεσματικό σύνορο είναι γραμμικό (όπως και το σύνορο χαρτοφυλακίου). Αν συνδυαστεί το αξιόγραφο χωρίς κίνδυνο με ολόκληρο σύνορο χαρτοφυλακίου με κίνδυνο (μη γραμμικό), το αποτελεσματικό σύνορο είναι ευθεία που ξεκινά από το R_f και διέρχεται από το χαρτοφυλάκιο με κίνδυνο, δηλαδή είναι εφαπτόμενο αυτού. Επίσης, στην περίπτωση που ο επενδυτής μπορεί να δανείσει στην αγορά, αλλά δεν μπορεί να δανειστεί και αν οι ανοιχτές πωλήσεις⁴ δεν επιτρέπονται, τότε το αποτελεσματικό σύνορο ξεκινά από το R_f , φτάνει στο T και επειδή δεν μπορεί να επεκταθεί μέχρι το 1, καταλήγει στο N, που είναι το αμέσως αποτελεσματικότερο. Αντιθέτως, στην περίπτωση που ο επενδυτής μπορεί να δανειστεί, αλλά δεν μπορεί να δανείσει, το αποτελεσματικό σύνορο ξεκινάει από το 1, φτάνει μέχρι το T και επειδή δεν μπορεί να μεταβεί στο R_f καταλήγει στο B, όπως φαίνεται στο Σχήμα 3-3.

Η τελική επιλογή ενός επενδυτή εξαρτάται από δύο παράγοντες:

- τις προτιμήσεις του αναφορικά με το συνδυασμό κινδύνου/απόδοσης.
- τις επενδυτικές επιλογές του αποτελεσματικού συνόρου.

⁴ **Ανοιχτή Πώληση:** Πώληση περιουσιακών στοιχείων, συνήθως χρεογράφων, τα οποία ο πωλητής-short έχει «δανειστεί» από τρίτον (συνήθως χρηματιστηριακό μεσάζοντα), με την πρόθεση να αγοράσει πανομοιότυπα χρεόγραφα αργότερα για να τα επιστρέψει στον δανειστή.

Ο πρώτος παράγοντας δείχνει τι θα ήθελε ο επενδυτής να πράξει, ενώ, ο δεύτερος τι μπορεί να πράξει. Συνδυασμός των δύο αυτών παραγόντων δίνει το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο, το οποίο είναι το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο που μεγιστοποιεί την αναμενόμενη χρησιμότητα του επενδυτή. Συντηρητικοί επενδυτές (risk averse investors) επιλέγουν αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια χαμηλού κινδύνου λαμβάνοντας χαμηλή αναμενόμενη απόδοση, ενώ, επιθετικοί επενδυτές (risk lover investors) επιλέγουν υψηλότερο κίνδυνο με αντάλλαγμα υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.

4. Αποτίμηση Κεφαλαιουχικών Αγαθών

Ο William Sharpe [(1963); (1964)], αρχικά, εισάγοντας το συσχετισμό κάθε μετοχής με ένα κοινό δείκτη αναπτύσσοντας το Υπόδειγμα Αγοράς και εν συνεχεία δουλεύοντας παράλληλα με τους John Lintner (1965), Jan Mossin (1966) και Jack Treynor (1962) αλλά ο καθένας ξεχωριστά, εισήγαγαν την έννοια του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου, απλοποίησαν και διεύρυναν το μοντέλο του Markowitz και τις έως τότε αναφορές και διαμόρφωσαν τη θεωρία ισορροπίας της κεφαλαιαγοράς. Η θεωρία αυτή εκφράζεται με το Μοντέλο Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (CAPM) και δείχνει τη σχέση μεταξύ απόδοσης και κινδύνου σε συνθήκες ισορροπίας.

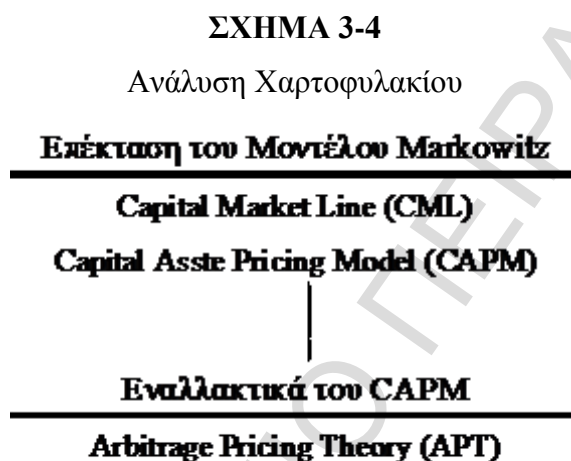
Οι τέσσερις αυτοί ερευνητές, στήριξαν τις θεωρίες τους στις εξής κύριες υποθέσεις:

1. Όλες οι επενδυτικές αποφάσεις βασίζονται στο αναμενόμενο κέρδος και κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.
2. Όλοι οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο.
3. Όλοι οι επενδυτές επιθυμούν την καλύτερη δυνατή αναμενόμενη απόδοση.
4. Όλοι οι επενδυτές έχουν τις ίδιες κατανομές πιθανοτήτων των μελλοντικών αποδόσεων, καθώς επίσης και τον ίδιο επενδυτικό ορίζοντα.
5. Όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται με επιτόκιο ίσο με αυτό του αξιόγραφου με μηδενικό κίνδυνο.
6. Ο δείκτης πληθωρισμού είναι μηδενικός.

7. Η κεφαλαιαγορά είναι τέλεια⁵.
8. Η κεφαλαιαγορά βρίσκεται σε ισορροπία.

Με βάση τις υποθέσεις αυτές αναπτύχθηκαν:

- Η Γραμμή Κεφαλαιαγοράς
- Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων



Πηγή: Diakogiannis (1994)

4.1 Υπόδειγμα Αγοράς (Market/Single Index Model)

Ο μεγάλος αριθμός υπολογισμών που χρειαζόταν για να εφαρμοσθεί η θεωρία του Markowitz περί επιλογής του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου, καθώς και το γεγονός πως η επιλογή αυτή γίνονταν μέσω εκτιμήσεων με βάση τις πιθανότητες των μελλοντικών αποδόσεων των χρεογράφων, οδήγησαν στην ανάπτυξη του Υποδείγματος της Αγοράς από τον W.F. Sharpe (1963).

Δεδομένου πως το μοντέλο του Markowitz γίνεται δύσχρηστο καθώς αυξάνει ο αριθμός των μετοχών του χαρτοφυλακίου, εισήγαγε το συσχετισμό των αποδόσεων κάθε μετοχής με την απόδοση του χαρτοφυλακίου αγοράς (market portfolio). Υποθέτει, δηλαδή, πως δεν υπάρχει άλλος παράγοντας που να επηρεάζει τις τιμές των μετοχών. Η υπόθεση αυτή μείωσε σημαντικά την πληθώρα υπολογισμών που απαιτούνταν για την εφαρμογή της θεωρίας του

⁵ Τέλεια Αγορά: Δεν υπάρχουν φόροι και κόστη συναλλαγών, οι μετοχές είναι απεριόριστα διαιρετές, οι τιμές δεν επηρεάζονται από ενέργειες μεμονωμένων επενδυτών και τέλος, δεν υπάρχουν έξοδα παροχής πληροφοριών.

αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου, όπως είχε διατυπωθεί από τον Markowitz. Αποφεύγεται ο υπολογισμός πολλαπλών συσχετίσεων μεταξύ των υπό εξέταση μετοχών και αντ' αυτού υπολογίζεται μόνο η συσχέτιση της κάθε μετοχής με έναν κοινό δείκτη.

Το Υπόδειγμα Αγοράς περιγράφει μια γραμμική παλινδρόμηση της απόδοσης μεμονωμένων χρεογράφων (χαρτοφυλακίων) στην απόδοση της συνολικής αγοράς.

$$R_{it} = b_i R_{Mt} + a_i + e_{it}$$

, όπου R_{it} : η (τυχαία) απόδοση του χρεογράφου i κατά την περίοδο t

R_{Mt} : η (τυχαία) απόδοση του Γενικού Δείκτη M κατά την περίοδο t

b_i : ο συντελεστής βήτα του χρεογράφου, ο οποίος μετρά την ευαισθησία της απόδοσης του χρεογράφου i στις διακυμάνσεις της απόδοσης του Δείκτη

a_i : το συστατικό της απόδοσης του χρεογράφου που δε σχετίζεται με τις διακυμάνσεις της απόδοσης του Δείκτη, η απόδοση του χρεογράφου όταν η απόδοση του αγοραίου χαρτοφυλακίου είναι μηδενική.

e_{it} : το σφάλμα της απόδοσης του χρεογράφου i κατά την περίοδο t , διαταρακτικός όρος

Το υπόδειγμα αυτό παρά την αποδοχή του συντελεστή βήτα και την ευρεία χρήση του, έχει υποστεί έντονη κριτική. Τα κυριότερα σημεία στα οποία βασίζεται η κριτική αυτή είναι τα εξής:

α. Σύμφωνα με τις υποθέσεις του υποδείγματος, οι απόδοσεις των μετοχών επηρεάζονται από έναν μόνο παράγοντα, το χρηματιστηριακό δείκτη. Όμως, δεν γίνεται σαφές ποιός δείκτης είναι αυτός. Στην περίπτωση του ΧΑΑ, για παράδειγμα, υπάρχουν ο Γενικός Δείκτης, ο δείκτης FTSE-ASE20, ο δείκτης FTSE-ASE40 και άλλοι, που ο καθένας εξ αυτών έχει διαφορετικά χαρακτηριστικά.

β. Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα φαίνεται πως έχει πολύ χαμηλό συντελεστή προσδιορισμού (R^2). Αυτό σημαίνει πως η μεταβλητότητα της ανεξάρτητης μεταβλητής εξηγεί μικρό μέρος της μεταβλητότητας της εξαρτημένης μεταβλητής, γεγονός που καταδεικνύει την παράβλεψη μεταβλητών (omitted variables) που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Η παράβλεψη αυτή μπορεί να οδηγήσει σε πλασματικές τιμές του συντελεστή βήτα και κατ' επέκταση στη δημιουργία εσφαλμένων προβλέψεων. Για το λόγο αυτό δημιουργήθηκαν μοντέλα τα οποία λαμβάνουν υπόψη περισσότερες της μίας μεταβλητές (πολυπαραγοντικά υποδείγματα).

4.2 Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line-CML)

Σύμφωνα με τη γραμμή κεφαλαιαγοράς, όλοι οι επενδυτές έχουν πανομοιότυπες προσδοκίες. Έτσι, όλοι θα παρατηρούν το ίδιο αποτελεσματικό σύνορο του Markowitz στον χώρο των συνδυασμών αναμενόμενων αποδόσεων/κινδύνου. Οι επενδυτές μπορούν να συνδυάσουν το αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου με διάφορα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια. Ο βέλτιστος συνδυασμός (τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια) βρίσκεται επί της εφαπτόμενης ευθείας μεταξύ του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου και του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου του Markowitz. Το χαρτοφυλάκιο που βρίσκεται στο σημείο επαφής αυτών, καλείται χαρτοφυλάκιο αγοράς και η ύπαρξη ισορροπίας υποθέτει πως κάθε αξιόγραφο με κίνδυνο έχει περιληφθεί σε αυτό το χαρτοφυλάκιο (Diakogiannis, 1994).

Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς (M), είναι ένα άριστο, βέλτιστο χαρτοφυλάκιο, όπου επενδύονται χρήματα σε όλα τα χρεόγραφα της αγοράς. Η πορεία του χαρτοφυλακίου της αγοράς συνήθως δίνεται από τους Γενικούς Δείκτες Τιμών και τους επί μέρους. Κάθε μία επιλογή ενός επενδυτή αποτελεί άμεση συνάρτηση του αγοραίου χαρτοφυλακίου. Όταν, λοιπόν, η αγορά βρίσκεται σε κατάσταση ισορροπίας, το αγοραίο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από όλα τα χρεόγραφα που αποτελούν αντικείμενα διαπραγμάτευσης στην αγορά στις αξιακές τους αναλογίες και την αναμενόμενη απόδοση ισορροπίας.

Αν το αγοραίο χαρτοφυλάκιο δεν περιλαμβάνει όλα τα αξιόγραφα με κίνδυνο, η αγορά δε θα βρισκόταν σε ισορροπία, διότι η συνολική ποσότητα των αξιογράφων με κίνδυνο που οι επενδυτές επιθυμούν να αγοράσουν δε θα ήταν ίση με τη συνολική ποσότητα που οι επενδυτές επιθυμούν να πωλήσουν. Το ποσοστό συμμετοχής του κάθε αξιόγραφου i στο αγοραίο χαρτοφυλάκιο προσδιορίζεται ως ακολούθως:

$$x_i = \frac{\text{Τρέχουσα Τιμή Αξιογράφου } i}{\text{Άθροισμα Τρεχουσών Τιμών Όλων των Αξιογράφων με Κίνδυνο στην Αγορά}}$$

Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο. Η αποτελεσματικότητα του χαρτοφυλακίου αυτού, είναι προϋπόθεση⁶ για την επικύρωση της γραμμικής συσχέτισης μεταξύ κινδύνου (μετρούμενος από την τυπική απόκλιση) και αναμενόμενης απόδοσης για κάθε αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο σε ισορροπία. Το νέο γραμμικό αποτελεσματικό σύνορο είναι ίδιο για όλους τους επενδυτές και αποτελείται από διαφορετικούς γραμμικούς συνδυασμούς δύο μόνο στοιχείων: του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου και του αγοραίου χαρτοφυλακίου. Οι προτιμήσεις του εκάστοτε επενδυτή

⁶ Ο Roll απέδειξε πως η αποτελεσματικότητα του αγοραίου χαρτοφυλακίου είναι επαρκής συνθήκη για τη γραμμή κεφαλαιαγοράς.

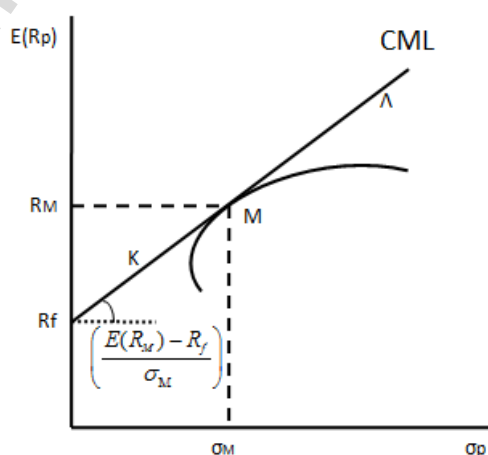
καθορίζουν το ύψος του κεφαλαίου που θα δανείσει ή θα δανειστεί (επιτρέπονται οι ανοιχτές πωλήσεις) με όρους απουσίας κινδύνου. Συνεπώς, κάθε ορθολογικός επενδυτής επιλέγει το χαρτοφυλάκιο του από τους συνδυασμούς των αξιογράφων που τοποθετούνται στο νέο γραμμικό αποτελεσματικό σύνορο και μόνος σε αυτό.

Από τις διαπιστώσεις αυτές δύναται να διατυπωθεί το Θεώρημα Διαχωρισμού (Separation Theorem), ως εξής: Η διαδικασία επιλογής βέλτιστου χαρτοφυλακίου μπορεί να διαχωριστεί σε δύο στάδια. Στο πρώτο στάδιο όλοι οι επενδυτές επιλέγουν ένα χαρτοφυλάκιο αξιογράφων, χωρίς να περιλαμβάνουν το δανεισμό. Στο δεύτερο στάδιο, επιλέγουν το συνδυασμό που επιθυμούν μεταξύ του χαρτοφυλακίου που επέλεξαν στο πρώτο στάδιο και δανεισμού. Η επιλογή χαρτοφυλακίου στο πρώτο στάδιο είναι το αγοραίο χαρτοφυλάκιο για όλους τους επενδυτές. Η επιλογή στο δεύτερο στάδιο είναι διαφορετική για κάθε επενδυτή, ανάλογα με τα επίπεδα απόδοσης/κινδύνου που αυτός επιθυμεί. Ουσιαστικά, γίνεται διαχωρισμός μεταξύ του προσδιορισμού του πιο αποδοτικού χαρτοφυλακίου (το οποίο είναι το M), και του χαρτοφυλακίου που τελικά θα επιλέξει ένας επενδυτής, με βάση τον κίνδυνο που είναι διατεθειμένος να αναλάβει (και επομένως να κινηθεί στη γραμμή κεφαλαιαγοράς).

Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς μπορεί να εκληφθεί ως αμοιβαίο κεφάλαιο, το οποίο προσφερόμενο στους επενδυτές, τους απαλλάσσει από την ανάγκη πρωτογενούς επιλογής των ασφαλών αξιογράφων και αφήνει προς επίλυση μόνο το πρόβλημα επιλογής του επιθυμητού συνδυασμού του αγοραίου χαρτοφυλακίου με ενεργητικό ή παθητικό δανεισμό (Θωμαδάκης & Ξανθάκης, 2006).

ΣΧΗΜΑ 3-5

Γραμμή Κεφαλαιαγοράς



Πηγή: Θωμαδάκης & Ξανθάκης (2006)

Σύμφωνα με το παραπάνω σχήμα, κάθε επενδυτής έχει τη δυνατότητα να τοποθετήσει τα κεφάλαια του σε τέσσερα επενδυτικά σχέδια σε:

1. μηδενικού κινδύνου αξιόγραφα R_f .
2. μηδενικού κινδύνου αξιόγραφα και μετοχές με αναμενόμενη απόδοση και κίνδυνο μικρότερο από τα αντίστοιχα ποσά του αγοραίου χαρτοφυλακίου (K).
3. μετοχές που παρουσιάζουν την ίδια συμπεριφορά με αυτή του χαρτοφυλακίου της αγοράς (M).
4. μετοχές με αναμενόμενη απόδοση και κίνδυνο μεγαλύτερα από αυτά του χαρτοφυλακίου της αγοράς (Λ).

Όλοι οι επενδυτές επιλέγουν το χαρτοφυλάκιο τους σε κάποιο σημείο της ευθείας $R_fM\Lambda$. Η ευθεία αυτή, γραμμή κεφαλαιαγοράς, ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια και είναι η σχέση ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου.

Η κλίση της CML ονομάζεται «Δείκτης Επιβράβευσης της Μεταβλητότητας» (Reward to Variability Ratio – Sharpe Ratio) και δίδεται από τον τύπο:

$$\frac{R_M - R_f}{\sigma_M - 0}$$

όπου, $R_M - R_f$: η διαφορά των αποδόσεων του M και του ακίνδυνου
χρεογράφου

$\sigma_M - 0$: η διαφορά των κινδύνων τους ($\sigma_f = 0$)

Έτσι κάθε αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο θα έχει αναμενόμενη απόδοση:

$$E(R_p) = R_f + \frac{[E(R_M) - R_f]}{\sigma_M} \sigma(R_p)$$

όπου, $E(R_p)$: η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου p

R_f : η απόδοση του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου f

$E(R_M)$: η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

σ_M : η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$\sigma(R_p)$: η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου p

Η κλίση δείχνει την επιπλέον αναμενόμενη απόδοση που παράγεται από το χαρτοφυλάκιο για κάθε επιπλέον μονάδα κινδύνου που αναλαμβάνεται. Όλα τα σημεία πάνω στην CML έχουν το ίδιο Sharpe Ratio (κάθε επιπλέον μονάδα κινδύνου δίνει την ίδια απόδοση).

4.3 Το Μοντέλο Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Assets Pricing Model-CAPM Ή Security Market Line-SML)

Δεδομένου πως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποδοτικό, το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων είναι μια σχέση ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου ως προς το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Διαφέρει από το υπόδειγμα κεφαλαιαγοράς, καθώς προσδιορίζει πέραν των αποτελεσματικών, και τα μη αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια, που δεν ανήκουν στο αποτελεσματικό σύνορο και δεν καλύπτονται, συνεπώς, από τη γραμμή κεφαλαιαγοράς. Το υπόδειγμα προσδιορίζει το ύψος του συστηματικού κινδύνου σαν τη συνδιακύμανση μεταξύ της απόδοσης του αξιόγραφου (ή χαρτοφυλακίου) και της απόδοσης του αγοραίου χαρτοφυλακίου υπολογιζόμενη σε σχέση με το συνολικό κίνδυνο του αγοραίου χαρτοφυλακίου. Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων εκφράζεται μαθηματικά από τον πιο κάτω τύπο:

$$E(R_i) = R_f + [E(R_M) - R_f]b_i$$

Από τη στιγμή που ο συστηματικός κίνδυνος είναι το μέρος του συνολικού κινδύνου, που δεν μπορεί να μειωθεί με διαφοροποίηση, το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων βρίσκει ευρεία εφαρμογή. Όσο μεγαλύτερο είναι το μέρος του κινδύνου που δεν μπορεί να εξαλειφθεί με διαφοροποίηση, τόσο μεγαλύτερη επιπλέον απόδοση θα απαιτήσουν οι επενδυτές για την επένδυση αυτή.

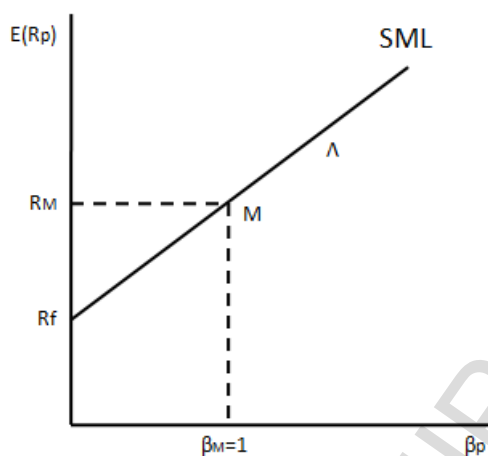
Η αναμενόμενη απόδοση, σύμφωνα με το υπόδειγμα, αποτελείται από δύο συστατικά:

- Το στοιχείο χωρίς κίνδυνο R_f : αντιπροσωπεύει την τιμή του χρόνου. Το μέρος αυτό της απόδοσης ανταμείβει τον επενδυτή για την καθυστέρηση της κατανάλωσης, προκειμένου να επενδύσει.
- Το γινόμενο $[E(R_M) - R_f]b_{iM}$: Το μέρος αυτό της απόδοσης ανταμείβει τον επενδυτή για την ανάληψη μη συστηματικού κινδύνου. Ο όρος $E(R_M) - R_f$ αποτελεί το πριμ για τον κίνδυνο. Σύμφωνα με τη σχέση αυτή, το πριμ για τον κίνδυνο ενός μεμονωμένου στοιχείου είναι ανάλογο με το πριμ για τον κίνδυνο της αγοράς.

Συνεπώς, το βήτα (b) μπορεί να μεταφραστεί σαν ένα μέτρο του κινδύνου για μεμονωμένα επενδυτικά στοιχεία.

ΣΧΗΜΑ 3-6

Γραμμή Αξιογράφων



Πηγή: Σκιαδόπουλος (2011)

Η γραφική παράσταση του CAPM, δηλαδή η ευθεία $R_f M \Lambda$, ονομάζεται γραμμή αξιογράφων (Security Market Line-SML) και καθορίζει τη σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου για κάθε μετοχή. Επί της γραμμής αυτής, βρίσκονται όλες οι μετοχές, οι τιμές των οποίων είναι σε ισορροπία. Επομένως, οι μετοχές πάνω από τη γραμμή αξιογράφων θεωρούνται υποτιμημένες, αφού η αναμενόμενη απόδοση είναι μεγαλύτερη της απαιτούμενης, ενώ, οι μετοχές κάτω από τη γραμμή θεωρούνται υπερτιμημένες, καθώς η αναμενόμενη απόδοση είναι μικρότερη της απαιτούμενης.

Ο συντελεστής βήτα ενός αξιογράφου i υπολογίζεται από τη σχέση:

$$b_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$$

όπου, σ_{iM} : η συνδιακύμανση μεταξύ της απόδοσης του αξιογράφου i και του αγοραίου χαρτοφυλακίου M

σ_M^2 : η διακύμανση της απόδοσης του αγοραίου χαρτοφυλακίου M

Η συνδιακύμανση μεταξύ της απόδοσης του αξιογράφου i και του αγοραίου χαρτοφυλακίου M μετρά τον κίνδυνο του αξιογράφου στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Συνεπώς, ο συντελεστής β ενός χαρτοφυλακίου είναι ο σταθμικός μέσος όρος των συντελεστών β όλων των αξιογράφων που το αποτελούν. Για το λόγο αυτό, το β είναι τόσο σημαντικό στη διαχείριση χαρτοφυλακίου: σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο ο ειδικός κίνδυνος εξαλείφεται και το β αποτελεί τη μόνη αναφορά για τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Το β του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι, προφανώς, ίσο με τη μονάδα,

εφόσον η διακύμανση της απόδοσης του με τον εαυτό του είναι ίση με τη διακύμανση της απόδοσης του. Προφανώς, επίσης, το β του στοιχείου χωρίς κίνδυνο είναι ίσο με μηδέν. Στο σχήμα κάτωθεν, δίδεται η σύγκριση του κινδύνου του αξιόγραφου/χαρτοφυλακίου στο αγοραίο χαρτοφυλάκιο με το συντελεστή β του αγοραίου χαρτοφυλακίου.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3-1:

Μετρώντας το Βήτα Ενός Αξιόγραφου Συγκριτικά με το Βήτα του Χαρτοφυλακίου της Αγοράς

Κατάσταση	Συνέπεια	Παρατήρηση
$\beta=1$	Το αξιόγραφο/χαρτοφυλάκιο έχει τον ίδιο κίνδυνο με την αγορά	Το αξιόγραφο/χαρτοφυλάκιο αναμένεται, σε ισορροπία, να αποφέρει την ίδια απόδοση με την αγορά
$\beta>1$	Το αξιόγραφο/χαρτοφυλάκιο έχει μεγαλύτερο κίνδυνο από αυτόν της αγοράς	Το αξιόγραφο/χαρτοφυλάκιο καλείται εκθετικά και έχει αναμενόμενη απόδοση που υπερέρχει της αγοράς
$\beta<1$	Το αξιόγραφο/χαρτοφυλάκιο έχει μικρότερο κίνδυνο από αυτόν της αγοράς	Το αξιόγραφο/χαρτοφυλάκιο καλείται αρνητικά και έχει αναμενόμενη απόδοση που υπολείπεται της αγοράς

Πηγή: Diakogiannis (1994)

4.3.1 Zero-beta CAPM

Το CAPM υποθέτει την ύπαρξη του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου, όπου οι επενδυτές μπορούν να δανείζονται (ή να δανείζουν) στο ίδιο επιτόκιο. Ο ίδιος ο Sharpe ανέφερε πως η υπόθεση αυτή είναι ιδιαίτερα περιοριστική και αναμφίβολα μη ρεαλιστική. Έτσι, ο Black (1972) ανέπτυξε μια γραμμική σχέση κινδύνου/απόδοσης λαμβάνοντας υπόψη το ενδεχόμενο όπου οι επενδυτές δεν μπορούν ούτε να δανειστούν ούτε να δανείσουν στο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου. Το μοντέλο του Black υποθέτει πως οι ανοιχτές πωλήσεις αξιόγραφων με κίνδυνο επιτρέπονται και πως γίνεται χρήση δύο χαρτοφυλακίων ελαχίστου κινδύνου, του αγοραίου και ενός του οποίου οι αποδόσεις δε συσχετίζονται με τις αποδόσεις της αγοράς (zero-beta portfolio). Οι αποδόσεις του αγοραίου χαρτοφυλακίου είναι ασυσχέτιστες με τις αποδόσεις απείρων χαρτοφυλακίων με ίδια αναμενόμενη απόδοση, όμως μόνο ένα εξ αυτών

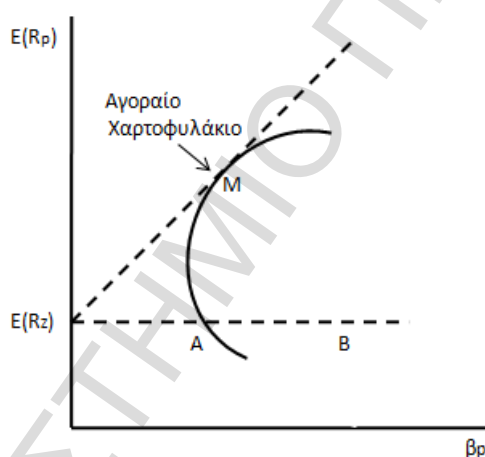
βρίσκεται στο σύνολο χαρτοφυλακίων ελαχίστης διακύμανσης. Αυτό καλείται ελαχίστης διακύμανσης zero-beta χαρτοφυλάκιο με το zero-beta CAPM να παίρνει τη μορφή:

$$E(R_i) = E(R_z) + [E(R_M) - E(R_z)]b_i$$

όπου, $E(R_z)$: απαιτούμενη απόδοση των περιουσιακών στοιχείων που είναι ασυσχέτιστα με την αγορά.

Σε αυτή τη μορφή του CAPM, απελευθερώνεται η υπόθεση του δανεισμού στο risk-free rate (R_f) και αντιμετωπίζονται όλα τα περιουσιακά στοιχεία ως εμπεριέχοντα κίνδυνο. Συνεπώς, απαιτείται μόνον, η ύπαρξη ενός αξιόγραφου του οποίου οι αποδόσεις είναι ασυσχέτιστες με αυτές του αγοραίου χαρτοφυλακίου.

ΣΧΗΜΑ 3-7
Zero-beta CAPM



Πηγή: Σκιαδόπουλος (2011)

4.3.2 Multi-beta CAPM

Ο Robert C. Merton προέκτεινε το υπόδειγμα CAPM, εισάγοντας ορίζοντα πολλών περιόδων και συμπεριλαμβάνοντας πρόσθετους συστηματικούς παράγοντες κινδύνου, οι οποίοι θα πρέπει να αποτιμούνται στην αγορά. Έτσι, προέκυψε το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων Πολλαπλών Βήτα (multi-beta CAPM):

$$E(R_i) = R_f + [E(R_M) - R_f] + [E(R_{\Pi 1}) - R_f] + [E(R_{\Pi 2}) - R_f] + \dots$$

όπου, $E(R_{\Pi i})$: αναμενόμενη απόδοση χαρτοφυλακίου που έχει την ιδιότητα να αντισταθμίζει τους αντίστοιχους κινδύνους για τον επενδυτή και επηρεάζουν την αναμενόμενη απόδοση του αξιόγραφου i .

Οι νέοι συντελεστές β της εξίσωσης εκφράζουν την ευαισθησία της απόδοσης του αξιόγραφου i ως προς τις μεταβολές της απόδοσης του χαρτοφυλακίου που αντισταθμίζει τους αντίστοιχους κινδύνους. Η προέκταση αυτή του CAPM από τον Robert C Merton δεν προσδιορίζει θεωρητικά ή εμπειρικά τις πηγές συστηματικών κινδύνων, ούτε τον τρόπο σχηματισμού των αντισταθμιστικών (hedging) χαρτοφυλακίων.

4.4 Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (Arbitrage Pricing Theory-APT)

Το CAPM είναι ένα υπόδειγμα που βασίζεται σε ισχυρή λογική, ωστόσο ορισμένες από τις υποθέσεις του δε συναντώνται στην πραγματικότητα. Προτάθηκαν διάφορες προεκτάσεις του CAPM που χαλαρώνουν μία ή περισσότερες από τις υποθέσεις αυτές (π.χ. Black: χαρτοφυλάκιο μηδενικού συντελεστή β). Ακολουθώντας διαφορετικό δρόμο, ο Stephen Ross (1976) ανέπτυξε ένα εντελώς διαφορετικό υπόδειγμα: τη Θεωρία Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (Arbitrage Pricing Theory-APT).

Υποθέτει ότι:

1. Δεν υπάρχουν ευκαιρίες κερδοσκοπίας⁷ στην αγορά, δηλαδή οι επενδυτές δε μπορούν να δημιουργήσουν χαρτοφυλάκιο με οριακά μηδενικό κίνδυνο και θετική αναμενόμενη απόδοση.
2. Ο αριθμός των αξιόγραφων στην αγορά είναι τόσο μεγάλος ώστε να μπορεί να εφαρμοστεί ο νόμος των μεγάλων αριθμών.

Στην πράξη, η ισορροπία κατά APT βασίζεται στο γεγονός ότι οι επενδυτές μπορούν να σχηματίσουν χαρτοφυλάκιο κερδοσκοπίας (arbitrage) κρατώντας θέση short και long σε δύο διαφορετικά χαρτοφυλάκια A και B, τα οποία έχουν ίδιο επενδυτικό κίνδυνο, αλλά το χαρτοφυλάκιο A προσφέρει χαμηλότερη αναμενόμενη απόδοση από το χαρτοφυλάκιο B, δηλαδή δεν είναι σωστά αποτιμημένο. Καθώς όλοι οι επενδυτές θα σπεύσουν να αγοράσουν το χαρτοφυλάκιο αυτό, οι αναμενόμενες αποδόσεις των δύο χαρτοφυλακίων θα εξισωθούν.

Η εξίσωση των αναμενόμενων αποδόσεων γίνεται ως εξής: καθώς συσσωρεύονται θέσεις short (πωλητή) στο χαρτοφυλάκιο A, η τιμή του πέφτει και αυξάνεται η αναμενόμενη απόδοση του, ενώ, καθώς συσσωρεύονται θέσεις long (αγοραστή) στο χαρτοφυλάκιο B, η τιμή του αυξάνεται και μειώνεται η αναμενόμενη απόδοση του. Συνεπώς, οι δύο αναμενόμενες αποδόσεις οδηγούνται σε ισότητα, που εξαφανίζει την ευκαιρία κερδοσκοπίας.

⁷ Κερδοσκοπία (Arbitrage): επενδυτική ευκαιρία που αποφέρει κέρδος χωρίς ρίσκο.

Ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο κερδοσκοπίας προσφέρει θετική αναμενόμενη απόδοση, μηδενικό ρίσκο και μηδενική επένδυση. Αυτό συμβαίνει, καθώς, η αναμενόμενη απόδοση αυτού του χαρτοφυλακίου έχει καθαρά μηδενική έκθεση σε οιοδήποτε μακροοικονομικό παράγοντα και συνεπώς, είναι ελεύθερη κινδύνου.

Σημαντική υπόθεση για τη σύγκλιση των αναμενόμενων αποδόσεων είναι η παραδοχή των ομοιογενών προσδοκιών των επενδυτών. Όλοι οι επενδυτές πιστεύουν πως τα χαρτοφυλάκια A και B παρουσιάζουν ευκαιρία κερδοσκοπίας και επιτρέπεται σε όλους να πωλούν το ένα short και το άλλο long. Στο υπόβαθρο, δηλαδή, υπάρχει τέλειος ανταγωνισμός και πλήρης πληροφόρηση. Υποθέεται, η δυνατότητα προπώλησης μετοχών (short sell) και η άμεση διάθεση των χρημάτων που προέρχονται αυτής. Αποδεικνύεται, επίσης, πως ισχύουν οι συνηθισμένες υποθέσεις της τέλειας αγοράς, και πως οι τυχαίες αποδόσεις για οποιοδήποτε αξιόγραφο αναλύονται ως γραμμικός συνδυασμός πολυπαραγοντικού υποδείγματος.

Έτσι, λοιπόν, ο Ross (1976) υπέθεσε μια πολυμεταβλητή γραμμική συνάρτηση υπολογισμού των στοχαστικών αποδόσεων των αξιόγραφων (ή χαρτοφυλακίων) που περιγράφεται στην εξίσωση:

$$R_i = a_i + \beta_{i1}P_1 + \beta_{i2}P_2 + \dots + \beta_{ij}P_j + \varepsilon_i$$

όπου, a_i : το προβλέψιμο σταθερό μη συστηματικό στοιχείο της απόδοσης που είναι μοναδικό για κάθε αγαθό.

β_{ij} : συντελεστής ευαισθησίας ή factor loading του παράγοντα j.

P_j : ο κοινός παράγοντας j που επηρεάζει τις αποδόσεις των αξιόγραφων με j πολύ μικρότερο του πλήθους των αξιόγραφων που περιλαμβάνονται στην ανάλυση. Οι παράγοντες είναι μεταξύ τους ασυσχέτιστοι.

ε_i : μη συστηματικός, μη διαφοροποιήσιμος κίνδυνος της μετοχής. Τα ε_i έχουν μέσο 0 και ορισμένη διακύμανση, είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους άλλα και με τους παράγοντες.

Οι παράγοντες κινδύνου P_j δεν είναι απαραίτητο να είναι αποδόσεις ενός δείκτη ή μιας ομάδας αγαθών. Μπορεί να είναι παρατηρήσεις χρονοσειρών διαφόρων μεταβλητών (επιτοκίων, αποδόσεων ομολόγων, πληθωρισμού ή άλλες μακροοικονομικές σειρές) που θεωρείται πως επηρεάζουν τις αποδόσεις των αγαθών. Αυτοί οι παράγοντες πρέπει να έχουν μηδενική συνδιακύμανση με το διαταρακτικό όρο, αντανακλώντας το ρόλο των παραγόντων ως πηγών συστηματικού (ειδικού) κινδύνου. Έτσι, λοιπόν, ενώ στο CAPM ο συστηματικός κίνδυνος ισούται με τον κίνδυνο της αγοράς, στο APT ο συστηματικός κίνδυνος είναι η κοινή

επίδραση όλων των αναγνωρισμένων παραγόντων πάνω στις αποδόσεις των αξιόγραφων του χαρτοφυλακίου.

Εφόσον ο αριθμός των παραγόντων είναι μικρότερος ή ίσος με τον αριθμό των αξιόγραφων, προκειμένου να αποφευχθούν προβλήματα μοναδιαίων μητρών⁸, το σύστημα από τις N εξισώσεις και τους Π αγνώστους (συντελεστές ευαισθησίας) θα έχει μια μοναδική λύση για κάθε χαρτοφυλάκιο. Η αναμενόμενη απόδοση, λοιπόν, ενός χαρτοφυλακίου ορίζεται ως γραμμικός συνδυασμός των συντελεστών ευαισθησίας (factor loadings) και των ασφαλιστρών (prims) κινδύνου:

$$E(R_i) = \lambda_0 + \sum \beta_{ij} \lambda_j$$

όπου, λ_0 : αναμενόμενη απόδοση επενδυτικού στοιχείου με μηδενικό συστηματικό κίνδυνο.

λ_j : prim κινδύνου που σχετίζεται με καθένα από τους κοινούς παράγοντες,

δηλαδή, $\lambda_j = E(R_{\Pi_j}) - R_0$, όπου $E(R_{\Pi_j})$: αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου με συστηματικό κίνδυνο ίσο με 1 στον παράγοντα j και 0 στους λοιπούς $j-1$ παράγοντες.

β_{ij} : σχέση αποτίμησης μεταξύ του prim για τον κίνδυνο και του επενδυτικού στοιχείου.

Αν υπάρχει αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου με απόδοση R_f , τότε $\beta_{0j} = 0$ και $R_f = \lambda_0$. Συνεπώς, η εξίσωση εκφρασμένη σε υπερβάλλουσες αποδόσεις γίνεται:

$$E(R_i) - R_f = \sum \beta_{ij} \lambda_j$$

Αυτή η αρχή αποτίμησης κινδύνου μπορεί να γενικευθεί σε πολυπαραγοντικό υπόδειγμα με πεπερασμένο αριθμό παραγόντων κινδύνου: η τιμή (ασφάλιστρο κινδύνου) κάθε παράγοντα ισούται με την υπερβάλλουσα απόδοση ενός χαρτοφυλακίου που επηρεάζεται μόνο από αυτόν τον κίνδυνο. Αυτό συνεπάγεται ότι μια σχετικά υψηλή (χαμηλή) έκθεση στον κίνδυνο αποζημιώνεται από υψηλή (χαμηλή) αναμενόμενη απόδοση. Έτσι, το APT είναι σημαντικό για την εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης ενός αξιόγραφου ή επενδυτικού σχεδίου.

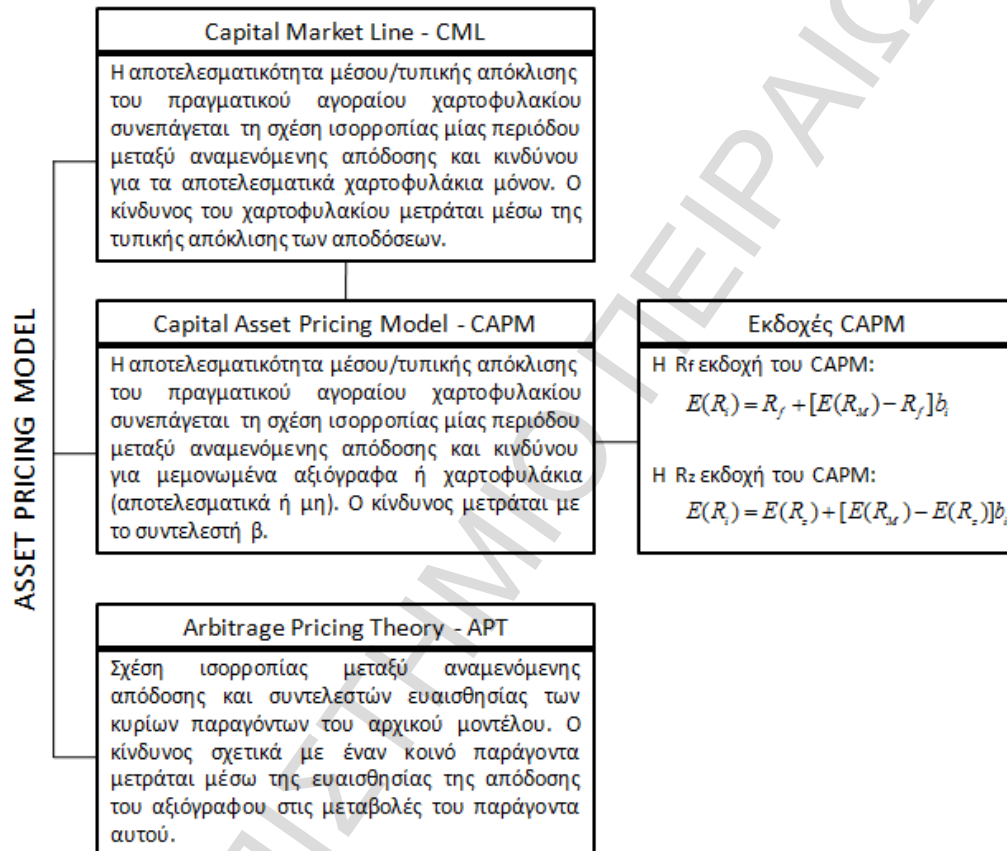
Η θεωρία αυτή έχει το πλεονέκτημα πως δεν κάνει χρήση του χαρτοφυλακίου της αγοράς για τον εμπειρικό της έλεγχο. Από την άλλη πλευρά, όμως, υπάρχει το μειονέκτημα πως δεν

⁸ Μοναδιαία Μήτρα: Μήτρα η οποία έχει στην κύρια διαγώνιο μονάδες με τα λοιπά στοιχεία της μηδενικά.

προσδιορίζεται ούτε η οικονομική σημασία των παραγόντων ούτε το επίπεδο του prim κινδύνου που αντιστοιχεί στους παράγοντες αυτούς, αλλά αναμένεται, απλώς, κάποιοι εξ αυτών να είναι στατιστικώς σημαντικοί.

ΣΧΗΜΑ 3-8

Σύνοψη των Μοντέλων Αποτίμησης



Πηγή: Diakogiannis (1994)

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΜΕΤΡΗΣΗΣ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ

1. Εισαγωγή

Στο παρόν κεφάλαιο παρουσιάζονται αρχικά η ανάλυση παλινδρόμησης και οι υποθέσεις της, ως στατιστικό υπόβαθρο για την κατανόηση της διαδικασίας που ακολουθείται στο πρακτικό μέρος της παρούσας μελέτης. Επίσης, γίνεται αναφορά στις μεθόδους πρόβλεψης του συστηματικού κινδύνου αξιογράφων, ενώ, περιγράφεται ο τρόπος εφαρμογής του μέσου τετραγωνικού σφάλματος (MSE) μεταξύ εκτιμώμενου και προβλεπόμενου συστηματικού κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου μετοχών. Τέλος, περιγράφονται οι κυριότεροι παράγοντες που επηρεάζουν την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου και μπορούν να οδηγήσουν σε εσφαλμένο υπολογισμό αυτής.

2. Ανάλυση Παλινδρόμησης

Η ανάλυση παλινδρόμησης (regression analysis) είναι ένα στατιστικό εργαλείο για τη διερεύνηση σχέσεων μεταξύ μεταβλητών. Η σχέση που συνδέει την παρατηρηθείσα μεταβλητή με τις προβλέπουσες είναι στατιστική και όχι συναρτησιακή (Kleinbaum et al., 2013). Αναλυτικά, στη στατιστική σχέση (στοχαστική ή μη ντετερμινιστική), για κάθε τιμή της ανεξάρτητης μεταβλητής υπολογίζεται μια θεωρητική τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής, ενώ η πραγματική τιμή της βρίσκεται μέσα σ ένα εύρος τιμών, το οποίο εμπεριέχει τη θεωρητική τιμή. Αντιθέτως, στη συναρτησιακή σχέση (ντετερμινιστική), δηλαδή σε μια εξίσωση, κάθε τιμή της ανεξάρτητης μεταβλητής δίνει πάντα την ίδια τιμή στην εξαρτημένη μεταβλητή.

Συνήθως, ο ερευνητής αναζητά να εξακριβώσει την επίδραση της μίας μεταβλητής στην άλλη, για παράδειγμα την επίδραση της αύξησης των τιμών στη ζήτηση ή την επίδραση των αλλαγών της προσφοράς χρήματος στον πληθωρισμό (Alan, 1993). Για την ανάλυση τέτοιων θεμάτων, ο ερευνητής συγκεντρώνει δεδομένα για τις υπό εξέταση μεταβλητές και εφαρμόζει παλινδρόμηση για να εκτιμήσει την ποσοτική επίδραση των ανεξάρτητων μεταβλητών πάνω στην εξαρτημένη μεταβλητή. Η παλινδρόμηση προϋποθέτει ότι τα δεδομένα ταιριάζουν με κάποιο απ τα γνωστά είδη συνάρτησης και έπειτα καθορίζει την καλύτερη συνάρτηση που μοντελοποιεί τα δεδομένα που έχουν δοθεί (Κούτρας & Ευαγγελάρας, 2010). Αποτέλεσμα της παλινδρόμησης όταν χρησιμοποιείται ως τεχνική εξόρυξης δεδομένων, αποτελεί ένα μοντέλο που μπορεί χρησιμοποιηθεί για πρόβλεψη σε μεταγενέστερο χρόνο.

Ο ερευνητής, επίσης, αξιολογεί τη «στατιστική σημαντικότητα» των εκτιμώμενων σχέσεων, η οποία είναι το επίπεδο εμπιστοσύνης που η πραγματική σχέση αυτών είναι κοντά στην εκτιμώμενη. Οι τεχνικές παλινδρόμησης για καιρό βρίσκονται στο κέντρο του πεδίου της οικονομικής στατιστικής («οικονομετρία») και αυξανόμενα γίνονται πολύ σημαντικές σε πολλούς κλάδους.

2.1 Αρχικές Υποθέσεις Υποδείγματος

Για να μπορέσει να προσδιορίσει η ανάλυση παλινδρόμησης την ποσοτική σχέση μεταξύ μεταβλητής απόκρισης και προβλεπουσών μεταβλητών θα πρέπει να ισχύουν ορισμένες υποθέσεις. Οι υποθέσεις αυτές αφορούν κυρίως το τυχαίο σφάλμα της παλινδρόμησης και είναι οι ακόλουθες (Αγιακλόγλου & Μπένος, 2002):

1. Ο μέσος όρος των τιμών του τυχαίου σφάλματος για κάθε τιμή του είναι μηδέν, δηλαδή ισχύει η σχέση $E(\varepsilon_i) = 0$ για κάθε $i = 1, 2, \dots, n$.
2. Η διακύμανση των τιμών του τυχαίου σφάλματος είναι σταθερή και ίδια για κάθε τιμή του, δηλαδή ισχύει η σχέση $Var(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$ για κάθε $i = 1, 2, \dots, n$. Η περίπτωση αυτή της σταθερής και ίσης διακύμανσης των τιμών του τυχαίου σφάλματος καλείται ομοσκεδαστικότητα (homoscedasticity). Αν όμως η υπόθεση αυτή δεν ισχύει εμφανίζεται το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας (heteroscedasticity), που συνεπάγεται πως όλες οι δηλώσεις σχετικά με τα διαστήματα εμπιστοσύνης για τις μεμονωμένες προβλέψεις είναι πολύ πιθανό να είναι στρεβλές.
3. Οι τιμές του τυχαίου σφάλματος είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους, δηλαδή ισχύει η σχέση $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$ για κάθε $i \neq j$, η οποία φανερώνει ότι οι τιμές του τυχαίου σφάλματος δε

συσχετίζονται μεταξύ τους. Αντιθέτως, αν οι τιμές του τυχαίου σφάλματος συσχετίζονται μεταξύ τους εμφανίζεται το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης (autocorrelation).

4. Οι τιμές του τυχαίου σφάλματος είναι ανεξάρτητες απ τις τιμές της ανεξάρτητης μεταβλητής, δηλαδή ισχύει η σχέση $E(\varepsilon_i X_i) = 0$ για κάθε $i = 1, 2, \dots, n$.
5. Οι τιμές του τυχαίου σφάλματος ακολουθούν την κανονική κατανομή. Είθισται να ικανοποιείται η υπόθεση αυτή λόγω του Κεντρικού Οριακού Θεωρήματος⁹ (Central Limit Theorem), δεδομένου πως ο όρος των καταλοίπων είναι το σύνολο πληθώρας αγνώστων επεξηγηματικών μεταβλητών (Northwestern University, 2014).

Έτσι, βάσει των ανωτέρω υποθέσεων, οι τιμές του τυχαίου σφάλματος συμβολίζονται στη διεθνή βιβλιογραφία συνοπτικά ως εξής $\varepsilon_i \sim iidN(0, \sigma^2)$. Ο συμβολισμός αυτός φανερώνει ότι κάθε τιμή του τυχαίου σφάλματος ακολουθεί ανεξάρτητα την κανονική κατανομή με μέσο 0 και διακύμανση ίση με σ^2 , καθώς επίσης, ότι τα ε_i κατανέμονται ανεξάρτητα και ομοιόμορφα μεταξύ τους.

2.2 Έλεγχος Αρχικών Υποθέσεων

Στην ανάλυση παλινδρόμησης η αξιοπιστία των αποτελεσμάτων που προέρχονται από την εκτίμηση ενός γραμμικού υποδείγματος εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από το κατά πόσο τηρούνται οι αρχικές υποθέσεις του υποδείγματος. Σύμφωνα με το θεώρημα των Gauss-Markov¹⁰, οι εκτιμητές των συντελεστών που προκύπτουν με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων¹¹ είναι οι βέλτιστοι που θα μπορούσαν να προσδιοριστούν. Υπάρχουν, όμως, περιπτώσεις στις οποίες οι εκτιμητές που προκύπτουν με αυτή τη μέθοδο δεν είναι οι πλέον καλύτεροι. Αυτό συμβαίνει, συνήθως, όταν κατά τη διερεύνηση του φαινομένου παραβιάζεται τουλάχιστον μία εκ των αρχικών υποθέσεων του δείγματος. Η παραβίαση αυτή είναι υψίστης σημασίας, διότι αν αγνοηθεί επιφέρει σοβαρά προβλήματα στατιστικής αξιοπιστίας και κατ' επέκταση ερμηνείας των αποτελεσμάτων από την εκτίμηση του υποδείγματος.

⁹ Κεντρικό Οριακό Θεώρημα: Ακόμα και αν ο πληθυσμός απέχει πολύ από την κανονική κατανομή, η κατανομή των μέσων όρων όλων των δυνατών δειγμάτων από τον πληθυσμό αυτό είναι κανονική, όταν το μέγεθος των δειγμάτων είναι επαρκώς μεγάλο (>30).

¹⁰ Θεώρημα Gauss-Markov: αν ισχύουν οι συνθήκες παλινδρόμησης, τότε οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων είναι αμερόληπτοι, δηλαδή $E(\hat{\alpha}) = \alpha, E(\hat{\beta}) = \beta$ και μεταξύ όλων των αμερόληπτων εκτιμητών έχουν τη μικρότερη διακύμανση.

¹¹ Μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Squares-OLS): συνίσταται στον προσδιορισμό των παραμέτρων α, β , έτσι ώστε να ελαχιστοποιείται το άθροισμα των τετραγώνων των κατακόρυφων αποστάσεων των σημείων (x_i, y_i) από την ευθεία $y = \alpha + \beta x$, για την εύρεση της εξίσωσης της καλύτερης ευθείας που προσαρμόζεται στα δεδομένα.

2.2.1 Πολυσυγγραμμικότητα

Η ανάλυση παλινδρόμησης για την εκτίμηση ενός πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος απαιτεί, μεταξύ των λοιπών προϋποθέσεων, την ανυπαρξία γραμμικής συσχέτισης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών (Ragnar, 1934). Η παραβίαση αυτής της υπόθεσης σηματοδοτεί την ύπαρξη του προβλήματος της πολυσυγγραμμικότητας, η οποία είτε είναι πλήρης/τέλεια, όταν υπάρχει τέλεια γραμμική συσχέτιση μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών, είτε μερική ή απλά πολυσυγγραμμικότητα, όταν σχετίζονται γραμμικά μεταξύ τους σε μεγάλο βαθμό, αλλά όχι τέλεια. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα να επηρεάζονται οι τιμές των τυπικών σφαλμάτων των εκτιμητών του υποδείγματος. Ειδικότερα, όσο πιο έντονη είναι η γραμμική σχέση μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών, τόσο μεγαλύτερη είναι και η τιμή των τυπικών σφαλμάτων. Η διαπίστωση αυτή αποτελεί τη σημαντικότερη συνέπεια λόγω της εμφάνισης της πολυσυγγραμμικότητας και από αυτή απορρέουν οι ακόλουθες συνέπειες:

1. Επηρεάζει το εύρος των τιμών του διαστήματος εμπιστοσύνης των παραμέτρων του υποδείγματος, το οποίο δίνεται από τον τύπο

$$\hat{\beta}_i - t_{n-k-1, \frac{\alpha}{2}} se(\hat{\beta}_i) \leq \beta_j \leq \hat{\beta}_i + t_{n-k-1, \frac{\alpha}{2}} se(\hat{\beta}_i)$$

Δεδομένου πως η τιμή του εκτιμητή $\hat{\beta}_i$ δε μεταβάλλεται από την εμφάνιση της πολυσυγγραμμικότητας, το εύρος των τιμών για το συντελεστή β_i εξαρτάται από την τιμή του τυπικού σφάλματος $se(\hat{\beta}_i)$.

2. Επηρεάζει την αξιοπιστία των στατιστικών ελέγχων, καθώς η τιμή της στατιστικής t , η οποία χρησιμοποιείται για τους ελέγχους στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών του υποδείγματος και δίνεται από τον τύπο

$$t = \frac{\hat{\beta}_i}{se(\hat{\beta}_i)}$$

μεταβάλλεται ανάλογα με την τιμή του τυπικού σφάλματος $se(\hat{\beta}_i)$ για δεδομένη τιμή του εκτιμητή $\hat{\beta}_i$. Έτσι, η πιθανότητα αποδοχής εσφαλμένων μηδενικών υποθέσεων αυξάνει σημαντικά.

3. Επηρεάζει την ακρίβεια και σταθερότητα των εκτιμήσεων. Το γεγονός ότι οι διακυμάνσεις των εκτιμητών είναι μεγαλύτερες δημιουργεί πρόβλημα στην ακρίβεια των εκτιμήσεων, ενώ το γεγονός ότι είναι δυνατό να οδηγηθούμε σε λανθασμένα συμπεράσματα δημιουργεί το πρόβλημα στη σταθερότητα των εκτιμήσεων.
4. Δημιουργούνται προβλήματα στην ερμηνεία των αποτελεσμάτων. Οι αναξιόπιστοι στατιστικοί έλεγχοι περί σημαντικότητας των συντελεστών του υποδείγματος καθιστούν

δύσκολη την ερμηνεία των αποτελεσμάτων. Είναι δυνατό μεταβλητές, οι οποίες έχουν διαπιστωμένη επιρροή στην εξαρτημένη μεταβλητή, να μην το επιβεβαιώνουν στην πράξη.

5. Δημιουργούνται προβλήματα στον καθορισμό του υποδείγματος. Είναι δυνατό να αφαιρούνται σημαντικές ανεξάρτητες μεταβλητές που συμβάλουν στον καθορισμό των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής και κατ' επέκταση σε καθορισμό μη επαρκούς υποδείγματος.

Αξιοσημείωτο είναι πως στη βιβλιογραφία αναφέρεται ότι η πολυσυγγραμμικότητα δεν επηρεάζει την προβλεπτική ικανότητα του υποδείγματος. Αυτός ο ισχυρισμός δύναται να θεωρηθεί σωστός μόνον ως προς την αναμενόμενη τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής, η οποία καθορίζεται με βάση το εκτιμηθέν υπόδειγμα και κάτω από μια σοβαρή προϋπόθεση. Σκοπός της παλινδρόμησης θα πρέπει να είναι αποκλειστικά η δημιουργία προβλέψεων για τις τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής και η ισχύουσα γραμμική σχέση μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών να είναι διαχρονικά σταθερή. Τότε και μόνον τότε η πολυσυγγραμμικότητα δεν επηρεάζει τις προβλεπόμενες τιμές. Παρόλα αυτά δεν θα πρέπει να αγνοείται το γεγονός πως η πολυσυγγραμμικότητα επηρεάζει σημαντικά τη διακύμανση των προβλεπόμενων τιμών, με συνέπεια να διακυβεύεται η αξιοπιστία της πρόβλεψης.

Το γεγονός ότι στην οικονομετρία δεν έχει, ακόμα, βρεθεί γενική μέθοδος τόσο διαπίστωσης όσο και αντιμετώπισης του προβλήματος αυτού, συνεπάγεται την ιδιαίτερη προσοχή που θα πρέπει να δίνεται κατά την ανάλυση παλινδρόμησης. Εντούτοις, χαρακτηριστικά συμπτώματα, όπως οι μεταβολές στις εκτιμήσεις των συντελεστών του υποδείγματος, η εμφάνιση των συντελεστών με αντίθετο του αναμενόμενου πρόσημο και η υψηλή τιμή του συντελεστή προσδιορισμού R^2 ¹² αποτελούν συμπτώματα παραβίασης της υπόθεσης (Klein, 1962).

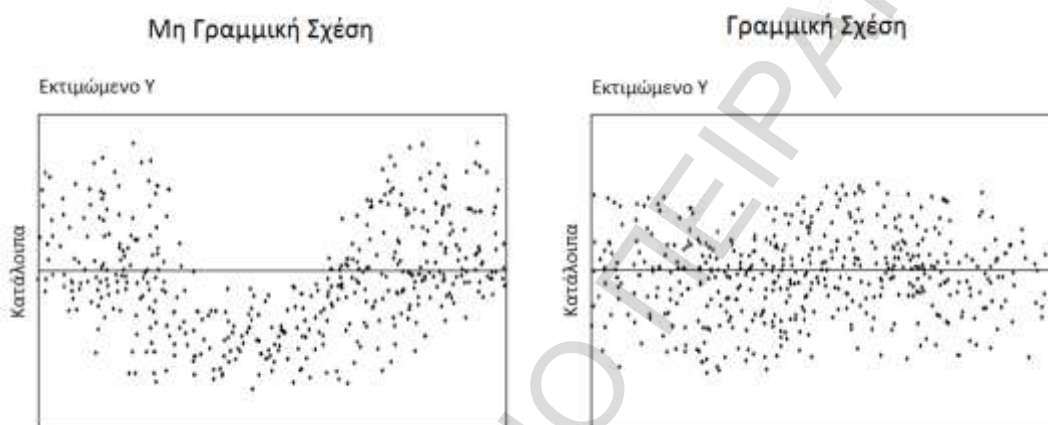
Ερευνητές, όπως ο Pedhazur (1997), οι Cohen & Cohen (1983) και οι Berry & Feldman (1985) πρότειναν τρεις πρωταρχικούς τρόπους για την ανίχνευση της πολυσυγγραμμικότητας. Η πρώτη μέθοδος είναι η χρήση θεωρητικών ή προγενέστερων ερευνών με σκοπό την ενημέρωση της παρούσας ανάλυσης. Παρόλα αυτά, καθώς πολλοί ερευνητές έχουν πιθανόν παραβλέψει την πιθανότητα μη γραμμικών σχέσεων, αυτή η μέθοδος δεν είναι ασφαλής. Πιο προτιμητέα μέθοδος είναι ο έλεγχος των διαγραμμάτων καταλοίπων. Το διάγραμμα παρακάτω δείχνει scatterplots των καταλοίπων που δεικνύουν καμπυλόγραμμη και γραμμική

¹² R^2 : Φανερώνει το βαθμό της ερμηνευτικής ικανότητας του γραμμικού υποδείγματος.

συσχέτιση. Η τρίτη μέθοδος είναι η συνεχής εφαρμογή ανάλυσης παλινδρόμησης που περιέχει μη γραμμικές συνιστώσες. Είναι σημαντικό οι μη γραμμικές πτυχές των συσχετίσεων να λαμβάνονται υπόψη, ώστε να αξιολογούνται καλύτερα οι σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών.

ΣΧΗΜΑ 4-1

Παράδειγμα Γραμμικής και Μη Γραμμικής Συσχέτισης



Πηγή: Osborne & Waters (2002)

Ο πλέον χαρακτηριστικός τρόπος αντιμετώπισης της είναι η αύξηση των παρατηρήσεων του δείγματος, καθώς η εμφάνιση της πολυσυγγραμμικότητας οφείλεται είτε σε σχετικά μικρό προς εξέταση δείγμα είτε σε έλλειψη ποιοτικής πληροφορίας από επαρκές δείγμα για τη συμπεριφορά των ανεξάρτητων μεταβλητών. Ένας άλλος πρακτικός τρόπος όταν παρατηρηθεί σοβαρό πρόβλημα είναι η αφαίρεση ανεξάρτητων μεταβλητών από το αρχικό πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα. Στην περίπτωση παρατηρήσεων που προέρχονται από χρονοσειρές, ο τρόπος που ενδείκνυται για την καταπολέμηση της είναι ο μετασχηματισμός των ανεξάρτητων αυτών μεταβλητών. Αυτό συμβαίνει διότι οι παρατηρήσεις αυτές τείνουν να συμπεριφέρονται από κοινού μεταξύ τους για συγκεκριμένο χρονικό διάστημα δίνοντας, έτσι, την αίσθηση γραμμικής εξάρτησης, η οποία μπορεί να είναι είτε αληθής είτε εικονική. Τέλος, ο πιο εύκολος τρόπος αντιμετώπισης της είναι η εκτίμηση ενός πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος γνωρίζοντας επακριβώς τη σχέση εξάρτησης μεταξύ δύο ή περισσότερων συντελεστών του.

2.2.2 Ετεροσκεδαστικότητα

Στην ανάλυση παλινδρόμησης χρησιμοποιείται η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας, σύμφωνα με την οποία η διακύμανση των τιμών του τυχαίου σφάλματος είναι σταθερή και ίση με σ^2 . Αυτό σημαίνει ότι οι τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών δεν επηρεάζουν τη διακύμανση των τιμών και επιτυγχάνεται ο στόχος της ανάλυσης της παλινδρόμησης που είναι η απομόνωση του συστηματικού μέρους από το τυχαίο μέρος της παλινδρόμησης ως προς τον τρόπο επιρροής τους στη διαμόρφωση των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής του υποδείγματος. Όταν, όμως, η διακύμανση των τιμών δεν είναι σταθερή, τότε εμφανίζεται το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας (heteroscedasticity), το οποίο ανατρέπει τη δομή της ανάλυσης παλινδρόμησης. Οι τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών εμφανίζονται να επηρεάζουν όχι μόνο την κατά μέσο όρο συμπεριφορά των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής, αλλά και τη διακύμανση αυτών. Το γεγονός αυτό έχει ως άμεση συνέπεια την αμφισβήτηση της αξιοπιστίας των αποτελεσμάτων που προέρχονται από την εκτίμηση ενός υποδείγματος με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Παρότι η εμφάνιση της ετεροσκεδαστικότητας δεν επηρεάζει την αμεροληψία και τη γραμμικότητα των εκτιμητών των συντελεστών του υποδείγματος, οι εκτιμητές αυτοί δεν είναι πλέον αποδοτικοί, δηλαδή δεν έχουν τη μικρότερη διακύμανση. Αυτό σημαίνει πως οποιαδήποτε μορφή στατιστικής αναφοράς σ αυτούς, είτε με τη μορφή διαστήματος εμπιστοσύνης είτε με τη μορφή στατιστικού ελέγχου θα είναι ανακριβής. Ειδικότερα, εφόσον οι διακυμάνσεις των εκτιμητών είναι μεγαλύτερες από τις αναμενόμενες, έπεται ότι το εύρος των διαστημάτων εμπιστοσύνης θα είναι μεγαλύτερο από αυτό που θα έπρεπε να είναι και ταυτόχρονα η μηδενική υπόθεση για τον έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών θα απορρίπτεται πιο συχνά, με αποτέλεσμα να καταλήγουμε σε λανθασμένα συμπεράσματα.

Για το λόγο αυτό, θα πρέπει να δίνεται ιδιαίτερη προσοχή στην ανάλυση παλινδρόμησης για διερεύνηση ύπαρξης τους προβλήματος αυτού. Υπάρχουν πάρα πολλοί λόγοι που μπορούν να προκαλέσουν την εμφάνιση του και οι οποίοι επικεντρώνονται

- Στη χρήση παρατηρήσεων μεταβλητών οι οποίες προέρχονται από διαστρωματικά στοιχεία (cross section data) και είναι δυνατό να εμφανίζουν μεγάλη μεταβλητότητα.
- Σε άλλους παράγοντες, όπως οικονομικοπολιτικοί στόχοι και δομικές αλλαγές στην οικονομία, τα οποία μεταβάλλουν κάθε φορά τους συντελεστές του υποδείγματος, λανθασμένη εξειδίκευση του υποδείγματος εκτιμώντας ένα υπόδειγμα με μικρότερο

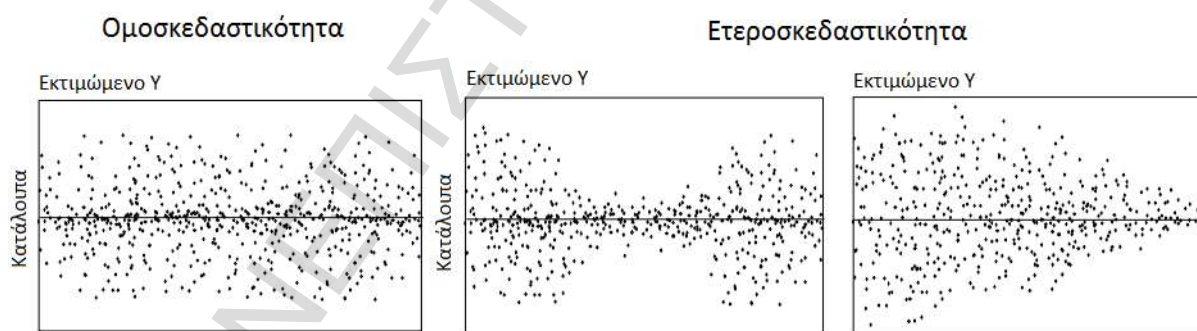
αριθμό ανεξάρτητων μεταβλητών, μη γραμμικά υποδείγματα και η χρήση κατά προσέγγιση μεταβλητών¹³ που δύναται να προκαλέσει μεταβολή των συντελεστών στην ανάλυση παλινδρόμησης.

Συνήθως, η ετεροσκεδαστικότητα εμφανίζεται, όταν κατά τη διερεύνηση ενός φαινομένου χρησιμοποιούνται ανεξάρτητες μεταβλητές, οι τιμές των οποίων εμπεριέχουν μεγάλη μεταβλητότητα.

Η διαπίστωση της ετεροσκεδαστικότητας δεν επιτυγχάνεται εκ των προτέρων, δηλαδή πριν από την εκτίμηση του υποδείγματος, αλλά εκ των υστέρων. Αυτό σημαίνει ότι η διερεύνηση ύπαρξης της στηρίζεται αποκλειστικά στη μελέτη της συμπεριφοράς των τιμών των καταλοίπων, οι οποίες εκφράζουν τις εκτιμήσεις των τιμών του τυχαίου σφάλματος και δεν παρατηρούνται. Επομένως, μια πρώτη προσέγγιση εμπειρικής διερεύνησης του προβλήματος μπορεί να δοθεί μέσω της γραφικής παράστασης των τετραγώνων των τιμών των καταλοίπων σε σχέση με τις εκτιμηθείσες τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής. Αν τα ζεύγη τιμών δύο μεταβλητών συμπεριφέρονται μεταξύ τους κατά ένα συστηματικό τρόπο, όπως φαίνεται στο διάγραμμα που ακολουθεί, τότε υπάρχει μεγάλη πιθανότητα να παραβιάζεται η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας.

ΣΧΗΜΑ 4-2

Παραδείγματα Ομοσκεδαστικότητας και Ετεροσκεδαστικότητας



Πηγή: Osborne & Waters (2002)

Ιδανικά, τα κατάλοιπα είναι τυχαίως κατανεμημένα γύρω από το μηδέν (οριζόντια γραμμή) παρέχοντας μια σχετικά ομοιόμορφη κατανομή. Η ετεροσκεδαστικότητα

¹³ Κατά Προσέγγιση Μεταβλητές: Αντιπροσωπευτικές των πραγματικών ανεξάρτητων μεταβλητών, οι τιμές των οποίων προσδιορίζουν σε ικανοποιητικό βαθμό τις τιμές των αντίστοιχων πραγματικών μεταβλητών που αντιπροσωπεύουν.

υποδεικνύεται όταν τα καταλοίπα δεν είναι ομοιόμορφα κατανεμημένα γύρω από τη γραμμή αυτή. Υπάρχουν πολλές μορφές ετεροσκεδαστικότητας, όπως το παπιγιόν ή η βεντάλια. Όταν το διάγραμμα των καταλοίπων εμφανίζεται να αποκλίνει σημαντικά του κανονικού, θα πρέπει να γίνονται περισσότερες δοκιμές για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας. Πιθανοί έλεγχοι για αυτό είναι το Goldfeld-Quandt test (Goldfeld & Quandt, 1965), όπου ο όρος σφάλματος είτε αυξάνεται είτε μειώνεται με συνέπεια η τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής να αυξάνεται, όπως φαίνεται στο διάγραμμα της βεντάλιας, και το Glejser test (1969), όπου ο όρος σφάλματος έχει μικρότερες διακυμάνσεις στις κεντρικές παρατηρήσεις και μεγαλύτερες όσο απομακρυνόμαστε, όπως φαίνεται στο διάγραμμα του παπιγιόν (Berry & Feldman, 1985).

Κατά συνέπεια, όταν η ύπαρξη της ετεροσκεδαστικότητας διαπιστωθεί, θα πρέπει η εκτίμηση του υποδείγματος να πραγματοποιηθεί χρησιμοποιώντας τη σταθμισμένη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Weighted Least Square-WLS), η οποία λαμβάνει υπόψη της τη διαφορετική βαρύτητα συμμετοχής των καταλοίπων στον υπολογισμό του αθροίσματος των τετραγώνων τους. Διαφορετικά, θα πρέπει να διορθωθεί ο τρόπος υπολογισμού των διακυμάνσεων των εκτιμητών των συντελεστών, εφόσον οι εκτιμητές που προκύπτουν με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) εξακολουθούν να είναι αμερόληπτοι. Ως μέθοδος αντιμετώπισης αυτού του προβλήματος εφαρμόζεται αρκετά συχνά ο λογαριθμικός μετασχηματισμός του υποδείγματος. Στην περίπτωση αυτή, θα πρέπει να δοθεί ιδιαίτερη προσοχή στην ερμηνεία των αποτελεσμάτων, τα οποία προέρχονται από την εκτίμηση του υποδείγματος χρησιμοποιώντας τους λογαρίθμους των τιμών των μεταβλητών αντί των αρχικών τιμών τους.

2.2.3 Αυτοσυσχέτιση

Όταν η υπόθεση της ανεξαρτησίας των τιμών του τυχαίου σφάλματος δεν ικανοποιείται, τότε στην ανάλυση παλινδρόμησης εμφανίζεται το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης (autocorrelation). Ο όρος αυτοσυσχέτιση υποδηλώνει την ύπαρξη κάποιου βαθμού συσχέτισης μεταξύ των τιμών μιας μεταβλητής ανεξάρτητα αν οι παρατηρήσεις της προέρχονται από χρονοσειρές ή από διαστρωματικά στοιχεία. Η εμφάνιση του φαινομένου αυτού μπορεί να οφείλεται σε διάφορους λόγους, όπως η χρήση μη σημαντικών μεταβλητών στο υπόδειγμα, η λανθασμένη αλγεβρική μορφή του υποδείγματος, η ύπαρξη χρονικών υστερήσεων, αλλά κυρίως, η φύση των οικονομικών μεταβλητών, οι παρατηρήσεις των οποίων προέρχονται από χρονοσειρές.

Όπως στην ετεροσκεδαστικότητα, έτσι και στην αυτοσυσχέτιση, τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εκτίμηση ενός γραμμικού υποδείγματος με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων κρίνονται αναξιόπιστα. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι η ύπαρξη αυτού του προβλήματος επηρεάζει σημαντικά τις τιμές των τυπικών σφαλμάτων των εκτιμητών των συντελεστών, με αποτέλεσμα όλοι οι στατιστικοί έλεγχοι που διενεργούνται να είναι αμφιβόλου αξίας.

Η αυτοσυσχέτιση μπορεί να εμφανιστεί με διάφορες μορφές, κυριότερη των οποίων αλλά και συχνότερα παρατηρηθήσα η αυτοσυσχέτιση πρώτου βαθμού, δηλαδή η συσχέτιση των τιμών του τυχαίου σφάλματος, οι οποίες απέχουν κατά μία χρονική περίοδο. Ειδικά για την περίπτωση αυτή εφαρμόζεται κατά κανόνα στην οικονομετρία, κάτω από προϋποθέσεις, ο έλεγχος των Durbin & Watson (1950). Ο έλεγχος αυτός εφαρμόζεται με τη στατιστική d , η οποία παίρνει μικρή τιμή για θετική αυτοσυσχέτιση και μεγάλη για αρνητική αυτοσυσχέτιση των τιμών των καταλοίπων. Στην περίπτωση της μη συσχέτισης, η τιμή της στατιστικής d θα βρίσκεται μεταξύ της μικρής και μεγάλης τιμής της. Αντίθετα, όταν εμφανίζεται μία τουλάχιστον απ τις ανεξάρτητες μεταβλητές του υποδείγματος να λαμβάνει τιμές, οι οποίες καθορίζονται ως χρονική υστέρηση των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής, τότε θα πρέπει να εφαρμόζεται ο έλεγχος h του Durbin (1970), ενώ για μεγαλύτερο βαθμό αυτοσυσχέτισης ο έλεγχος LM που αναπτύχθηκε από τους Breusch (1978) και Godfrey (1978). Ο έλεγχος αυτός επιτυγχάνεται με τη προσθήκη χρονικών υστερήσεων των τιμών των καταλοίπων, όσων και ο βαθμός του αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος.

Κατά συνέπεια, από τη στιγμή που θα εντοπισθεί η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης θα πρέπει το πρόβλημα αυτό να αντιμετωπισθεί, έτσι ώστε τα αποτελέσματα που θα προκύψουν από την εκτίμηση του υποδείγματος να μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την εφαρμογή των στατιστικών ελέγχων. Η αντιμετώπιση του προβλήματος γίνεται κυρίως με το μετασχηματισθέν υπόδειγμα, ενώ για την εκτίμηση χρησιμοποιείται κατά κανόνα η μέθοδος των Cochrane & Orcutt (1949). Η μέθοδος αυτή, είναι μια επαναληπτική μέθοδος εκτίμησης, η οποία συνεχίζεται μέχρις ότου βρεθεί κάποιος ικανοποιητικός βαθμός σύγκλισης ως προς την εκτιμηθείσα τιμή του συντελεστή αυτοσυσχέτισης. Τέλος, για την εκτίμηση υποδειγμάτων, τα οποία παρουσιάζουν μεγάλο βαθμό αυτοσυσχέτισης ή ακόμα πιο σύνθετες μορφές, χρησιμοποιείται η μέθοδος μεγίστης πιθανοφάνειας, η οποία μεγιστοποιεί τη λογαριθμική μορφή της συνάρτησης πιθανοφάνειας ως προς τους εκτιμητές. Το κύριο πλεονέκτημα αυτής της μεθόδου στηρίζεται στο γεγονός ότι μπορεί να ανταποκριθεί

καλύτερα από οποιαδήποτε άλλη μέθοδο εκτίμησης για γραμμικά υποδείγματα, στα οποία οι τιμές του τυχαίου σφάλματος όχι μόνο ακολουθούν μεγαλύτερα του πρώτου βαθμού αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα (AR(1)), αλλά μπορεί να ακολουθούν αυτοπαλίνδρομα κινητού μέσου υποδείγματα (ARMA(p,q)).

Τέλος, υπάρχουν περιπτώσεις στις οποίες η ετεροσκεδαστικότητα μπορεί να εμφανιστεί με τη μορφή αυτοσυσχέτισης, όταν οι τιμές των παρατηρήσεων των μεταβλητών του υποδείγματος προέρχονται από χρονοσειρές. Τη διαπίστωση της ύπαρξης αυτού του φαινομένου ανέφερε αρχικά ο Engle (1982), ο οποίος στην προσπάθειά του να διερευνήσει οικονομικά φαινόμενα παρατήρησε ότι οι διακυμάνσεις των καταλοίπων είναι λιγότερο σταθερές από ότι αναμενόταν. Ειδικότερα, διαπίστωσε ότι μεγάλες και μικρές τιμές των καταλοίπων τείνουν να εμφανίζονται κατά ομάδες και καθόρισε ότι οι διακυμάνσεις των τιμών του τυχαίου σφάλματος του υποδείγματος κατά την περίοδο t εξαρτώνται από τις διακυμάνσεις των τιμών των προηγούμενων περιόδων. Τα υποδείγματα που προκύπτουν από την κατάσταση αυτή ονομάστηκαν Αυτοπαλίνδρομα υπό Συνθήκη Ετεροσκεδαστικότητας Υποδείγματα (Autoregressive Conditionally Heteroscedastic Models-ARCH).

2.2.4 Αμεροληψία και Κανονικότητα

Όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, η ανάλυση παλινδρόμησης προϋποθέτει ότι για την εκτίμηση ενός πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος χρησιμοποιούνται ανεξάρτητες μεταβλητές, οι τιμές των οποίων όχι μόνο δε συσχετίζονται γραμμικά μεταξύ τους, αλλά επηρεάζουν σημαντικά τις τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής. Η παραβίαση της πρώτης προϋπόθεσης δημιουργεί το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας, ενώ η παράληψη σημαντικών ανεξάρτητων μεταβλητών δημιουργεί πρόβλημα στην αμεροληψία των εκτιμητών των συντελεστών του υποδείγματος. και καθιστά τους εκτιμητές μεροληπτικούς, με βαθμό μεροληψίας ο οποίος εξαρτάται από τη σχέση μεταξύ παραλειπόμενων και χρησιμοποιούμενων ανεξάρτητων μεταβλητών στο υπόδειγμα.

Ο καθορισμός των σημαντικών ανεξάρτητων μεταβλητών που θα πρέπει να χρησιμοποιηθούν δεν είναι εύκολη υπόθεση. Η προσπάθεια αυτή δυσχεραίνει όταν πρόκειται για διερεύνηση φαινομένων, τα οποία δεν έχουν ακόμα μελετηθεί σε θεωρητικό επίπεδο. Για το λόγο αυτό θα πρέπει ο ερευνητής να δίνει ιδιαίτερη προσοχή στην επιλογή των ανεξάρτητων μεταβλητών, τις οποίες χρησιμοποιεί για την εκτίμηση ενός πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος.

Η εξέταση όλων των προβλημάτων, που πιθανόν να ανακύψουν στην ανάλυση παλινδρόμησης ολοκληρώνεται με τον έλεγχο κανονικότητας των τιμών του τυχαίου σφάλματος του υποδείγματος. Όταν παραβιάζεται η υπόθεση αυτή δε μπορεί να πραγματοποιηθεί καμία στατιστική αναφορά στις παραμέτρους και ο ερευνητής θα πρέπει να αρκεστεί μόνο στις εκτιμήσεις των συντελεστών, οι οποίες βέβαια δεν αποτελούν ουσιώδη πληροφόρηση, εφόσον η ύπαρξη τους δεν μπορεί να επιβεβαιωθεί και στατιστικά. Ο έλεγχος αυτός εφαρμόζεται βάση του ελέγχου των Bera & Jarque (1982) και σε περίπτωση που διαπιστωθεί ότι οι τιμές του τυχαίου σφάλματος δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή, τότε το πρόβλημα αυτό δεν μπορεί να αντιμετωπισθεί στην ανάλυση παλινδρόμησης. Ο μόνος εμπειρικός τρόπος αντιμετώπισης του προβλήματος είναι να εκτιμηθεί το υπόδειγμα σε λογαριθμική μορφή, δίνοντας ιδιαίτερη βαρύτητα κατά την ερμηνεία των αποτελεσμάτων.

3. Πρόβλεψη Συστηματικού Κινδύνου

3.3 Το Μέσο Τετραγωνικό Σφάλμα (Mean Square Error-MSE)

Έπειτα από τον προσδιορισμό της ευθείας ελαχίστων τετραγώνων μέσω της ανάλυσης παλινδρόμησης τίθεται το ερώτημα, πόσο καλά περιγράφεται ο βαθμός εξάρτησης μεταξύ της εξαρτημένης και των ανεξάρτητων μεταβλητών από την ευθεία αυτή. Ένα μέτρο για την αξιολόγηση της καλής προσαρμογής της εξίσωσης στο διάγραμμα διασποράς είναι το Μέσο Τετραγωνικό Σφάλμα, το οποίο δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$MSE = \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{N}$$

Όπως παρουσιάστηκε σε προηγούμενο κεφάλαιο (Κεφάλαιο 3), ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου αποτυπώνεται στην τιμή της τυπικής απόκλισης σ_p της κατανομής πιθανοτήτων της συνολικής αποδοτικότητας του. Προκειμένου να εξεταστεί η ικανότητα πρόβλεψης του συστηματικού κινδύνου, συνήθως χρησιμοποιείται το Μέσο Τετραγωνικό Σφάλμα, ανάμεσα στον εκτιμώμενο και στον προβλεπόμενο συστηματικό κίνδυνο, του οποίου ο τύπος προσαρμοσμένος στα οικονομικά δεδομένα είναι ο ακόλουθος:

$$MSE = \frac{\sum (b_{ie} - b_{ip})^2}{N}$$

όπου, N : ο αριθμός των χρεογράφων ή χαρτοφυλακίων το δείγμα.

b_{ie} : ο εκτιμώμενος συστηματικός κίνδυνος για το χρεόγραφο/ χαρτοφυλάκιο i .

b_{ip} : ο προβλεπόμενος συστηματικός κίνδυνος για το χρεόγραφο/ χαρτοφυλάκιο
i.

ή ισοδύναμα κατά (Granger & Newbold, 1986):

$$MSE = (\bar{b}_e - \bar{b}_p)^2 + (1 - \tilde{a}_{ep})^2 s_p^2 + (1 - R_{ep}^2) s_e^2$$

όπου, \bar{b}_e, \bar{b}_p : μέσοι όροι εκτιμώμενων και προβλεπόμενων τιμών του συστηματικού κινδύνου.

s_e^2, s_p^2 : τμηματική διακύμανση διασποράς εκτιμώμενων και προβλεπόμενων τιμών του συστηματικού κινδύνου.

\tilde{a}_{ep} : συντελεστής παλινδρόμησης (slope) από παλινδρόμηση εκτιμώμενη στις προβλεπόμενες τιμές του συστηματικού κινδύνου.

R_{ep}^2 : ο συντελεστής R^2 μεταξύ εκτιμώμενων και προβλεπόμενων τιμών του συστηματικού κινδύνου.

ενώ, $(\bar{b}_e - \bar{b}_p)^2$: συνιστώσα μεροληπτικότητας

$(1 - \tilde{a}_{ep})^2 s_p^2$: συνιστώσα ανεπάρκειας

$(1 - R_{ep}^2) s_e^2$: συνιστώσα τυχαίου σφάλματος

Η μεροληπτικότητα σε μια πρόβλεψη μετρά την αλλαγή/μετακίνηση του μέσου όρου του εκτιμώμενου συστηματικού κινδύνου από τον ερευνητή, στον προβλεπόμενο συστηματικό κίνδυνο και είναι ίση με μηδέν, αν $\bar{b}_e = \bar{b}_p$.

Η ανεπάρκεια σε μια πρόβλεψη σχετίζεται με τα σφάλματα πρόβλεψης $b_{ie} - b_{ip}$, που οφείλονται στην μετακίνηση της κλίσης της παλινδρόμησης ανάμεσα στις εκτιμώμενες και τις προβλεπόμενες τιμές του συστηματικού κινδύνου από τη μονάδα. Η ανεπάρκεια είναι ίση με μηδέν, αν η κλίση από την παλινδρόμηση εκτιμώμενη πάνω σε προβλεπόμενους συστηματικούς κινδύνους ισούται με τη μονάδα.

Το τυχαίο σφάλμα περιλαμβάνει τα σφάλματα πρόβλεψης που προκαλούνται από ποικιλομορφίες μεταξύ εκτιμώμενων και προβλεπόμενων τιμών του συστηματικού κινδύνου και ισούται με μηδέν εφόσον οι εκτιμώμενοι και προβλεπόμενοι συστηματικοί κίνδυνοι είναι απόλυτα θετικά συσχετισμένοι.

Τέλος, το Μέσο Τετραγωνικό Σφάλμα παίρνει την τιμή μηδέν αν:

- η διακοπή και η κλίση από την παλινδρόμηση εκτιμώμενη πάνω σε προβλεπόμενους συστηματικούς κινδύνους είναι ίσες με μηδέν και μονάδα, αντίστοιχα.

- ο συντελεστής μεταξύ εκτιμώμενων και προβλεπόμενων συστηματικών κινδύνων ισούται με τη μονάδα.

3.4 Μέθοδοι Πρόβλεψης του Συστηματικού Κινδύνου

Ο συστηματικός κίνδυνος (beta) είναι απλά ένα μέτρο της ευαισθησίας των μετοχών/χαρτοφυλακίων στις κινήσεις της αγοράς. Η εκτίμηση του με ακρίβεια είναι σημαντική, καθώς επιδρά στα αποτελέσματα της ανάλυσης του χαρτοφυλακίου. Ο υπολογισμός του beta για κάθε μετοχή υπολογίζεται ως ακολούθως

$$\beta_i = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2}$$

όπου, β_i : συστηματικός κίνδυνος χρεογράφου i .

σ_{im} : συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του μεμονωμένου χρεογράφου και των αποδόσεων της αγοράς.

σ_m^2 : διακύμανση των αποδόσεων της αγοράς.

Για να διορθωθεί η τάση, δύο βασικά μοντέλα προτάθηκαν στην βιβλιογραφία, το μοντέλο του Blume και το μοντέλο του Vasicek. Οι Murray (1995), Hawawini, Michel & Corhay (1985), Luoma, Martikainen & Perttunen (1996) παρουσίασαν στοιχεία ότι ο προσαρμοσμένος συστηματικός κίνδυνος (adjusted beta) τείνει να ξεπερνά τους μη προσαρμοσμένους συστηματικούς κινδύνους (unadjusted betas).

Οι Gooding & O'Malley (1977) ανέπτυξαν ένα εμπειρικό έλεγχο τόσο για το προσαρμοσμένο όσο και για το μη προσαρμοσμένο beta απορρίπτοντας τη στασιμότητα του. Ανακάλυψαν ότι καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια με ακραίο beta είναι σημαντικά μη-στατικά. Ως εκ τούτου, συμπεράναν πως για τη βελτίωση της απόδοσης των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου, πρέπει να γίνουν προσαρμογές, ώστε να ληφθούν υπόψη όχι μόνον οι τάσεις της παλινδρόμησης αλλά και της αγοράς επίσης.

Οι Klemosky & Martin (1975) βρήκαν πως η Bayesian μέθοδος έχει μια ελαφρά τάση να ξεπερνά την μέθοδο του Blume. Παρόλα αυτά, οι διαφορές είναι πολύ μικρές και η ταξινόμηση των μεθόδων ποικίλει ανάλογα με τις διαφορετικές χρονικές περιόδους.

Οι Elton, Gruber & Urich (1978) βρήκαν πως υπάρχουν χρονικές περίοδοι όπου, με στατιστική σημαντικότητα, ο έλεγχος του Blume υπερέχει του ελέγχου του Vasicek στην εκτίμηση μελλοντικών betas. Ωστόσο η επιλογή της κατάλληλης μεθόδου πρέπει να βασίζεται στον σκοπό για τον οποίο τα betas υπολογίζονται.

Ο Emanuel (1980) συμπέρανε πως για μικρά χαρτοφυλάκια οι συντελεστές των betas σε μια περίοδο είναι καλοί εκτιμητές των αντίστοιχων betas της επόμενης χρονικής περιόδου.

Οι Klemkosky & Martin (1975) συμπέραναν πως οι μέθοδοι προσαρμογής δίνουν καλύτερες εκτιμήσεις από τα μη αναπροσαρμοσμένα betas. Η ικανότητα τους αυτή οφειλόταν στη μείωση της συμβολής του τυχαίου όρου. Έτσι, καλύτερη μέθοδος αναπροσαρμογής αποδείχθηκε η μέθοδος Vasicek σε συνδυασμό με χαρτοφυλάκιο μεγάλου σχετικά μεγέθους.

Ακολουθεί αναλυτικότερη παρουσίαση των μοντέλων του Blume και του Vasicek, καθώς και άλλων.

3.4.1 Μέθοδος Blume

Η ανάλυση του Blume [(1971); (1975)] αναφορικά με τη συμπεριφορά του συντελεστή beta στην πάροδο του χρόνου δείχνει ότι υπάρχει τάση του πραγματικού συστηματικού κινδύνου, στην περίοδο πρόβλεψης, να προσεγγίζει εκτιμήσεις των συντελεστών από ιστορικά δεδομένα. Η τεχνική του Blume επιδιώκει να περιγράψει την τάση αυτή, διορθώνοντας τα ιστορικά betas προκειμένου να προσαρμόσει τα μελλοντικά, θεωρώντας ότι η προσαρμογή μιας περιόδου αποτελεί καλή εκτίμηση για την επόμενη περίοδο. Εξετάζονται τα betas για όλες τις μετοχές i την πρώτη περίοδο (b_{i1}) και τα betas των μετοχών αυτών στη διαδοχική δεύτερη περίοδο (b_{i2}). Έπειτα, τα betas για τη δεύτερη περίοδο παλινδρομούνται πάνω στα betas της πρώτης περιόδου με αποτέλεσμα την ακόλουθη σχέση

$$b_{i2} = q_0 + q_1 b_{i1}$$

Η σχέση αυτή συνεπάγεται ότι ο συστηματικός κίνδυνος της δεύτερης περιόδου είναι $q_0 + q_1$ φορές του συστηματικού κινδύνου της πρώτης περιόδου. Οι εκτιμώμενοι συντελεστές που προκύπτουν από αυτή την παλινδρόμηση χρησιμοποιούνται για να παράγουν τον προβλεπόμενο συστηματικό κίνδυνο για την επόμενη, τρίτη περίοδο.

3.4.2 Μέθοδος Vasicek (Bayesian)

Η μέθοδος του Vasicek (1973) προσαρμόζει τον ιστορικό συστηματικό κίνδυνο στον μέσο συστηματικό κίνδυνο μετασχηματίζοντας κάθε beta στηριζόμενο στο σφάλμα δειγματοληψίας αναφορικά με το συστηματικό κίνδυνο. Όταν το δειγματοληπτικό σφάλμα είναι μεγάλο, η πιθανότητα να υπάρχει μεγάλη απόκλιση από το μέσο συστηματικό κίνδυνο είναι μεγαλύτερη. Γι αυτό, μικρότεροι συντελεστές βαρύτητας δίνονται σε betas που αντιστοιχούν σε μεγαλύτερο δειγματοληπτικό σφάλμα. Η εκτίμηση του μέσου μελλοντικού

beta θα τείνει να είναι χαμηλότερη του μέσου beta του δείγματος των μετοχών πάνω στα οποία έχει εκτιμηθεί. Όπως ο Vasicek έχει δείξει, αυτή είναι μια Bayesian τεχνική εκτίμησης. Η ακόλουθη εξίσωση καταδεικνύει αυτή την ιδέα

$$\beta_{i2} = \frac{\sigma^2_{\beta_{i1}}}{\sigma^2_{\bar{\beta}_1} + \sigma^2_{\beta_{i1}}} \bar{\beta}_1 + \frac{\sigma^2_{\bar{\beta}_1}}{\sigma^2_{\bar{\beta}_1} + \sigma^2_{\beta_{i1}}} \beta_{i1}$$

όπου, β_{i2} : εκτίμηση συστηματικού κινδύνου της μετοχής i για τη δεύτερη περίοδο

$\bar{\beta}_1$: μέσος συστηματικός κίνδυνος στο δείγμα των μετοχών για την πρώτη περίοδο

$\sigma^2_{\bar{\beta}_1}$: διακύμανση της κατανομής ιστορικών εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου στο δείγμα των μετοχών.

β_{i1} : συστηματικού κινδύνου της μετοχής i για τη πρώτη περίοδο.

$\sigma^2_{\beta_{i1}}$: διακύμανση της εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου της μετοχής i για την πρώτη περίοδο.

Η μέθοδος του Vasicek απαιτεί δύο συνεχείς υποπεριόδους, ενώ, η μέθοδος του Blume τρεις. Η σταθερότητα του συστηματικού κινδύνου ενός χρεογράφου/χαρτοφυλακίου εκτιμάται συγκρίνοντας τους προβλεπόμενους συστηματικούς κινδύνους κάθε μεθόδου με τους υπολογιζόμενους μέσω του μοντέλου της αγοράς συστηματικούς κινδύνους, οι οποίοι έχουν πραγματικά εμφανιστεί μέσα στην εξεταζόμενη περίοδο.

4. Προβλήματα Υπολογισμού Συστηματικού Κινδύνου

Η εκτίμηση του συντελεστή beta είναι μια απλή και άμεση διαδικασία, αφού γίνεται μέσω της παλινδρόμησης των αποδόσεων του χρεογράφου/χαρτοφυλακίου κατά την περίοδο t , έστω R_{it} , στις αποδόσεις κάποιου κατάλληλου δείκτη της αγοράς, έστω R_{Mt} , σύμφωνα με το Υπόδειγμα Αγοράς:

$$R_{it} = b_i R_{Mt} + a_i + e_{it}$$

Για την εκτίμηση του Υποδείγματος αυτού, υποθέτεται πως ο στοχαστικός όρος πληροί τις προϋποθέσεις του κλασσικού γραμμικού υποδείγματος. Η παραβίαση των υποθέσεων αυτών δύναται να δημιουργήσει σημαντικά προβλήματα αξιοπιστίας στις εκτιμήσεις και στην τιμή του συντελεστή beta. Παρόλα αυτά, υπάρχουν τρόποι ελέγχου της παραβίασης των υποθέσεων, όπως και τρόποι θεραπείας αυτών. Πέραν όμως των υποθέσεων, υπάρχουν και

άλλοι παράγοντες που μπορούν να στρεβλώσουν την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου και είναι οι ακόλουθοι.

4.1 Υπολογισμός Αποδόσεων

Ο υπολογισμός της απόδοσης ενός χρεογράφου κατά τη διάρκεια της περιόδου $(t - 1, t)$ δίδεται από τον τύπο:

$$R_t = P_t - P_{t-1} + \frac{D_t}{P_{t-1}}$$

όπου, P_{t-1}, P_t : η τιμή της μετοχής τη χρονική περίοδο $t - 1$ και t αντίστοιχα.

D_t : διανεμηθέντα μερίσματα της περιόδου $(t - 1, t)$.

Το ερώτημα που τίθεται είναι κατά πόσο είναι εφικτό να ληφθούν αξιόπιστες εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου, χρησιμοποιώντας μόνον μεταβολές τιμών των χρεογράφων χωρίς να λαμβάνονται υπόψη οι αποδόσεις των μερισμάτων. Η απάντηση που δίνεται είναι θετική στην περίπτωση που αντικειμενικός σκοπός είναι μόνον η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Οι Sharpe & Cooper (1972) βρήκαν πως ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ συστηματικού κινδύνου και ποσοστού απόδοσης, όπου οι αποδόσεις δεν περιλαμβάνουν μερίσματα, προσεγγίζει τη μονάδα. Το συμπέρασμα αυτό καταδεικνύει πως τα δύο σύνολα τιμών του συστηματικού κινδύνου σχετίζονται σχεδόν τέλεια.

Οι διαθέσιμοι δείκτες για το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) δεν περιλαμβάνουν μερίσματα. Στην περίπτωση, λοιπόν, που κάποιος από τους δείκτες χρησιμοποιηθεί ως έχει, θα πρέπει να μη συμπεριληφθούν μερίσματα και στις αποδόσεις των μετοχών. Ως εκ τούτου, ο τύπος που χρησιμοποιείται προκειμένου να υπολογισθούν οι αποδόσεις των μετοχών είναι ο ακόλουθος:

$$R_{it} = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$$

όπου, Y_{t-1}, Y_t : η τιμή της μετοχής την περίοδο $t - 1$ και t αντίστοιχα.

Ένα άλλο ερώτημα που προκύπτει είναι βάση ποιού κριτηρίου γίνεται η επιλογή της ημέρας, σύμφωνα με τις αποδόσεις της οποίας υπολογίζονται οι μηνιαίες αποδόσεις. Πολλές φορές για τον υπολογισμό της μηνιαίας απόδοσης μιας μετοχής χρησιμοποιείται η απόδοση της τελευταίας ημέρας του μήνα. Παρόλα αυτά, δεν υφίσταται σοβαρός λόγος ανάδειξης της ημέρας αυτής ως ιδανικότερης. Οι Gencay R., Selcuk F. & Whitcher (2003) χρησιμοποίησαν διαφορετικές ημέρες ως τις πιο αντιπροσωπευτικές για τον υπολογισμό των μηνιαίων

αποδόσεων. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν, είναι πως οι εκτιμήσεις που προκύπτουν είναι διαφορετικές ανάλογα με την ημέρα του μήνα που επιλέγεται.

4.2 Διάστημα Υπολογισμού Αποδόσεων (Return Interval)

Κατά την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου θα πρέπει να αποφασισθεί ποιο διάστημα υπολογισμού αποδόσεων θα χρησιμοποιηθεί. Δεδομένου πως οι τιμές των μετοχών είναι διαθέσιμες σε ημερήσια βάση, αυτό μπορεί να είναι ημερήσιο, εβδομαδιαίο, μηνιαίο, τριμηνιαίο ή ετήσιο, με τις τιμές να αναφέρονται στο τέλος καθενός από αυτά τα διαστήματα. Η επιλογή του κατάλληλου χρονικού διαστήματος είναι σημαντική, διότι οι τιμές των betas επηρεάζονται από το μήκος του διαστήματος. Αυτό συμβαίνει, διότι η συνδιακύμανση των αποδόσεων ενός αξιόγραφου i με τις αποδόσεις της αγοράς (Cov_{iM}), όπως και η διακύμανση των αποδόσεων της αγοράς (Var_M), τα οποία αποτελούν τα συστατικά στοιχεία υπολογισμού του beta, δεν αλλάζουν αναλογικά, καθώς το χρονικό διάστημα μεταβάλλεται. Έχει παρατηρηθεί ότι, για χαρτοφυλάκια υψηλού κινδύνου οι τιμές των betas αυξάνονται, καθώς μεγαλώνει το χρονικό διάστημα, ενώ για χαρτοφυλάκια χαμηλού κινδύνου οι τιμές των betas μειώνονται [Puneet, Kothari & Wasley (1989)].

Χρησιμοποιώντας μικρά χρονικά διαστήματα, όπως ημερήσια, για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων, ο ερευνητής έχει στη διάθεση του μεγαλύτερο όγκο παρατηρήσεων προς εξέταση με σοβαρό, όμως, μειονέκτημα την αδράνεια στις συναλλαγές (thin trading problem), για την οποία γίνεται εκτενής αναφορά ακολούθως. Αντιθέτως, επιλέγοντας μεγαλύτερα χρονικά διαστήματα, όπως τα μηνιαία, παρότι υπάρχει απώλεια πληροφόρησης λόγω της μείωσης του πλήθους των παρατηρήσεων, αντιμετωπίζεται το πρόβλημα της χαμηλής εμπορευσιμότητας που εμφανίζεται σε κάποιες μετοχές.

4.3 Ορισμός Κατάλληλου Δείκτη Αγοράς

Στο Υπόδειγμα Αγοράς, η απόδοση των μετοχών εξαρτάται από την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς περιλαμβάνει όλα τα επενδυτικά στοιχεία που είναι διαθέσιμα σε μία οικονομία. Όπως είναι προφανές, είναι αδύνατο να υπολογισθούν αποδόσεις από ένα χαρτοφυλάκιο τέτοιου μεγέθους, καθώς δεν δύναται να παρατηρηθεί. Αντ' αυτού παρατηρούνται διάφοροι χρηματιστηριακοί δείκτες που αποτελούν υποσύνολα της αγοράς, καθώς δεν περιλαμβάνουν το σύνολο των μετοχών ή επενδύσεις που δεν είναι διαπραγματεύσιμες σε καμία αγορά.

Το πρόβλημα που τίθεται προς επίλυση είναι η επιλογή του κατάλληλου δείκτη που θα χρησιμοποιηθεί για τον υπολογισμό των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου αγοράς. Σε μελέτη του ο Damodaran (1998) εκτίμησε το συστηματικό κίνδυνο μιας μετοχής επιλέγοντας εναλλακτικά διαφορετικούς δείκτες ως προσέγγιση για το χαρτοφυλάκιο αγοράς. Τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν τον ισχυρισμό ότι, η εκτίμηση του συντελεστή beta μιας μετοχής διαφέρει ανάλογα με τον δείκτη που επιλέγεται ως προσέγγιση για το αγοραίο χαρτοφυλάκιο.

Συνεπώς, το πρόβλημα επιλογής του καταλληλότερου δείκτη παρατηρείται ιδιαίτερα έντονο σε χώρες ή χρηματιστήρια, όπου υπάρχουν περισσότεροι του ενός αξιόπιστοι δείκτες. Αντιπροσωπευτικό παράδειγμα αποτελεί το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης, όπου μεταξύ άλλων αξιόπιστων δεικτών, ξεχωρίζουν οι δείκτες Dow Jones Industrial Average (DJIA), Standard and Poor's 500 Stock Index (S&P 500), New York Stock Exchange (NYSE) Index και Value Line Composite Index. Στον αντίποδα βρίσκονται χώρες όπως η Ελλάδα, όπου ο νέος αναθεωρημένος δείκτης που κατασκευάστηκε από τη Στατιστική Υπηρεσία (ΕΛΣΤΑΤ) θεωρείται ως ο πιο αξιόπιστος. Ο δείκτης αυτός περιλαμβάνει τις 48 πιο εμπορεύσιμες εταιρείες και είναι σταθμισμένος με την αγοραία αξία τους. Επιπλέον, είναι προσαρμοσμένος για διασπάσεις μετοχών (stock splits), δεν περιλαμβάνει τα διανεμηθέντα μερίσματα και είναι διαθέσιμος σε ημερήσια βάση από την 1η Ιανουαρίου 1981.

4.4 Χρονικός Ορίζοντας Εκτίμησης Συστηματικού Κινδύνου

Η επιλογή του χρονικού διαστήματος για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου αποτελεί ένα πρόσθετο πρόβλημα, που πρέπει να απασχολεί τους ερευνητές. Αρκετοί έχουν ασχοληθεί με τον προσδιορισμό του καταλληλότερου χρονικού ορίζοντα. Σύμφωνα με τον Gonedes (1973) ο άριστος χρονικός ορίζοντας είναι τα επτά έτη, ενώ, σύμφωνα με τον Baesel (1974) τα εννέα έτη. Στην μελέτη του, ο Baesel, εξέτασε τη σχέση του μεγέθους του χρόνου εκτίμησης και της σταθερότητας του συντελεστή beta. Τα συμπεράσματα, στα οποία κατέληξε, είναι δύο. Πρώτον, ότι η αστάθεια του beta μειώνεται καθώς το μέγεθος του χρόνου αυξάνει και δεύτερον, ότι διαλέγοντας χαμηλά ή υψηλά betas αυξάνεται η πιθανότητα παραμονής στην ίδια κλάση συγκριτικά με την επιλογή μεσαίων betas.

Οι Alexander & Chernavy (1980) επαναλαμβάνοντας την έρευνα του Baesel κατέληξαν πως το διάστημα μεταξύ τεσσάρων και έξι ετών είναι ο καλύτερος ορίζοντας. Τέλος, οι Dimson και Marsh (1990) λαμβάνοντας υπόψη το πρόβλημα της αδράνειας στις συναλλαγές

των μετοχών, διαπίστωσαν πως με χρήση πενταετούς ορίζοντα οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου είναι περισσότερο αξιόπιστες. Πρέπει να σημειωθεί, πως την πρακτική αυτή ακολουθούν μεγάλοι διεθνείς χρηματιστηριακοί οργανισμοί, όπως η Merrill Lynch, η Value Line και η Standard and Poor's στην Αμερική, καθώς επίσης και η Risk Measurement Service του London Business School στην Μεγάλη Βρετανία.

Παρόλα αυτά, σε περίπτωση που κατά τη διάρκεια της εξεταζόμενης πενταετίας έχει επέλθει κάποια σημαντική μεταβολή στην κεφαλαιακή διάρθρωση της εταιρείας ή κάποια σημαντική συγχώνευση, αυτή πρέπει να ληφθεί υπόψη. Επιλέγοντας μεγάλο χρονικό διάστημα για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, ο ερευνητής έχει το πλεονέκτημα να έχει στη διάθεση του μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων και κατά συνέπεια μεγαλύτερη πληροφόρηση και αξιοπιστία στην εκτίμηση του εν λόγω συντελεστή. Παράλληλα, όμως, πηγαίνοντας πολύ πίσω χρονικά, εμφανίζεται ο κίνδυνος πιθανής μεταβολής των χαρακτηριστικών της εταιρείας εντός του διαστήματος αυτού, με συνέπεια η εκτίμηση του συντελεστή beta να μην είναι πλέον αμερόληπτη και συνεπής.

Αυτό που ενδιαφέρει έναν ερευνητή είναι ο αναμενόμενος συστηματικός κίνδυνος και όχι ο ιστορικός. Για τον λόγο αυτό, στην περίπτωση που έχουν επέλθει σημαντικές αλλαγές στην εταιρεία στο εγγύς παρελθόν, το χρονικό διάστημα που επιλέγεται θα πρέπει να είναι μικρότερο. Αντιθέτως, αν τα χαρακτηριστικά της εταιρείας παραμένουν αμετάβλητα για μεγάλο χρονικό διάστημα, τότε μπορεί με ασφάλεια να επιλεγεί μεγάλο χρονικό διάστημα για τη διενέργεια των προβλέψεων.

4.5 Αδράνεια στις Συναλλαγές των Μετοχών (Thin Trading)

Ένα κεντρικό πρόβλημα στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου είναι η αδράνεια στις συναλλαγές των μετοχών (thin trading problem). Αδράνεια υπάρχει όταν οι τιμές των μετοχών που παρατηρούνται στο τέλος ενός χρονικού διαστήματος είναι αποτέλεσμα συναλλαγών που έγιναν αρκετά νωρίς στο διάστημα αυτό ή ακόμα και εκτός διαστήματος. Άμεσο αποτέλεσμα του γεγονότος αυτού είναι ότι ένα τμήμα της πραγματικής απόδοσης του χρεογράφου μπορεί να αντανακλάται στην επόμενη μετρούμενη απόδοση. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι πολλές από τις μετοχές σε ένα χρηματιστήριο δε διακινούνται καθημερινά. Ένα από τα χρηματιστήρια, στα οποία οι μετοχές εμπορεύονται ακανόνιστα και αδρανώς, είναι και το ΧΑΑ. Το πρόβλημα παρουσιάζεται σοβαρότερο σε μικρές και περιφερειακές

κεφαλαιαγορές, αλλά δεν απουσιάζει και από τις περισσότερες ανεπτυγμένες, όπως δείχνει η έρευνα των Dimson & Marsh (1990) για τη Μεγάλη Βρετανία.

Αν οι μετοχές εμπορεύονται με αδράνεια, οι εκτιμηθείσες διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων τους θα σχετίζονται θετικά με τη συχνότητα εμπορευσιμότητας τους. Το αποτέλεσμα της αδράνειας στις συναλλαγές είναι ότι οι συντελεστές συστηματικού κινδύνου που εκτιμώνται με το Υπόδειγμα Αγοράς είναι, πλέον, μεροληπτικοί.

Για την αντιμετώπιση του προβλήματος της αδράνειας έχουν προταθεί διάφορες μέθοδοι. Οι εναλλακτικές μέθοδοι εκτίμησης διαφέρουν ως προς τις απαιτήσεις τους σε δεδομένα και υπολογιστική προσπάθεια. Ορισμένες μέθοδοι χρησιμοποιούν υστερήσεις (lags) και προηγήσεις (leads) της απόδοσης της αγοράς, ενώ άλλες, απαιτούν πρόσθετες πληροφορίες για την εμπορευσιμότητα των μετοχών. Οι πιο γνωστές μέθοδοι είναι των Scholles & Williams (1977) και του Dimson (1979).

Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν ακολουθώντας διαφορετικά μονοπάτια, είναι πως η χρήση μικρού χρονικού διαστήματος, τόσο για τον υπολογισμό του συντελεστή beta μιας μετοχής, που παρουσιάζει υψηλή εμπορευσιμότητα, όσο και για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων της μετοχής και του χαρτοφυλακίου της αγοράς με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS), οδηγεί σε μεροληπτικές τιμές του συντελεστή beta. Πιο συγκεκριμένα, η τιμή του συντελεστή παρουσιάζεται υψηλότερη χρησιμοποιώντας μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων σε σχέση με αυτή που θα προέκυπτε αν χρησιμοποιούνταν μεγαλύτερο χρονικό διάστημα. Στην περίπτωση, δηλαδή, που μια μετοχή χαρακτηρίζεται από υψηλή εμπορευσιμότητα, ο συστηματικός κίνδυνος που εμφανίζει η μετοχή αυτή θα μειώνεται, καθώς αυξάνει το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων.

Αντίθετα, η χρήση μικρού χρονικού διαστήματος για μετοχές που παρουσιάζουν χαμηλή εμπορευσιμότητα οδηγεί σε μεροληπτικές τιμές του συντελεστή beta και μάλιστα μικρότερες από ότι αν υπολογίζονταν για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα. Αντίστοιχα, λοιπόν, ο συστηματικός κίνδυνος που εμφανίζει η μετοχή αυξάνεται, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων.

Οι Scholes & Williams (1977) για την αντιμετώπιση του μεροληπτικού αυτού σφάλματος πρότειναν το ακόλουθο μοντέλο:

$$\beta_i^{SW} = \frac{(\hat{\beta}_i^{-1} + \hat{\beta}_i + \hat{\beta}_i^{+1})}{(1 + 2\hat{\rho}_m)}$$

όπου, $\hat{\beta}_i^{-1}$: lagged beta που προκύπτει από την παλινδρόμηση $R_u = a_u + \hat{\beta}R_{m,t-1} + e_u$.

$\hat{\beta}_i$: beta που προκύπτει από την παλινδρόμηση $R_u = a_u + \hat{\beta}R_{m,t} + e_u$.

$\hat{\beta}_i^{+1}$: lead beta που προκύπτει από την παλινδρόμηση $R_u = a_u + \hat{\beta}R_{m,t+1} + e_u$.

$\hat{\rho}_m$: συντελεστής αυτοσυσχέτισης (α' τάξης) του αγοραίου χαρτοφυλακίου,

$$\text{δηλαδή } \hat{\rho}_{m,t,m,t-1} = \frac{\text{Cov}(R_{m,t}, R_{m,t-1})}{\sigma(R_{m,t})\sigma(R_{m,t-1})}$$

Αντιθέτως, ο Dimson πρότεινε τη συγκεντρωτική εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιώντας τον τύπο:

$$R_{it} = a_i + \sum_{k=-n}^n \beta_k R_{m,t+k} + W_{it}$$

όπου, R_{it} : απόδοση μετοχής i στην περίοδο $(t-1, t)$.

$R_{m,t}$: απόδοση του δείκτη αγοράς με κατάλληλα lacks και leads.

α : σταθερά παλινδρόμησης.

W_{it} : στοχαστικός όρος που πληροί τις υποθέσεις του γραμμικού υποδείγματος.

Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το υπόδειγμα του Dimson, ταυτίζεται με την εκτίμηση του Υποδείγματος Αγοράς όταν $n=0$.

Η εφαρμογή της μεθόδου του Dimson προϋποθέτει τον προσδιορισμό του αριθμού των ασύγχρονων όρων, δηλαδή των υστερήσεων και προηγήσεων στις αποδόσεις της αγοράς. Τα β_k περιέχουν σφάλμα εκτίμησης και αυξάνοντας τον αριθμό των ασύγχρονων όρων μειώνεται η μεροληψία, αυξάνοντας παράλληλα τη διακύμανση του εκτιμητή.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΟΤΗΤΑΣ

1. Εκτιμώντας τη Μεταβλητότητα

Εξαιτίας της σημασίας της, η εξέλιξη της μεταβλητότητας παρακολουθείται καθημερινά από τους συμμετέχοντες στις χρηματαγορές, ενώ, έχει προσελκύσει και το ενδιαφέρον της πανεπιστημιακής κοινότητας που ασχολείται ερευνητικά με τον χώρο της χρηματοοικονομικής. Πλέον υπάρχει μια πλούσια βιβλιογραφία αναφορικά με τις μεθόδους εκτίμησης/μοντελοποίησης της μεταβλητότητας και την πρακτική εφαρμογή αυτών στις χρηματαγορές. Μία από τις δυσκολίες που ανακύπτουν στη μελέτη της συμπεριφοράς της μεταβλητότητας είναι ότι αυτή είναι μη-παρατηρήσιμη (non-observable) παράμετρος και, συνεπώς, πρέπει να εκτιμηθεί. Στη διεθνή βιβλιογραφία υπάρχουν δύο γενικές προσεγγίσεις αναφορικά με την εκτίμησή της (Figlewski, 1997). Η πρώτη βασίζεται σε παρελθόντα (ιστορικά) στοιχεία αναφορικά με τις παρελθούσες αποδόσεις του περιουσιακού υπό μελέτη στοιχείου. Η μεταβλητότητα που εκτιμάται βάσει αυτών, καλείται ιστορική μεταβλητότητα (historical volatility). Η δεύτερη προσέγγιση χρησιμοποιεί τις αγοραίες τιμές των options προκειμένου να υπολογίσει την τεκμαρτή μεταβλητότητα (implied volatility).

1.1 Ιστορική Μεταβλητότητα (Historical Volatility)

Όσον αφορά την ιστορική μεταβλητότητα, συχνά αντιπροσωπεύεται από τη δειγματική τυπική απόκλιση, όπως φαίνεται παρακάτω.

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^N (R_t - \bar{R})^2}{N - 1}$$

Ο Figlewski (1997) επισημαίνει ότι, ο υπολογισμός αποκλίσεων γύρω από το μηδέν αντί του δειγματικού μέσου, στην παραπάνω εξίσωση, είθισται να αυξάνει τη μεταβλητότητα στην ακρίβεια των προβλέψεων. Αυτό συμβαίνει, διότι οι στατιστικές ιδιότητες του δειγματικού

μέσου τον κάνουν να δίνει ανακριβής εκτιμήσεις του πραγματικού μέσου, ειδικά στην περίπτωση των μικρών δειγμάτων.

Η μεταβλητότητα είναι θεωρητικά παρατηρήσιμη από τις καταγεγραμμένες τιμές των αποδόσεων, όσο η διαδικασία δειγματοληψίας είναι αρκετά συχνή. Ο όρος πραγματοποιηθείσα μεταβλητότητα (realized volatility) έχει χρησιμοποιηθεί από τους William Fung & David Hsieh (1991), καθώς και τους Torben Andersen & Tim Bollerslev (1998) ως το άθροισμα των τετραγώνων των αποδόσεων εντός της ημέρας σε σύντομα χρονικά διαστήματα, όπως δεκαπέντε ή πέντε λεπτά.

Υπάρχουν, όμως, εμπειρικά στοιχεία ότι μοντέλα βασισμένα στις αποκλίσεις ή στις απόλυτες αποδόσεις παράγουν καλύτερες προβλέψεις για τη μεταβλητότητα από ό,τι μοντέλα που βασίζονται στο τετράγωνο των αποδόσεων [Stephen Taylor (1986), Louis Ederinton & Wei Guan (2000) και Michael McKenzie (1999)]. Οι Andersen & Bollerslev (1998), καθώς και οι Christodoulakis & Satchell (1998) έδειξαν πως ο εγγενής θόρυβος, όσον αφορά την προσέγγιση της πραγματικής και της μη παρατηρηθείσας μεταβλητότητας από τα τετράγωνα των αποδόσεων, οδηγεί σε παραπλανητική αξιολόγηση των προβλέψεων.

Παράλληλα, οι Marie Davidian & Raymond Carroll (1987) έδειξαν ότι ο προσδιορισμός της μεταβλητότητας μέσω των απολύτων αποδόσεων είναι πιο ισχυρός κατά της ασυμμετρίας και της μη κανονικότητας. Έτσι, προκύπτει το συμπέρασμα, στο οποίο κατέληξαν και οι Zhuanxin Ding, Clive Granger & Robert Engle (1993), πως η μέτρηση της μεταβλητότητας είναι προτιμότερο να γίνεται απευθείας από τις απόλυτες αποδόσεις.

Εξετάζοντας τη χρηματαγορά και δεδομένης της πολύπλοκης δομής και της αστάθειας των χρηματοοικονομικών χρονοσειρών, ο Francis Diebold (1998) σε συνεργασία με άλλους προειδοποίησε ότι οι προβλέψεις των εκτιμήσεων διαφέρουν ανάλογα με το τρέχον επίπεδο της μεταβλητότητας, τη δομή της μεταβλητότητας (το βαθμό της επιμονής, τη μέση αναστροφή, κλπ) και τον χρονικό ορίζοντα των προβλέψεων. Ο Sill (1993) βρήκε ότι η μεταβλητότητα του S&P500 είναι υψηλότερη κατά τη διάρκεια της ύφεσης και ότι η εξάπλωση των εμπορικών T-Bills συμβάλει στην πρόβλεψη της μεταβλητότητας της χρηματιστηριακής αγοράς. Οι Andrew Alford & James Boatman (1995) βρήκαν ότι η προσαρμοσμένη ιστορική μεταβλητότητα προς τις εκτιμήσεις της μεταβλητότητας εταιρειών ιδίου κλάδου και μεγέθους, παρέχει καλύτερη πενταετή πρόβλεψη για τη μεταβλητότητα. Ο Taylor (1987) μελέτησε την πρόβλεψη μελλοντικής μεταβλητότητας με χρήση υψηλών,

χαμηλών και τιμών κλεισίματος και βρήκε μία σύνθετη μέση σταθμισμένη πρόβλεψη ως καλύτερη απόδοση.

Μελέτες, όπως του Philip Perry (1982) και των Adrian Pagan & G. William Schwert (1990), δεικνύουν ότι η μεταβλητότητα των χρονολογικών σειρών φαίνεται να έχει μια μοναδιαία ρίζα. Άλλες πάλι, αναφέρουν ότι μερικά μέτρα μεταβλητότητας των ημερήσιων και εντός της ημέρας αποδόσεων έχουν μεγάλη μνήμη [Granger, Ding, & Scott Spear (2000)]. Τα ευρήματα αυτά είναι σημαντικά, διότι υποδηλώνουν ότι ένα σοκ στη διαδικασία μεταβλητότητας θα έχει μακροχρόνιο αντίκτυπο.

Σύμφωνα με τους Andersen, Bollerslev & Steve Lange (1999) η ακρίβεια στις προβλέψεις της μεταβλητότητας βελτιώνεται, καθώς η συχνότητα δειγματοληψίας των δεδομένων αυξάνει σε σχέση με τον χρονικό ορίζοντα προβλέψεων. Ωστόσο, όσον αφορά προβλέψεις για μεγάλο χρονικό ορίζοντα (άνω των εικοσιτεσσάρων μηνών), ο Figlewski (1997) βρήκε πως το σφάλμα πρόβλεψης μπορεί να διπλασιαστεί σε μέγεθος, όταν καθημερινά δεδομένα, αντί των μηνιαίων, χρησιμοποιούνται για την πρόβλεψη της μεταβλητότητας. Οι Andrew Alford & James Boatman (1995) και ο Figlewski (1997) έδειξαν πως για ορίζοντα πρόβλεψης μεγαλύτερο των έξι μηνών, μια απλή ιστορική μέθοδος με χρήση δεδομένων χαμηλής συχνότητας κατά τη διάρκεια της περιόδου, η οποία είναι τουλάχιστον όσο ο ορίζοντας πρόβλεψης, λειτουργεί καλύτερα. Οι Alford & Boatman (1995), Figlewski (1997) και Figlewski & Green (1999), όλοι τόνισαν τη σημαντικότητα που έχει μια αρκετά μακρά περίοδος εκτίμησης για την παραγωγή αξιόπιστων προβλέψεων μεταβλητότητας για μεγάλο χρονικό ορίζοντα.

Σε ό,τι αφορά τη συχνότητα δειγματοληψίας, οι Feike Drost & Theo Nijman (1993) απέδειξαν, θεωρητικά και συγκεκριμένα για την ειδική περίπτωση GARCH(1,1), ότι η δομή της μεταβλητότητας θα πρέπει να διατηρείται διαχρονικά. Πιο συγκεκριμένα, η δομή της μεταβλητότητας θα πρέπει να είναι η ίδια, ανεξαρτήτου αν τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται είναι ωριαία, ημερήσια ή μηνιαία. Αυτό δε βρίσκει πρακτική εφαρμογή δεδομένου ότι η αστάθεια, η οποία είναι ιδιαίτερα σημαντική στα καθημερινά δεδομένα, εξασθενεί, καθώς η συχνότητα λήψης δεδομένων μειώνεται.

Οι Stephen Brown (1990), Engle (1993) και Abdurrahman Aydemir (1998) δημιούργησαν καταλόγους μοντέλων χρονοσειρών που υπάρχουν για την εκτίμηση και μοντελοποίηση της μεταβλητότητας, ενώ, ο Kroner (1996) εξήγησε πώς μπορούν να δημιουργηθούν και να χρησιμοποιηθούν οι προβλέψεις της μεταβλητότητας.

Υπάρχουν υποδείγματα που για τις προβλέψεις στηρίζονται σε παρελθοντικές τιμές της τυπικής απόκλισης. Τα υποδείγματα αυτά, βασίζονται στην υπόθεση ότι η μεταβολή της τιμής ενός μεγέθους ακολουθεί ένα συγκεκριμένο πρότυπο, το οποίο έχει μεγάλη πιθανότητα να επαναληφθεί.

Σε σύγκριση με τις λοιπές κατηγορίες υποδειγμάτων, τα ιστορικά υποδείγματα είναι τα απλούστερα τόσο στην κατασκευή όσο και στην εφαρμογή. Εν αντιθέσει με τα υποδείγματα ARCH/GARCH και ιστορικής μεταβλητότητας, τα ιστορικά υποδείγματα είναι λιγότερο περιοριστικά και περισσότερο έτοιμα να ανταποκριθούν σε αλλαγές στην τιμή της μεταβλητότητας, λόγω της μεμονωμένης μελέτης της συμπεριφοράς της υπό συνθήκη μεταβλητότητας, ενώ η εμπειρική έρευνα προσφέρει ενδείξεις ότι έχουν καλές επιδόσεις στην πρόβλεψη της μεταβλητότητας.

1.1.1 Ιστορικά Υποδείγματα

Το απλούστερο μοντέλο που βασίζεται σε χρήση ιστορικών δεδομένων είναι ο Τυχαίος Περίπατος (Random Walk), όπου για την πρόβλεψη της τυπικής απόκλισης χρησιμοποιείται η προηγούμενη αυτής χρονικά. Το μοντέλο αυτό, θεωρεί ότι η μεταβλητότητα μεταβάλλεται τυχαία και συνεπώς, η βέλτιστη στρατηγική είναι η υπόθεση ότι η μεταβλητότητα μεταξύ δύο διαδοχικών χρονικών περιόδων παραμένει σταθερή. Έτσι, η προβλεπόμενη τιμή της μεταβλητότητας μιας χρονικής περιόδου ισούται με την τιμή της πραγματοποιηθείσας μεταβλητότητας της αμέσως προηγούμενης χρονικής περιόδου. Παρά την απλή διατύπωση του και την παράληψη πολλών παραμέτρων, το υπόδειγμα αυτό έχει αποδειχθεί κατά καιρούς πως έχει καλή προβλεπτική ικανότητα [Dimson & Marsh (1990), Tse (1991)].

Επεκτείνοντας τη μέθοδο αυτή, προέκυψαν μέθοδοι όπως του Ιστορικού Μέσου, του Απλού Κινητού Μέσου, του Διπλού ή Γραμμικού Κινητού Μέσου, της Απλής Εκθετικής Εξομάλυνσης, της Διπλής Εκθετικής Εξομάλυνσης ή μεθόδου Brown (1963), της Εκθετικής Εξομάλυνσης με προσαρμογή στην Τάση ή μεθόδου Holt (1957), της Εκθετικής Εξομάλυνσης με προσαρμογή στην Τάση και στην Εποχικότητα ή μεθόδου Winters (1960) και του Εκθετικού Σταθμικού Κινητού Μέσου (Exponentially Weighted Moving Average-EWMA). Η μέθοδος της ομαλής μετάβασης εκθετικής εξομάλυνσης που πρότεινε ο James Taylor (2001), αποτελεί μια ευέλικτη εκδοχή της εκθετικής εξομάλυνσης, όπου τα βάρη εξαρτώνται από το μέγεθος των προηγούμενων αποδόσεων.

Το υπόδειγμα του Ιστορικού Μέσου (Historical Average) εκτιμά τη μεταβλητότητα βασιζόμενο στο σύνολο του διαθέσιμου δείγματος. Συγκεκριμένα, η τιμή της μεταβλητότητας μιας χρονικής περιόδου εκτιμάται από τη μέση τιμή όλων των διαθέσιμων προηγούμενων ιστορικών τιμών της μεταβλητότητας.

$$\hat{\sigma}_{t+1} = \frac{\sigma_t + \sigma_{t-1} + \dots + \sigma_1}{t}$$

Το υπόδειγμα αυτό προσδίδει την ίδια βαρύτητα σε κάθε μία εκ των προηγούμενων τιμών, δεν τίθεται δηλαδή θέμα διάκρισης των πιο πρόσφατων και των παλαιότερων παρατηρήσεων. Στο ενδεχόμενο που ο μέσος της κατανομής είναι στάσιμος, το μοντέλο αυτό είναι το βέλτιστο προς πρόβλεψη.

Το υπόδειγμα του Απλού Κινητού Μέσου Όρου (Moving Average) ομοιάζει με το υπόδειγμα που αναφέρθηκε προηγουμένως, με τη διαφορά ότι χρησιμοποιεί ως πρόβλεψη την τιμή του αριθμητικού μέσου όρου των m πιο πρόσφατων τιμών της χρονοσειράς. Αυτό συμβαίνει, διότι οι πλέον πρόσφατες παρατηρήσεις του διαθέσιμου δείγματος θεωρούνται περισσότερο αντιπροσωπευτικές για τη δημιουργία προβλέψεων από ότι οι πιο απομακρυσμένες χρονικά.

$$\hat{\sigma}_{t+1} = \frac{\sigma_t + \sigma_{t-1} + \dots + \sigma_{t-m+1}}{m}$$

Η μέθοδος αυτή, χρησιμοποιείται για την εξουδετέρωση της βραχυπρόθεσμης τάσης των δεδομένων και την εξομάλυνση αυτών. Η κριτική που δέχεται η μέθοδος του Κινητού Μέσου είναι ότι για τον υπολογισμό των προβλέψεων προσδίδει ίση βαρύτητα σε κάθε παρατήρηση, ανεξάρτητα από το πόσο κοντά ή μακριά βρίσκεται σε σχέση με την προβλεπόμενη περίοδο.

Το πρόβλημα αυτό, δύναται να αντιμετωπισθεί με τη μέθοδο της Απλής Εκθετικής Εξομάλυνσης (Exponential Smoothing) σύμφωνα με την οποία, οι προβλέψεις δημιουργούνται με βάση κάποιο σταθερό μέσο όρο, ώστε να δίνεται διαφορετική βαρύτητα σε κάθε παρατήρηση. Η μέθοδος αυτή εκτιμά τη μελλοντική μεταβλητότητα ως ένα σταθμικό μέσο όρο των προγενέστερων τιμών της, δεδομένου ότι το άθροισμα των συντελεστών της σχέσης προκύπτει ίσο με τη μονάδα.

$$\hat{\sigma}_{t+1} = \alpha \sigma_t + (1 - \alpha) \hat{\sigma}_t$$

$$\hat{\sigma}_t = \alpha \sigma_{t-1} + \alpha(1 - \alpha) \sigma_{t-2} + \alpha(1 - \alpha)^2 \sigma_{t-3} + \dots$$

όπου, α : σταθερά εξομάλυνσης, $0 \leq \alpha \leq 1$.

Η βαρύτητα που δίδεται σε κάθε παρατήρηση μειώνεται εκθετικά κατά $(1 - \alpha)$, όσο αυξάνεται ο αριθμός των χρονικών περιόδων μεταξύ πρόβλεψης και πραγματικής τιμής της

χρονοσειράς. Κατά συνέπεια, όσο αυξάνεται το α τόσο μεγαλύτερη βαρύτητα δίνεται στις πιο πρόσφατες παρατηρήσεις και πολύ μικρή έως μηδαμινή στις πιο απομακρυσμένες. Όταν $\alpha=0$, η εκτίμηση του υποδείγματος είναι ότι η μεταβλητότητα της επόμενης χρονικά περιόδου ισούται με τη μεταβλητότητα της πλέον πρόσφατης περιόδου, δηλαδή συμπίπτει με εκείνη του Τυχαίου Περιπάτου. Τέλος, καθώς το α προσεγγίζει τη μονάδα, η πρόβλεψη μέσω της εκθετικής εξομάλυνσης προσεγγίζει αυτή του Ιστορικού Μέσου.

Σύμφωνα με τον Brown (1963), η εκ των προτέρων εκτίμηση του α θα πρέπει να κυμαίνεται μεταξύ $[0.05, 0.30]$, ενώ κατά τους Dimson & Marsh (1990) η βέλτιστη τιμή του εξαρτάται τόσο από την υπό μελέτη χρονική περίοδο, όσο και από την εξεταζόμενη αγορά.

Η μέθοδος του Διπλού Κινητού Μέσου (Double Moving Average) χρησιμοποιείται για την πρόβλεψη των τιμών της χρονοσειράς, οι παρατηρήσεις της οποίας παρουσιάζουν ανοδική ή πτωτική πορεία που εκφράζεται από κάποια γραμμική τάση. Για τη διαμόρφωση των προβλέψεων, υπολογίζεται ένας δεύτερος κινητός από τον απλό κινητό μέσο, ενώ στη συνέχεια λαμβάνεται υπόψη και η γραμμική τάση των παρατηρήσεων της χρονοσειράς. Για το λόγο αυτό η μέθοδος συχνά καλείται Γραμμικού Κινητού Μέσου (Linear Moving Average).

$$M_{t+1} = \frac{\sum_{j=1}^m \sigma_{t-j+1}}{m}, M'_{t+1} = \frac{\sum_{j=1}^m M_{t-j+1}}{m} \Rightarrow a_t = 2M_t - M'_t$$

$$b_t = \frac{2(M_t - M'_t)}{m - 1}$$

$$\hat{\sigma}_{t+h} = a_t + hb_t$$

όπου, b_t : παράγοντας προσαρμογής για την τάση

h : μελλοντική περίοδος

Όταν $h > 1$ η μέθοδος αυτή μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τη διενέργεια προβλέψεων για περισσότερες της μίας περιόδους, σε αντίθεση με τις προηγούμενες μεθόδους, ενώ για $h = 1$ δίνει πρόβλεψη για την επόμενη περίοδο.

Η μέθοδος της Διπλής Εκθετικής Εξομάλυνσης ή Brown (1963), χρησιμοποιείται σε χρονοσειρές, οι παρατηρήσεις των οποίων παρουσιάζουν τάση. Η βασική φιλοσοφία της είναι παραπλήσια με εκείνη του Διπλού Κινητού Μέσου, δηλαδή η εξομάλυνση των παρατηρήσεων της χρονοσειράς γίνεται δύο φορές, ενώ στη διαμόρφωση των προβλέψεων λαμβάνεται υπόψη και η τάση.

$$A_t = \alpha \sigma_t = (1 - \alpha)A_{t-1}, A'_t = \alpha A_t + (1 - \alpha)A'_{t-1} \Rightarrow a_t = 2A_t - A'_t$$

$$b_t = \frac{a(A_t - A'_t)}{1 - a}$$

$$\hat{\sigma}_{t+h} = a_t + hb_t$$

Η μέθοδος αυτή, όπως και η προηγούμενη, μπορεί να προσαρμοσθεί για περισσότερες από μία μελλοντικές χρονικές περιόδους, σε αντίθεση με τη μέθοδο της Απλής Εκθετικής Εξομάλυνσης. Επίσης, αν η τιμή της σταθεράς εξομάλυνσης a δεν είναι γνωστή, κάτι που συμβαίνει όταν εφαρμόζουμε τη μέθοδο για πρώτη φορά στα δεδομένα μιας χρονοσειράς, επιλέγεται εκείνη η τιμή του a που ελαχιστοποιεί την τιμή του κριτηρίου MSE ή κάποιου άλλου κριτηρίου. Σημειώνεται ότι ο αριθμός των παρατηρήσεων που απαιτούνται για την εφαρμογή της μεθόδου αυτής είναι αρκετά μικρότερος από αυτόν που απαιτείται από την μέθοδο του Διπλού Κινητού Μέσου.

Η μέθοδος της Εκθετικής Εξομάλυνσης με προσαρμογή στην Τάση (Exponential Smoothing Adjusted for Trend) ή μέθοδος Holt (1957), χρησιμοποιείται και αυτή όταν υπάρχει τάση στις παρατηρήσεις της χρονοσειράς. Η μέθοδος αυτή, έχει δύο παραμέτρους εξομάλυνσης, την παράμετρο a για την εξομάλυνση των τιμών της χρονοσειράς και την παράμετρο β για την εξομάλυνση της τάσης, σε αντίθεση με τη μέθοδο Brown που έχει μόνο μία.

$$A_t = a\sigma_t + (1 - a)(A_{t-1} + T_{t-1}), T_t = \beta(A_t - A_{t-1}) + (1 - \beta)T_{t-1}$$

$$\hat{\sigma}_{t+h} = A_t + hT_t$$

Όπως και προηγουμένως, η μέθοδος αυτή μπορεί να χρησιμοποιηθεί για διενέργεια προβλέψεων για περισσότερες από μία μελλοντικές χρονικές περιόδους και η βέλτιστη τιμή των παραμέτρων a και β προκύπτει από ελαχιστοποίηση της τιμής του κριτηρίου MSE ή κάποιου άλλου κριτηρίου.

Αξίζει να σημειωθεί, ότι με τη μέθοδο Holt οι τιμές της τάσης εξομαλύνονται απευθείας, ενώ με τη μέθοδο Brown η τάση προσδιορίζεται από τον παράγοντα b_t , αφού προηγουμένως εξομαλυνθούν δύο φορές οι τιμές της χρονοσειράς. Αυτό σημαίνει ότι με τη μέθοδο Holt γίνεται καλύτερη εκτίμηση των τιμών της τάσης. Για το λόγο αυτό, είθισται να εφαρμόζεται περισσότερο στην πράξη, αφού έχει αποδειχθεί ότι παρέχει συνήθως καλύτερα αποτελέσματα από τη μέθοδο Brown.

Η μέθοδος της Εκθετικής Εξομάλυνσης με προσαρμογή στην Τάση και στην Εποχικότητα (Exponential Smoothing Adjusted for Trend and Seasonality) ή Winters (1960), που αποτελεί επέκταση της μεθόδου Holt, χρησιμοποιείται όταν υπάρχει εποχικότητα στις παρατηρήσεις της χρονοσειράς, δηλαδή διακυμάνσεις που επαναλαμβάνονται κάθε έτος με την ίδια ή

περίπου την ίδια μορφή. Η μέθοδος αυτή έχει τρεις παραμέτρους, α , β και γ , οι οποίες χρησιμοποιούνται για την εξομάλυνση των τιμών της χρονοσειράς, της τάσης και της εποχικότητας αντίστοιχα.

$$A_t = a \frac{\sigma_t}{S_{t-L}} + (1 - a)(A_{t-1} + T_{t-1}), T_t = \beta(A_t - A_{t-1}) + (1 - \beta)T_{t-1}$$

$$S_t = \sigma \frac{\sigma_t}{A_t} + (1 - \gamma)S_{t-L}$$

$$\hat{\sigma}_{t+h} = (A_t + hT_t)S_{t+h-L}, h = 1, 2, \dots, L \text{ για το 1ο έτος}$$

$$\hat{\sigma}_{t+h} = (A_t + hT_t)S_{t+h-2L}, h = L + 1, L + 2, \dots, 2L \text{ για το 2ο έτος}$$

Για την εφαρμογή τη μεθόδου αυτής, είναι απαραίτητες αρχικές συνθήκες, ειδικά για την πρώτη και τρίτη σχέση, όπου εμφανίζονται οι εποχικοί συντελεστές S_{t-L} . Ένας εύκολος τρόπος καθορισμού προτάθηκε από τον Chatfield (1978), ο οποίος χρησιμοποίησε τις παρατηρήσεις του πρώτου έτους της χρονοσειράς για να προσδιορίσει τις τιμές των A_t, T_t και S_t που αφορούν το πρώτο έτος ως εξής

1. Για $t=1, 2, \dots, L-1$ δεν προσδιορίζονται οι τιμές A_t , ενώ για $t=L$ το A_L ορίζεται ως $A_L = \frac{\sigma_1 + \sigma_2 + \dots + \sigma_L}{L}$.
2. Για $t=1, 2, \dots, L-1$ δεν προσδιορίζονται οι τιμές T_t , ενώ για $t=L$ τίθεται $T_L = 0$.
3. Για $t=1, 2, \dots, L$ οι τιμές των εποχικών συντελεστών S_t υπολογίζονται ως εξής $S_t = \frac{\sigma_t}{A_t}$.

Όταν προσδιορισθούν οι παραπάνω αρχικές τιμές για το πρώτο έτος, η μέθοδος μπορεί να εφαρμοσθεί κανονικά προβλέποντας μελλοντικές τιμές της χρονοσειράς για περισσότερες της μίας περιόδους. Οι άριστες τιμές των παραμέτρων α , β και γ προκύπτουν, όπως και προηγουμένως από την ελαχιστοποίηση του κριτηρίου MSE ή κάποιου άλλου κριτηρίου, εφαρμόζοντας τη μέθοδο αυτή για όλους τους δυνατούς συνδυασμούς των τιμών των παραμέτρων στα δεδομένα της χρονοσειράς.

Το υπόδειγμα του Εκθετικού Σταθμικού Κινητού Μέσου (Exponentially-Weighted Moving Average-EWMA) αποτελεί ουσιαστικά το υπόδειγμα του Κινητού Μέσου με εκθετικά βάρη. Όπως και ο Κινητός Μέσος, το υπόδειγμα αυτό βασίζεται μόνο στις πιο πρόσφατες ιστορικές τιμές της μεταβλητότητας, ενώ όπως η Εκθετική Εξομάλυνση, δίνει σχετικά μεγαλύτερη βαρύτητα στις πιο πρόσφατες παρατηρήσεις, με τη βαρύτητα να μειώνεται γεωμετρικά.

$$\hat{\sigma}_{t+1} = \frac{\sum_{i=1}^m a^i \sigma_{t-i+1}}{\sum_{i=1}^m a^i}$$

Μια άλλη μέθοδος πρόβλεψης είναι αυτή της Απλής Παλινδρόμησης (Regression), η οποία εκφράζει τη μεταβλητότητα ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών της και ενός όρου σφάλματος.

$$\sigma_t = \gamma + \beta_1\sigma_{t-1} + \beta_2\sigma_{t-2} + \dots + \beta_n\sigma_{t-n} + u_t$$

$$\hat{\sigma}_{t+1} = \gamma + \beta_1\sigma_t + \beta_2\sigma_{t-1} + \dots + \beta_n\sigma_{t-n+1}$$

Πρόκειται για μια παλινδρόμηση της τρέχουσας πάνω σε όλες τις παρελθούσες τιμές της μεταβλητότητας, οι οποίες είναι διαθέσιμες στο δείγμα. Οι συντελεστές β_i , $i=1,\dots,n$ εκφράζουν τη βαρύτητα που δίνεται σε κάθε μία εκ των παρελθουσών τιμών της μεταβλητότητας. Οι συντελεστές αυτοί δεν είναι προκαθορισμένοι, αλλά προκύπτουν μέσω εκτίμησης.

Η μέθοδος αυτή, είναι μια αυτοπαλινδρομική μέθοδος (AutoRegressive-AR). Στην περίπτωση που στο μοντέλο περιλαμβάνονται τα σφάλματα μεταβλητότητας του παρελθόντος προκύπτει το αυτοπαλίνδρομο μοντέλο κινητού μέσου (AutoRegressive Moving Average-ARMA) το οποίο περιγράφηκε από τον Peter Whittle (1954).

$$\hat{\sigma}_{t+1} = \beta_1\sigma_t + \beta_2\sigma_{t-1} + \dots + \gamma_1u_t + \gamma_2u_{t-1} + \dots$$

Ιδιαίτερη σημασία έχει όταν οι χρονολογικές σειρές που χρησιμοποιούνται είναι μη-στάσιμες. Στην περίπτωση αυτή, προκύπτουν το αυτοπαλίνδρομο ολοκληρωμένο μοντέλο κινητού μέσου όρου (AutoRegressive Integrated Moving Average-ARIMA), όπου είναι απαραίτητη η διαφοροποίηση για την καταπολέμηση της μη-στασιμότητας και το αυτοπαλίνδρομο κλασματικά ολοκληρωμένο μοντέλο κινητού μέσου όρου (AutoRegressive Fractionally Integrated Moving Average-ARFIMA/FARIMA) για μοντελοποίηση χρονοσειρών με μακροπρόθεσμη μνήμη ή απλούστερα επιτρέποντας στον όρο διαφοροποίησης του μοντέλου ARIMA να παίρνει κλασματικές τιμές.

Για την ορθή εφαρμογή του υποδείγματος αυτού, είναι απαραίτητο να πληρούνται υποθέσεις αναφορικά με τις τιμές του τυχαίου σφάλματος, όπως αυτές αναφέρθηκαν στο προηγούμενο κεφάλαιο. Συνοπτικά,

1. η αναμενόμενη τιμή του οφείλει να είναι μηδέν για κάθε χρονική στιγμή παρατήρησης, $E(u_t) = 0$.
2. Η διακύμανση των τιμών του οφείλει να είναι σταθερή για κάθε χρονική στιγμή εκτίμησης, $Var(u_t) = \sigma^2$.
3. Οι τιμές του οφείλουν να είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους, $E(u_{t_1}u_{t_2}) = 0$, $t_1 \neq t_2$.

4. Οι τιμές τους οφείλουν να είναι ανεξάρτητες από τις τιμές των ερμηνευτικών μεταβλητών, $E(u_t \sigma_{t-k}) = 0$.

5. Οι τιμές τους οφείλουν να κατανέμονται κανονικά, $u_t \sim N^{iid}(0, \sigma^2)$.

Το υπόδειγμα Threshold Autoregressive (TAR), το οποίο προτάθηκε από τους Cao & Tsay (1992) διαχωρίζει την παρατηρηθείσα μεταβλητότητα σε στάδια, για καθένα από τα οποία εκτελείται διαφορετική και ανεξάρτητη παλινδρόμηση. Η πρόβλεψη μπορεί να βασισθεί αποκλειστικά στο τρέχον στάδιο, υποθέτοντας ότι και στο μέλλον η μεταβλητότητα θα παραμείνει στο ίδιο στάδιο. Εναλλακτικά, η πρόβλεψη δύναται να βασισθεί σε πληροφορίες από όλα τα στάδια της μεταβλητότητας, οι οποίες να είναι σταθμισμένες από την πιθανότητα μετάβασης σε κάθε στάδιο. Οι Cao & Tsay (1992) βρήκαν πως το υπόδειγμα που ανέπτυξαν έχει καλύτερη προβλεπτική ικανότητα από τα GARCH και EGARCH μοντέλα για την πρόβλεψη της μεταβλητότητας ενός έως τριάντα μηνών του S&P value-weighted index, ενώ στο S&P equally weighted index υπερέιχε το EGARCH.

1.1.2 Αυτοπαλινδρομικά Υποδείγματα υπό Συνθήκη Ετεροσκεδαστικότητας (ARCH/GARCH)

Από την άλλη, τα ARCH μοντέλα είναι μια οικογένεια μοντέλων με την οποία ασχολήθηκε πληθώρα ερευνητών, όπως οι Anil Bera & Matthew Higgins (1993), Bollerslev, Ray Chou & Kenneth Kroner (1992), Bollerslev, Engle & Nelson (1994) και οι Diebold & Jose Lopez (1995). Σε αντίθεση με τα προηγούμενα, τα μοντέλα αυτής της κατηγορίας δεν κάνουν χρήση δείγματος τυπικών αποκλίσεων, αλλά διατυπώνουν την υπό συνθήκη διακύμανση των αποδόσεων μέσω μεγιστοποίησης της πιθανοφάνειας. Το ARCH μοντέλο (AutoRegressive Conditionally Heteroscedastic) που διατυπώθηκε από τον Engle (1982) εισήγαγε την υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα. Πιο συγκεκριμένα, ο Engle παρατήρησε πως μεγάλα και μικρά σφάλματα πρόβλεψης τείνουν να εμφανίζονται σε ομάδες, γεγονός που υποδεικνύει ότι η ετεροσκεδαστικότητα της διακύμανσης εξαρτάται από παρελθοντικές τιμές του διαταρακτικού όρου.

Οι Engle, Lilien & Robins (1987) μετασημάτισαν το μοντέλο ARCH, ώστε ο μέσος μιας ακολουθίας να εξαρτάται από την υπό συνθήκη διακύμανση εισάγοντας το ARCH-M μοντέλο. Οι Bollerslev (1986) και Taylor (1986) επέτρεψαν στην υπό συνθήκη διακύμανση να έχει την μορφή μιας διαδικασίας ARMA αναπτύσσοντας το υπόδειγμα GARCH, ενώ ο Nelson (1991) παρουσίασε μια πιο γενική μορφή, όπου η υπό συνθήκη διακύμανση

εκφράζεται σε λογαριθμική μορφή, το μοντέλο του εκθετικού GARCH ή EGARCH. Άλλα μοντέλα που χρησιμοποιούνται για τη μοντελοποίηση της ασυμμετρίας στην ARCH διαδικασία είναι το TGARCH (Threshold GARCH), το οποίο είναι ίδιο με τα μοντέλα GJR-GARCH που αναπτύχθηκε από τους Lawrence Glosten, Ravi Jagannathan και David Runkle (1993) και QGARCH (Quadratic GARCH), καθώς και άλλα μη-γραμμικά μοντέλα GARCH που παρουσιάζονται σε άρθρο των Philip Franses & Dick van Dijk (1996).

Τέλος, το μοντέλο Integrated GARCH (IGARCH) των Engle & Bollerslev (1986) αποτυπώνει τις επιπτώσεις ενός σοκ στη σειρά μεταβλητότητας, το οποίο φαίνεται να έχει πολύ «μακροπρόθεσμη μνήμη» και επιπτώσεις στη μελλοντική μεταβλητότητα για μεγάλο χρονικό ορίζοντα. Ένα σοκ σε αυτό το μοντέλο επιδρά στη μελλοντική μεταβλητότητα για ένα άπειρο χρονικό ορίζοντα, και η άνευ όρων διακύμανση παύει να υπάρχει για αυτό το μοντέλο. Αυτό οδηγεί στο FIGARCH μοντέλο που αναπτύχθηκε από τους Richard Baillie, Bollerslev & Hans Mikkelsen (1996) και στο FIEGARCH από τους Bollerslev & Mikkelsen (1996).

Οι Taylor (1986), Vedat Akgiray (1989), καθώς και πλειάδα άλλων ερευνητών έλεγξαν την προβλεπτική ικανότητα του GARCH μοντέλου έναντι άλλων μεθόδων που εφαρμόζονται σε χρονολογικές σειρές. Ο Akgiray διαπίστωσε πως υπερτερεί σταθερά του EWMA και HISVOL σε όλες τις επιμέρους περιόδους και υπό όλα τα μέτρα αξιολόγησης, ενώ ο Figlewski (1997) βρήκε πως η υπεροχή του περιορίζεται στο χρηματιστήριο και στην πρόβλεψη της μεταβλητότητας μόνο για σύντομο χρονικό ορίζοντα. Την ανωτερότητα του EGARCH διαπίστωσαν τόσο οι Pagan & Schwert (1990) έναντι των λοιπών μη-παραμετρικών μεθόδων, όσο και οι Cumby, Figlewski & Hasbrouck (1993) έναντι των ιστορικών μεθόδων. Οι Cao & Tsay (1992) κατέληξαν πως το EGARCH δίνει την καλύτερη πρόβλεψη για μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης, αποδίδοντάς το στη μόχλευση. Ο Bali (2000) τεκμηρίωσε την χρησιμότητα των μοντέλων GARCH, ιδίως των μη-γραμμικών, για την πρόβλεψη της μεταβλητότητας των επιτοκίων.

Μελέτες, όπως των Keun Yeong Lee (1991), West & Cho (1995), Chris Brooks (1998) και των David McMillan, Alan Speight & Owain Gwilym (2000) δεν έδωσαν σαφή συμπεράσματα. Οι Timothy Brailsford & Robert Faff (1996) παρατήρησαν ότι το μοντέλο GJR-GARCH έχει οριακό προβάδισμα έναντι των λοιπών μοντέλων, ενώ οι Franses & Van Dijk (1996) ισχυρίστηκαν ότι η πρόβλεψη του GJR δεν θα πρέπει να συνιστάται.

Αντιθέτως, μελέτες όπως αυτές των Tse & Tung (1992), Walsh & Tsou (1998), Stephen Taylor (1986), Tse (1991), Boudoukh, Richardson & Whitelaw (1997), Ederington & Guan (1999), Ferreira (1999) και του James Taylor (2001) ευνοούν διάφορες μορφές εκθετικής εξομάλυνσης έναντι του GARCH για την πρόβλεψη της μεταβλητότητας σε ένα ευρύ φάσμα περιουσιακών στοιχείων μεταξύ μετοχών, συναλλαγματικών ισοτιμιών και επιτοκίων.

1.2 Τεκμαρτή μεταβλητότητα (Implied Volatility)

Η τεκμαρτή μεταβλητότητα θεωρείται από πολλούς ερευνητές, ένας ακριβέστερος τρόπος εκτίμησης της μεταβλητότητας [Figlewski (1997), Poon & Granger (2003)], εκφράζοντας την προσδοκώμενη από την αγορά μελλοντική μεταβλητότητα. Σύμφωνα με τη θεωρία αυτή, η τιμή ενός δικαιώματος εξαρτάται από διάφορες μεταβλητές, μία εκ των οποίων είναι η μεταβλητότητα. Συνεπώς, για τον υπολογισμό της θεωρητικής τιμής ενός δικαιώματος (δίκαιη τιμή-fair price) εισάγονται οι εν λόγω μεταβλητές, συμπεριλαμβανομένης και της μεταβλητότητας σε ένα μοντέλο αποτίμησης δικαιωμάτων, όπως το υπόδειγμα των Black & Scholes (1973). Στην περίπτωση που η διαδικασία αυτή αντιστραφεί και εισαχθεί η πραγματική τιμή ενός δικαιώματος σε ένα μοντέλο αποτίμησης, εξάγεται η πραγματική τιμή της μεταβλητότητας, η τεκμαρτή μεταβλητότητα (implied volatility).

Συνεπώς, ως τεκμαρτή μεταβλητότητα, σε κάθε χρονική στιγμή και για δικαίωμα προαίρεσης (option) με συγκεκριμένη τιμή εξάσκησης και χρόνο μέχρι τη λήξη, ορίζεται η τιμή της μεταβλητότητας η οποία εξισώνει την αγοραία τιμή ενός option με την τιμή αυτού που υπολογίζεται από το υπόδειγμα των Black & Scholes (1973). Λαμβάνοντας υπόψη πως τα options είναι περιουσιακά στοιχεία που «κοιτάζουν προς το μέλλον» (forward-looking instruments), καθώς έχουν συναρτήσεις εσόδων που εξαρτώνται από την τιμή του υποκείμενου τίτλου στη λήξη του option, οι αγοραίες τιμές τους που καθορίζονται μέσω της προσφοράς και της ζήτησης είναι πιθανό να αντανακλούν τις προσδοκίες των συμμετεχόντων στην αγορά σχετικά με τη μελλοντική μεταβλητότητα. Δεδομένου ότι ο υπολογισμός της βασίζεται σε εκτιμήσεις της αγοράς, η τεκμαρτή μεταβλητότητα υπολογίζεται βάσει περισσότερο επικαιροποιημένων πληροφοριών και μεγαλύτερου εύρους, σε σύγκριση με τις εκτιμήσεις της ιστορικής μεταβλητότητας. Είναι αναμενόμενο, λοιπόν, η προβλεπτική της ικανότητα να υπερέρχει αυτής των υποδειγμάτων χρονοσειρών.

Οι συγκρίσεις της προβλεπτικής ικανότητας μεταξύ διαφόρων υποδειγμάτων πρόβλεψης της μεταβλητότητας καταδεικνύουν σαφή υπεροχή της τεκμαρτής μεταβλητότητας των

δικαιωμάτων προαίρεσης. Συγκεκριμένα, η μέθοδος αυτή υπερέχει έναντι πολλών ιστορικών υποδειγμάτων, παρουσιάζοντας εφάμιλλες επιδόσεις με τα υποδείγματα χρονοσειρών που χρησιμοποιούν μεγάλη ποσότητα δεδομένων υψηλής συχνότητας. Η έρευνα αναφορικά με την τεκμαρτή μεταβλητότητα των δικαιωμάτων προαίρεσης ξεκινά από τους Latane και Rendkeman (1976), ενώ οι έρευνες που ακολουθούν καταλήγουν σε αντικρουόμενα συμπεράσματα.

Παλαιότερες μελέτες, όπως αυτές των Latane & Rendkeman (1976), Chiras & Manaster (1978), Schmalensee & Trippi (1978), Beckers (1981) και του Gemmill (1986), εστιάζουν σε μεμονωμένες μετοχές με πολύ μεγάλους ορίζοντες πρόβλεψης. Όλοι βρήκαν ότι η τεκμαρτή μεταβλητότητα έχει πολύ καλή προβλεπτική ικανότητα. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν και οι Lamoureux & Lastrapes (1993), οι οποίοι μελέτησαν δικαιώματα επί μετοχών για δέκα μετοχές που δεν αποδίδουν μέρισμα. Στον αντίποδα αυτών, βρίσκονται οι Vasilellis & Meade (1996), οι οποίοι εξετάζοντας μεμονωμένες μετοχές βρήκαν ότι οι καλύτερες επιδόσεις παρέχονται από ένα συνδυαστικό υπόδειγμα τεκμαρτής μεταβλητότητας και GARCH.

Πέραν των μετοχών, πεδίο ελέγχου υπεροχής της τεκμαρτής μεταβλητότητας αποτέλεσαν οι μετοχικοί δείκτες για πολλούς ερευνητές. Οι περισσότερες εκ των μελετών αυτών, αναφέρονται στους δείκτες S&P100 και S&P500. Πληθώρα μελετητών, όπως οι Fleming, Ostdiek & Whaley (1995), Christensen & Prabhala (1998), Fleming (1998), Blair, Poon & Taylor (2001), Hol & Koopman (2002) και οι Szakmary, Ors, Kim & Davidson (2002) κατέληξαν να επιβεβαιώσουν την υπεροχή του υποδείγματος της τεκμαρτής μεταβλητότητας έναντι των υπολοίπων, με τους Blair, Poon & Taylor (2001) να καταγράφουν το υψηλότερο R^2 για τον S&P100. Όλες, σχεδόν, οι μελέτες συμφωνούν ότι η τεκμαρτή μεταβλητότητα εμπεριέχει σημαντική πληροφορία για τη μελλοντική μεταβλητότητα. Ωστόσο, οι Canina & Figlewski (1993), οι οποίοι μελέτησαν τον δείκτη S&P100 για την αγορά options, διαπίστωσαν ότι σε ένα μεγάλο δείγμα δεδομένων που προέρχεται από μία εκ των πιο ενεργών αγορών options στον κόσμο, η τεκμαρτή μεταβλητότητα δεν έχει καμία σχέση με τη μελλοντική.

Ανάλογα είναι τα αποτελέσματα των μελετών για την πρόβλεψη της ισχύος της και στις αγορές συναλλάγματος. Οι Scott & Tucker (1989), Fung, Lie & Moreno (1990), Wei & Frankel (1991), Jorion (1996), Taylor & Xu (1997), Guo [(1996a); (1996b)], Li (2002) και οι Martens & Zein (2004) υποστήριξαν την τεκμαρτή μεταβλητότητα, οι Dunis, Laws & Chauvin (2000) και οι Taylor & Xu (1997) βρήκαν ότι είναι προτιμότερο ένα συνδυαστικό

υπόδειγμα, ενώ οι Fung & Hsieh (1991) και ο Li (2002) βρήκαν ότι τα υποδείγματα χρονοσειρών με χρήση ενδοσυνεδριακών δεδομένων υψηλής συχνότητας μπορεί να είναι ακριβέστερα αυτής.

1.3 Στοχαστική Μεταβλητότητα (Stochastic Volatility)

Η νεότερη μέθοδος πρόβλεψης της μεταβλητότητας για χρονολογικές σειρές είναι τα υποδείγματα Στοχαστικής Μεταβλητότητας (SV), τα οποία έχουν τις ρίζες τους τόσο στα χρηματοοικονομικά μαθηματικά, όσο και στην χρηματοοικονομική οικονομετρία. Προτάθηκαν από τους Hull & White (1987), οι οποίοι τιμολόγησαν δικαιώματα προαίρεσης ευρωπαϊκού τύπου χρησιμοποιώντας υποδείγματα στοχαστικής μεταβλητότητας συνεχούς χρόνου για το υποκείμενο τίτλο. Την αρχή για τη δημιουργία τους έκανε ο Taylor (1986), ο οποίος σχηματοποίησε ένα διακριτό υπόδειγμα στοχαστικής μεταβλητότητας ως εναλλακτική πρόταση των υποδειγμάτων ARCH. Σύμφωνα με τον Poon (2005), το υπόδειγμα στοχαστικής μεταβλητότητας διακριτού χρόνου δίνεται από το σύστημα εξισώσεων

$$r_t = \mu + \varepsilon_t, \varepsilon_t = z_t \exp(0.5h_t)$$
$$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + u_t$$

όπου, u_t μπορεί να είναι ή όχι ανεξάρτητο του z_t .

Κάνοντας τη σύγκριση με τα ARCH μοντέλα, τα υποδείγματα στοχαστικής μεταβλητότητας είναι πιο ευέλικτα, προσαρμόζονται καλύτερα σε αποδόσεις χρηματιστηριακών αγορών και έχουν κατάλοιπα που είναι πιο κοντά σε αυτά της τυπικής κανονικής κατανομής. Τα υποδείγματα αυτά, προσομοιάζουν με θεωρητικά υποδείγματα από τον χώρο της χρηματοοικονομικής, ιδιαιτέρως με αυτά που αφορούν στην τιμολόγηση παραγώγων. Η υποδειγματοποίηση της μεταβλητότητας ως μια στοχαστική μεταβλητή, οδηγεί άμεσα σε κατανομές με βαριές ουρές για τις αποδόσεις.

Ο διαταρακτικός όρος πρόβλεψης της μεταβλητότητας κάνει τα υποδείγματα στοχαστικής μεταβλητότητας περισσότερο ευέλικτα, με αποτέλεσμα όμως να μην έχουν κλειστή μορφή και κατά συνέπεια να μην είναι δυνατό να εκτιμηθούν απευθείας μέσω μεγίστης πιθανοφάνειας (OLS). Πιθανώς, εξ αιτίας αυτού, τα υποδείγματα στοχαστικής μεταβλητότητας να έχουν λάβει σχετικά μικρή προσοχή στη βιβλιογραφία.

Ο Heynen (1995) βρήκε πως οι προβλέψεις SV είναι καλύτερες για μια σειρά από δείκτες μετοχών σε διάφορες ηπείρους, ενώ σε συνεργασία με τον Kat (1994) διαπίστωσαν πως το μοντέλο στοχαστικής μεταβλητότητας προσφέρει την καλύτερη πρόβλεψη για δείκτες, αλλά

παράγει σφάλματα πρόβλεψης που είναι δέκα φορές μεγαλύτερα από ότι τα EGARCH και GARCH για συναλλαγματικές ισοτιμίες. Ο Jun Yu (2002) το κατέταξε στην κορυφή για την πρόβλεψη μεταβλητότητας της χρηματιστηριακής αγοράς της Νέας Ζηλανδίας, ενώ ο Lopez (2001) συγκρίνοντάς το με το GARCH και το EWMA δε βρήκε καμία διαφορά στην προβλεπτική τους ικανότητα με χρήση συμβατικών στατιστικών σφαλμάτων.

Τρεις άλλες μελέτες συνέκριναν τη μέθοδο αυτή, καθώς και άλλες προβλέψεις χρονοσειρών, με τις προβλέψεις της option τεκμαρτής μεταβλητότητας. Οι Chris Dunis, Jason Laws & Stephane Chauvin (2000) μελετώντας συναλλαγματικές ισοτιμίες, συνέκριναν τα υποδείγματα στοχαστικής μεταβλητότητας και GARCH με την τεκμαρτή μεταβλητότητα και βρήκαν πως οι συνδυαστική πρόβλεψη υπερτερεί. Οι Hagen Bluhm & Yu (2000) κατέταξαν την SV κατώτερη της μεθόδου τεκμαρτής μεταβλητότητας για τον μετοχικό δείκτη. Και τέλος, τόσο οι Hagen Bluhm & Yu όσο και οι Eugenie Hol & Koopman (2002) συμπέραναν ότι η τεκμαρτή είναι καλύτερη από την SV για πρόβλεψη μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών δεικτών.

1.4 Σύγκριση Μοντέλων Πρόβλεψης Μεταβλητότητας

Συμπερασματικά, οι προβλέψεις μεταβλητότητας κατηγοριοποιούνται στις εξής κατηγορίες:

- HISVOL: μοντέλα ιστορικής μεταβλητότητας, τα οποία περιλαμβάνουν τον τυχαίο περίπατο, ιστορικό μέσο του τετραγώνου των αποδόσεων ή των απόλυτων αποδόσεων και τα μοντέλα χρονολογικών σειρών βασισμένα στην ιστορική μεταβλητότητα χρησιμοποιώντας κινητούς μέσους, εκθετικά βάρη και αυτοπαλίνδρομα μοντέλα. Όλα τα μοντέλα αυτής της ομάδας παραλείπουν άμεσα την καλή προσαρμογή της κατανομής αποδόσεων ή ορισμένες άλλες μεταβλητές, όπως οι τιμές των δικαιωμάτων προαίρεσης.
- GARCH: κάθε μέλος της οικογένειας των ARCH, GARCH, EGARCH και ούτω καθεξής.
- ISD: η τεκμαρτή τυπική απόκλιση των options, βασισμένη στο μοντέλο των Black-Scholes και σ άλλες γενικεύσεις.
- SV: μοντέλα πρόβλεψης στοχαστικής μεταβλητότητας.

Ο πίνακας που ακολουθεί, περιλαμβάνει τις ανά δύο συγκρίσεις των άνω κατηγοριών μοντέλων. Από τις σχετιζόμενες 66 μελέτες, κάποιες συγκρίνουν μόνο ένα ζεύγος τεχνικών πρόβλεψης, ενώ άλλες περισσότερες. Για αυτές τις μελέτες που περιλαμβάνουν τόσο τα HISVOL όσο και τα GARCH μοντέλα, 22 κατέταξαν τα HISVOL καλύτερα προβλεπτικά των

GARCH (ποσοστό 56%) και 17 βρήκαν τα GARCH μοντέλα ανώτερα των HISVOL (ποσοστό 44%). Η συνολική κατάταξη, όπως φαίνεται και στον πίνακα, φέρει πρώτα τα ISD μοντέλα έναντι τόσο των HISVOL με ποσοστό 76% όσο και των GARCH με ποσοστό 94%. Η επιτυχία των μοντέλων τεκμαρτής μεταβλητότητας ήταν αναμενόμενη, καθώς σε αυτές τις προβλέψεις χρησιμοποιείται μεγαλύτερο και πιο σχετικό πακέτο πληροφοριών (information set) έναντι των εναλλακτικών μεθόδων.

ΠΙΝΑΚΑΣ 5-1

Σύγκριση Μοντέλων Πρόβλεψης Μεταβλητότητας

Μοντέλο	Αριθμός Μελετών	Ποσοστό Μελετών
HISVOL>GARCH	22	56%
GARCH>HISVOL	17	44%
HISVOL>ISD	8	24%
ISD>HISVOL	26	76%
GARCH>ISD	1	6%
ISD>GARCH	17	94%
SV>HISVOL	3	
SV>GARCH	3	
GARCH>SV	1	
ISD>SV	1	

Πηγή: Poon & Granger (2003)

2. Η Μεταβλητότητα στις Διεθνείς Αγορές

Οι Solnic, Brouserelle & Le Fur (1996) αναφέρουν ότι οι διεθνείς συσχετίσεις μετοχών και ομολόγων διακυμαίνονται σημαντικά συναρτήσει του χρόνου. Η έρευνα τους, όπως και προγενέστερες μελέτες [Erb, Harvey & Viskanta (1994), Granito (1994), Longin & Solnik (1995) και Solnik (1996)] κατέδειξε ότι η μεταβλητότητα δείχνει να μεταδίδεται μεταξύ των αγορών, καθώς και ότι η διεθνής συσχέτιση μετοχών και ομολόγων αυξάνεται σε περιόδους μεγάλης μεταβλητότητας των αγορών. Αυτό συμβαίνει διότι η διεθνής συνδιακύμανση αυξάνει κατ' απόλυτο μέγεθος περισσότερο από τις διακυμάνσεις των εκάστοτε αγορών. Πιο

συγκεκριμένα, ανέφεραν ότι παρόλο που η συσχέτιση των ξένων μετοχικών αγορών με την αγορά των Η.Π.Α. είχε αυξηθεί ελάχιστα κατά την περίοδο 1961-1983 και η διεθνής συσχέτιση ομολογιακών αγορών αυξήθηκε στις αρχές του 1980, τη δεκαετία του '90 δεν είχε παρατηρηθεί αύξηση τους.

Η ασθενής διεθνής συσχέτιση μετοχών και ομολόγων μεταξύ διεθνών αγορών καταδεικνύει ότι υπάρχουν εθνικοί παράγοντες, όπως ο οικονομικός κύκλος και η ανάπτυξη [Dumas (1994), Erb , Harvey & Viskanta (1994)], που επηρεάζουν σημαντικά τις τοπικές τιμές του κεφαλαίου. Η σύνδεση μεταξύ διεθνούς συσχέτισης και μεταβλητότητας των αγορών αποτελεί κακό νέο για τους διαχειριστές του παγκόσμιου κεφαλαίου, διότι όταν η εγχώρια αγορά δέχεται κάποια ισχυρή αρνητική δόνηση και τα προνόμια της διεθνούς διαφοροποίησης κινδύνου (international risk diversification) καθίστανται περισσότερο αναγκαία από ποτέ, η αυξημένη συσχέτιση μειώνει την αποτελεσματικότητά τους.

Κατά τους Solnic, Brouscelle & Le Fur (1996) αρκετοί επενδυτές προσπαθούν να βελτιστοποιήσουν την παγκόσμια κατανομή κεφαλαίου (global asset allocation) βρίσκοντας το βέλτιστο συνδυασμό μέσου-διακύμανσης, υποθέτοντας ότι οι διακυμάνσεις και οι συσχετίσεις των αγορών είναι σταθερές. Ωστόσο, η μεταβλητότητα των συγκεκριμένων μεγεθών καταδεικνύει το σφάλμα της απλοϊκής χρήσης απόλυτων μεγεθών κινδύνου (unconditional risk measures), τα οποία εκτιμώνται για ένα χρονικό διάστημα είκοσι ή τριάντα ετών. Σύμφωνα με αυτούς, η απόλυτη διακύμανση (unconditional variance) της αγοράς δεν αποτελεί το πλέον αποτελεσματικό μέγεθος για την εκτίμηση του επενδυτικού κινδύνου, καθώς η απόλυτη κατανομή αποδόσεων στις διεθνείς αγορές έχει παχύτερες ουρές (fatter tails) από ότι στα εγχώρια χαρτοφυλάκια.

Αντιθέτως, η ασθενής διεθνής συσχέτιση των αγορών αποτελεί τη βάση της παγκόσμιας διαφοροποίησης χαρτοφυλακίου (global portfolio diversification). Η επιλογή αγορών με χαμηλή συσχέτιση μεταξύ τους για διαφοροποίηση ενός διεθνούς χαρτοφυλακίου, επιτρέπει στους επενδυτές να ελαττώσουν το συνολικό κίνδυνο χαρτοφυλακίου (total portfolio risk), πιθανώς χωρίς να θυσιάσουν τις αποδόσεις αυτές καθαυτές.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

1. Γενικά Στοιχεία

Στην ανάλυση παλινδρόμησης η αξιοπιστία των αποτελεσμάτων που προέρχονται από την εκτίμηση ενός γραμμικού υποδείγματος εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από το κατά πόσο τηρούνται οι αρχικές υποθέσεις του υποδείγματος, όπως αυτές αναλύθηκαν στο 4ο Κεφάλαιο. Συνεπώς, στο πλαίσιο της παρούσας ανάλυσης ασχολούμαστε με τον έλεγχο των υποθέσεων αυτών, οι οποίες αφορούν στο τυχαίο σφάλμα της παλινδρόμησης, καθώς και με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.

1.1 Το Δείγμα

Στο πλαίσιο της ανάλυσης χρησιμοποιούνται ημερήσιες τιμές κλεισίματος για είκοσι μετοχές του Χρηματιστηρίου Αθηνών, για την περίοδο 01/01/2000 – 31/12/2011.

Οι μετοχές του δείγματος προέκυψαν από την ακόλουθη διαδικασία:

- Αρχικά, το σύνολο των εισηγμένων μετοχών στο ΧΑΑ κατατάχθηκε, με κριτήριο το δείκτη εμπορευσιμότητας, σε φθίνουσα σειρά.
- Εν συνεχεία, από τις πρώτες 50 μετοχές της πιο πάνω κατάταξης, επελέγησαν τυχαία 10 μετοχές. Με τον ίδιο τρόπο επελέγησαν οι υπόλοιπες 10 μετοχές από τις τελευταίες 50.

Έτσι, δημιουργήθηκαν δύο χαρτοφυλάκια υψηλής και χαμηλής εμπορευσιμότητας, αντίστοιχα.

Ακολουθεί πίνακας με τις μετοχές και τις επωνυμίες των εταιρειών, τους κλάδους στους οποίους ανήκει κάθε μία εξ αυτών, τις ημερομηνίες εισαγωγής τους, καθώς και τους δείκτες εμπορευσιμότητας τους.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-1
Δείγμα Μετοχών

	Σύμβολο	Επωνυμία	Κλάδος	Ημέρα Εισαγωγής	% Εμπορευσιμότητας
Χαμηλή Εμπορευσιμότητα	AKRIT	AKRITAS	Κινητικές	7/4/2000	,00
	AAKO	AAKOELLAS	Πρόκες Ύλης-Αλουμίνο	10/2/1997	,05
	AATEK	ALTEC	Τεχνολογία	2/8/1995	,00
	ANЕК	ANЕК	Τουρισμός/Γαζόνια	21/1/1999	,00
	ΑΣΤΗΡ	ΑΣΤΗΡ ΠΑΛΑΣ	Τουρισμός-Ξενοδοχεία	24/7/2000	,02
	ΒΙΟΣΚ	UNIBIOS	Κινητικές	30/8/1972	,05
	ΕΣΥΜΒ	ΕΥΡΩΕΥΜΒΟΥΛΟΙ	Υπηρεσίες προς Επιχειρήσεις	7/1/2002	,00
	ΗΛΕΛΘ	ΗΛΕΚΤΡΟΝΙΚΗ ΑΘΗΝΩΝ	Οικιακός Εξοπλισμός	23/12/1999	,00
	ΚΛΕΜ	KLEEMAN HELLAS	Βιομηχανικά Προϊόντα & Υπηρεσίες	5/4/1999	,03
	ΚΡΕΚ	ΚΡΕΚΑ	Γαλακτοκομία & Αλιεία	5/12/1994	,01
Υψηλή Εμπορευσιμότητα	ΑΛΦΑ	ALPHA BANK	Τράπεζες	2/11/1925	,18
	ΑΡΒΑ	S&B ΒΙΟΜΗΧ. ΟΡΥΚΤΑ	Ορυχεία	16/12/1994	,18
	ΔΕΗ	ΔΕΗ	Υπηρεσίες Κοινής Ωφέλειας	12/12/2001	,16
	ΕΤΕ	ΕΘΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ	Τράπεζες	22/2/1905	,19
	ΕΥΡΩΒ	ΤΡΑΠΕΖΑ EURO BANK ΕΡΤΑΣΙΑΣ	Τράπεζες	23/8/1926	,10
	ΜΕΤΚ	ΜΕΤΚΑ	Βιομηχανικά Προϊόντα & Υπηρεσίες	9/2/1973	,08
	ΜΠΕΛΑ	LUMBO	Προσωπική % Οικιακή Αγομή	19/6/1997	,28
	ΜΥΤΙΑ	ΜΥΤΙΑ ΠΑΝΑΙΟΣ	Πρόκες Ύλης-Μη Σιδηρούχα Μέταλλα	31/7/1995	,21
	ΟΠΑΠ	ΟΠΑΠ	Τοπική Παιχνίδια	25/4/2001	,18
	ΟΠΕ	ΟΠΕ	Τηλεπικοινωνίες	19/4/1996	,16

Η χρονική περίοδος για την οποία αναλύθηκαν τα δεδομένα των μετοχών του δείγματος επιλέχθηκε κατά τρόπο, ώστε να περιλαμβάνει διαφορετικές φάσεις της οικονομίας και ειδικότερα, μια ανοδική, μια καθοδική και μια περίοδο κρίσης. Η υπό διερεύνηση χρονική περίοδος εκτείνεται από την 1η Ιανουαρίου 2000 καταλήγοντας στην 30η Δεκεμβρίου 2011 θεωρώντας τις ακόλουθες υποπεριόδους:

1. Ιανουάριος 2000-Δεκέμβριος 2002: Πρόκειται για την περίοδο της πτωτικής τάσης των αγορών, η οποία διαδέχθηκε την παγκόσμια χρηματιστηριακή φούσκα των τελών της δεκαετίας του 1990.
2. Ιούλιος 2003-Ιούνιος 2006: Η περίοδος αυτή αποτελεί φάση ανοδικής τάσης για τις αγορές.
3. Ιανουάριος 2009-Δεκέμβριος 2011: Περίοδος παγκόσμιας οικονομικής κρίσης που διαδέχθηκε τη φούσκα στην αγορά ακινήτων των Ηνωμένων Πολιτειών.

Με τον τρόπο αυτό εξετάστηκε η επίδραση τόσο της εμπορευσιμότητας όσο και της κατάστασης της αγοράς, στον συστηματικό κίνδυνο. Στην παρούσα εργασία έγινε χρήση των υποδειγμάτων Αγοράς και Dimson για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα, ο οποίος αντιπροσωπεύει το συστηματικό μέρος του κινδύνου ενός επενδυτή.

1.2 Υπολογισμός Αποδόσεων

Για την παρούσα ανάλυση επιλέγεται ο τύπος υπολογισμού της απόδοσης που δεν περιλαμβάνει μερίσματα. Η επιλογή αυτή έγινε διότι οι διαθέσιμοι δείκτες για το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) δεν περιλαμβάνουν και αυτοί με τη σειρά τους μερίσματα. Έτσι, θα πρέπει να μη συμπεριληφθούν μερίσματα και στις αποδόσεις των μετοχών.

Οι ημερήσιες αποδόσεις, λοιπόν, τόσο των μετοχών όσο και του Γενικού Δείκτη (ΓΔ), εκφράζονται ως ο λόγος της διαφοράς της παρούσας τιμής από την αυτήν της προηγούμενης ημέρας προς την τιμή της προηγούμενης ημέρας (trading day).

$$R_{m,t} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$$

όπου, $R_{m,t}$: η απόδοση την ημέρα t του μήνα m .

P_t : η τιμή κλεισίματος την ημέρα t .

P_{t-1} : η τιμή κλεισίματος την ημέρα $t-1$.

1.3 Περιγραφικά Στατιστικά Μέτρα

Στην ενότητα αυτή παρουσιάζονται ορισμένα περιγραφικά στατιστικά για τις αποδόσεις.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-2

Μέση Ημερήσια Απόδοση (%)

	ΓΔ	ΑΚΡΙΤ	ΑΛΚΟ	ΑΛΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΑΘ	ΚΑΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΔΑ
01/00-12/02	-,146	-,232	-,275	-,364	-,277	-,306	-,370	-,173	-,181	-,125	-,244
07/03-06/06	,096	-,014	,066	,228	,072	,155	,085	,047	,700	-,079	,070
01/09-12/11	-,106	,106	-,109	,012	-,197	-,060	,081	-,221	-,069	-,057	-,029
Μ.Ο.	-,052	-,046	-,106	-,041	-,194	-,070	-,068	-,116	,150	-,087	-,068

	ΓΔ	ΑΑΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΠΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΠΕΑΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΠΑΠ	ΟΤΕ
01/00-12/02	-,146	-,181	-,142	,059	-,176	-,126	-,209	-,025	-,947	,171	-,091
07/03-06/06	,096	,141	,060	,099	,159	,105	,195	,196	,244	,167	,091
01/09-12/11	-,106	-,212	-,011	-,110	-,152	-,295	,018	,014	,028	-,112	-,154
Μ.Ο.	-,052	-,084	-,091	-,008	-,056	-,086	-,019	,062	-,025	,076	-,051

Για το σύνολο των υπό εξέταση περιόδων, σχεδόν όλες οι μετοχές ήταν κατά μέσο όρο ζημιογόνες. Την καλύτερη επίδοση μεταξύ όλων των μετοχών είχε η μετοχή ΚΛΕΜ, παρουσιάζοντας μέση ημερήσια απόδοση 0,150%, ενώ τη χειρότερη η μετοχή ANEK με μέση ημερήσια απόδοση -0,134%.

Η αρνητική αυτή εικόνα οφείλεται στην κακή κατάσταση των αγορών κατά τη διάρκεια της πρώτης και τρίτης προς εξέταση υποπεριόδου. Σχεδόν όλες οι μετοχές εμφάνισαν αρνητικές μέσες αποδόσεις, με μεγαλύτερες κατ' απόλυτο τιμές αυτές της πρώτης περιόδου, που αντιστοιχεί στην περίοδο της φούσκας του Χρηματιστηρίου. Στην φάση αυτή, τις μεγαλύτερες απώλειες είχαν οι μετοχές ΕΣΥΜΒ και ΑΛΤΕΚ.

Αντίθετα, για τη δεύτερη υποπερίοδο, η οποία αποτέλεσε φάση ανόδου για τις αγορές, όλες οι αγορές ήταν κερδοφόρες, με τις μεγαλύτερες αποδόσεις να καταγράφονται στη μετοχή ΚΛΕΜ.

Αυτό που παρατηρείται όσον αφορά την εμπορευσιμότητα των μετοχών είναι πως μετοχές με μεγαλύτερη εμπορευσιμότητα τείνουν να παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις έναντι μετοχών με μικρή εμπορευσιμότητα σε περιόδους ανόδου. Τα συμπεράσματα δεν είναι τόσο εμφανή σε περιόδους καθόδου, καθώς μετοχές με μικρή εμπορευσιμότητα παρουσίασαν μικρότερες αποδόσεις έναντι μετοχών με υψηλή εμπορευσιμότητα κατά την πρώτη υποπερίοδο και μεγαλύτερες κατά τη δεύτερη, γεγονός που δεν επιτρέπει την εξαγωγή ασφαλών συμπερασμάτων.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-3

Μέγιστη Τιμή Ημερήσιων Αποδόσεων (%)

	ΓΔ	ΑΚΡΙΤ	ΑΑΚΟ	ΑΛΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΕΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΑΘ	ΚΛΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΔΑ
01/00-12/02	-,146	-,292	-,275	-,964	-,277	-,906	-,970	-,179	-,181	-,125	-,244
07/03-06/06	,096	-,014	,066	,228	,072	,155	,085	,047	,700	-,079	,070
01/09-12/11	-,106	,106	-,109	,012	-,197	-,060	,081	-,221	-,069	-,057	-,029
Μ.Ο.	-,052	-,046	-,106	-,041	-,194	-,070	-,068	-,116	,150	-,087	-,068

	ΓΔ	ΑΛΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΠΕΑΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΠΑΠ	ΟΤΕ
01/00-12/02	-146	-181	-142	059	-176	-126	-209	-025	-347	171	-091
07/03-06/06	096	141	060	089	159	105	195	196	244	167	091
01/09-12/11	-106	-212	-011	-110	-152	-295	018	014	028	-112	-154
Μ.Ο.	-052	-084	-091	-008	-056	-086	-019	062	-025	076	-051

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-4

Ελάχιστη Τιμή Ημερήσιων Αποδόσεων (%)

	ΓΔ	ΑΚΡΙΤ	ΑΛΚΟ	ΑΛΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΑΘ	ΚΑΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΔΑ
01/00-12/02	-9,167	-11,111	-11,945	-12,000	-11,889	-12,820	-11,167	-10,767	-10,767	-16,541	-22,069
07/03-06/06	-5,924	-8,228	-16,269	-19,491	-10,171	-16,668	-11,769	-17,067	-9,795	-11,801	-7,407
01/09-12/11	-6,917	-29,738	-19,196	-20,000	-17,148	-25,006	-10,738	-20,019	-8,649	-26,667	-14,694
Ελάχιστο	-9,167	-29,738	-16,269	-20,000	-17,148	-25,006	-11,769	-20,019	-10,767	-26,667	-22,069

	ΓΔ	ΑΛΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΠΕΑΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΠΑΠ	ΟΤΕ
01/00-12/02	-9,167	-8,159	-11,789	-9,172	-16,974	-7,971	-10,272	-11,949	-11,668	-6,994	-9,967
07/03-06/06	-5,924	-6,468	-9,985	-5,591	-7,897	-7,179	-10,000	-7,694	-12,816	-6,159	-7,244
01/09-12/11	-6,917	-19,412	-12,499	-9,179	-20,792	-20,259	-7,919	-12,051	-12,047	-12,742	-11,692
Ελάχιστο	-9,167	-19,412	-12,499	-9,179	-20,792	-20,259	-10,272	-12,051	-12,816	-12,742	-11,692

Παρατηρούμε ότι για το σύνολο των μετοχών, εξετάζοντας όλες τις χρονικές περιόδους, η μέγιστη ημερήσια απόδοση καταγράφηκε στις μετοχές ΒΙΟΣΚ και ΑΚΡΙΤ (30% έκαστος) κατά το διάστημα 01/09-12/11, ακολουθούμενες από την ΑΛΦΑ (29,738%) για την ίδια υποπερίοδο. Αντίστοιχα, τις ελάχιστες ημερήσιες αποδόσεις είχαν και πάλι οι μετοχές ΑΚΡΙΤ (29,738%) και ΒΙΟΣΚ (25,006%) για τις ίδιες χρονικές περιόδους. Προκύπτει επομένως ότι, οι παραπάνω δύο μετοχές εμφάνισαν, αντίστοιχα, το μεγαλύτερο εύρος.

Εξετάζοντας το σύνολο των μετοχών, παρατηρούμε πως οι μέγιστες αποδόσεις καταγράφονται στην τρίτη υποπερίοδο, αυτή της πρόσφατης χρηματοοικονομικής κρίσης, ενώ, οι αμέσως μικρότερες μέγιστες τιμές καταγράφονται κατά την πρώτη υποπερίοδο. Το συμπέρασμα αυτό, δε συμφωνεί με τα όσα παρατηρούνται στη συμπεριφορά των μετοχών με χαμηλή εμπορευσιμότητα για τις οποίες, η πρώτη υποπερίοδος είναι αυτή με τις μικρότερες μέγιστες τιμές. Παρατηρούμε, συνεπώς, ότι όσο υψηλότερες μέγιστες αποδόσεις εμφανίζονται, τόσο περισσότερο πτωτική είναι η τάση των αγορών και το αντίστροφο, συμπέρασμα που δεν ισχύει για τις μετοχές με υψηλή εμπορευσιμότητα.

Εξετάζοντας, εν συνεχεία, τις ελάχιστες τιμές των αποδόσεων, προκύπτει ότι οι μικρότερες αποδόσεις εμφανίζονται στην τρίτη υποπερίοδο και οι αμέσως μεγαλύτερες ελάχιστες τιμές καταγράφονται κατά την πρώτη υποπερίοδο, συμπέρασμα που δεν ισχύει για τις μετοχές με χαμηλή εμπορευσιμότητα. Συμπεραίνουμε επομένως, ότι όσο μεγαλύτερες κατ' απόλυτο είναι

οι ελάχιστες αποδόσεις που καταγράφονται σε κάποια χρονική περίοδο, τόσο περισσότερο πτωτική είναι η τάση των αγορών στην περίοδο αυτή και το αντίστροφο.

Με όσα έχουν παρατηρηθεί, φαίνεται πως όσο πιο βαθιά στην ύφεση είναι η αγορά, τόσο μεγαλώνει το εύρος των ημερήσιων αποδόσεων και κατ'επέκταση η τυπική τους απόκλιση.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-5

Τυπική Απόκλιση Ημερήσιων Αποδόσεων (%)

	ΓΔ	ΑΚΡΙΤ	ΑΑΚΟ	ΑΛΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΑΘ	ΚΑΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΔΑ
01/00-12/02	1,690	2,867	3,943	3,481	2,896	4,818	3,918	2,861	2,945	4,869	3,231
07/03-06/06	1,041	2,543	3,285	4,760	2,453	5,712	2,760	2,181	1,848	3,682	2,161
01/09-12/11	2,215	6,654	4,457	6,937	4,185	6,237	2,061	4,475	2,940	4,373	2,991
Μ.Ο.	1,649	4,021	3,895	5,059	3,178	5,589	2,913	3,172	2,578	4,308	2,795

	ΓΔ	ΑΑΦΑ	ΑΡΕΑ	ΔΕΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΙΕΑΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΙΙΑΠ	ΟΤΕ
01/00-12/02	1,690	2,117	2,902	1,179	2,267	1,754	2,998	3,084	3,024	2,042	1,959
07/03-06/06	1,041	1,731	1,826	1,467	1,805	1,553	2,953	1,733	2,507	1,652	1,608
01/09-12/11	2,215	4,758	2,631	2,904	4,461	4,971	2,428	2,532	3,513	2,827	2,723
Μ.Ο.	1,649	2,868	2,253	1,850	2,844	2,759	2,593	2,450	3,014	2,174	2,095

Για το σύνολο της περιόδου, η μετοχή ΑΛΤΕΚ εμφανίζει την υψηλότερη μεταβλητότητα (6,937), όπως αυτή εκφράζεται μέσω της τυπικής απόκλισης των ημερήσιων αποδόσεων, με τις μετοχές ΑΚΡΙΤ και ΒΙΟΣΚ να ακολουθούν (6,654% και 6,237% αντίστοιχα). Η αυξημένη τιμή της ΑΛΤΕΚ δεν αναμενόταν κρίνοντας βάσει του εύρους των τιμών της, όπως αυτό παρουσιάστηκε παραπάνω, εν αντιθέσει με τις ΑΚΡΙΤ και ΒΙΟΣΚ που αναμενόταν να κατέχουν την πρωτιά. Η μικρότερη μεταβλητότητα παρατηρείται στη μετοχή της ΔΕΗ (1,179%), τιμή πολύ κοντά σ αυτή του ΓΔ, με τη μετοχή του ΕΥΡΩΒ να ακολουθεί (1,553%).

Είναι εμφανές πως η πτώση της απόδοσης μιας μετοχής συνδέεται με αύξηση της μεταβλητότητας της και το αντίστροφο. Έτσι, η τρίτη υποπερίοδος που αντιστοιχεί στη χρηματοοικονομική κρίση είναι αυτή κατά την οποία καταγράφονται για όλες τις μετοχές οι υψηλότερες τιμές μεταβλητότητας. Οι αμέσως μικρότερες τιμές μεταβλητότητας παρατηρούνται στην πρώτη υποπερίοδο, η οποία επίσης αποτελεί φάση πτωτικής τάσης των αγορών, πτωτική τάση μικρότερη αυτής της τρίτης υποπεριόδου. Τέλος, οι μικρότερες τιμές μεταβλητότητας για όλες τις μετοχές καταγράφονται στη δεύτερη υποπερίοδο, η οποία αποτελεί φάση ανόδου των αγορών.

Παρατηρείται, συνεπώς, το φαινόμενο συσσώρευσης της μεταβλητότητας (volatility clustering). Συγκεκριμένα, οι μικρότερες τιμές μεταβλητότητας συγκεντρώνονται στη δεύτερη υποπερίοδο, στην πρώτη υποπερίοδο συγκεντρώνονται τιμές μεγαλύτερες της

δεύτερης αλλά μικρότερες αυτών της τρίτης, ενώ στην τρίτη υποπερίοδο συναντώνται οι υψηλότερες τιμές μεταβλητότητας. Το φαινόμενο αυτό αποτελεί χαρακτηριστική ιδιότητα της μεταβλητότητας [(Mandelbrot, 1963), (Fama, 1965)].

Εμφανές, επίσης, είναι πως το μέγεθος της μεταβλητότητας μιας μετοχής συνδέεται αρνητικά με το επίπεδο εμπορευσιμότητας της. Έτσι, οι μετοχές με υψηλή εμπορευσιμότητα καταγράφουν μεταβλητότητα χαμηλότερη από αυτή μετοχών με μικρή εμπορευσιμότητα. Το φαινόμενο αυτό παρατηρείται τόσο κατά τη περίοδο ανόδου όσο και κατά τις περιόδους καθόδου των αγορών.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-6

Ασυμμετρία Ημερήσιων Αποδόσεων

	ΓΔ	ΑΚΡΙΤ	ΑΛΚΟ	ΑΔΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΑΘ	ΚΛΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΔΑ
01/00-12/02	,1648	,2229	,3781	,3505	,1143	,3043	,4211	,3649	,0047	,5545	-,3494
07/03-06/06	-,2343	,7110	,6251	,6390	,3999	,3263	,7200	,2631	1,2590	,3965	,8059
01/09-12/11	,5155	,3286	,5374	,4306	,5837	,2991	,4405	,5114	,6323	-,2289	-,0370
ΜΟ.	,1487	,4209	,5135	,4734	,3660	,3099	,2335	,3798	,6320	,2407	,1398

	ΓΔ	ΑΛΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΠΕΛΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΠΑΠ	ΟΤΕ
01/00-12/02	,1648	,8764	,0613	,6629	-,0174	,6763	,2322	,3867	,3385	,5663	,0207
07/03-06/06	-,2343	,1638	,4070	,0165	,1337	-,0183	,1751	,5095	,0577	,5071	-,0063
01/09-12/11	,5155	,5521	,0587	,7240	,5519	,5217	,4992	,3137	,6910	-,1947	,1838
ΜΟ.	,1487	,5307	,1757	,4678	,2227	,3932	,3022	,4033	,3624	,2929	,0660

Αναφορικά με την ασυμμετρία των κατανομών στο σύνολο των υπό εξέταση περιόδων, όλες οι μετοχές φαίνεται να παρουσιάζουν θετική ασυμμετρία κατά μέσο όρο, με μεγαλύτερη αυτή της μετοχής ΚΛΕΜ (1,2590) και μικρότερη αυτή του ΟΤΕ (-0,0063). Η μετοχή του ΟΤΕ είναι αυτή που παρουσιάζει τη μικρότερη ασυμμετρία με τιμή κοντά στο μηδέν, γεγονός που τη δεικνύει ως την πιο συμμετρική μεταξύ των λοιπών μετοχών με περίπου συμμετρική κατανομή.

Στην πρώτη υποπερίοδο οι αποδόσεις όλων των μετοχών εμφανίζονται με θετική ασυμμετρία πλην των μετοχών ΚΛΕΜ, ΟΤΕ και ΕΤΕ, οι οποίες έχουν περίπου μηδενική ασυμμετρία με τιμές 0,0047, -0,0174 και 0,0207 αντίστοιχα και της ΛΑΜΔΑ, η οποία έχει αρνητική ασυμμετρία. Προχωρώντας χρονικά, στη δεύτερη υποπερίοδο δε σημειώνονται δραματικές αλλαγές. Η πλειονότητα των μετοχών συνεχίζει να έχει θετική ασυμμετρία με τις μετοχές ΕΥΡΩΒ και ΕΤΕ να παρουσιάζουν σχεδόν συμμετρική κατανομή και το Γενικό Δείκτη να είναι πλέον αριστερά ασύμμετρος. Η κατανομή αποδόσεων του ΟΤΕ εμφανίζει την πλησιέστερη στο μηδέν τιμή (-0,0063) όχι μόνο για τη τρέχουσα υποπερίοδο, αλλά στο

σύνολο όλων των υποπεριόδων, όπως αναφέρθηκε και προηγουμένως. Τέλος, στην τρίτη υποπερίοδο ο Γενικός δείκτης επανέρχεται σε δεξιά ασυμμετρία, όπως και στην πρώτη υποπερίοδο, με τέσσερις εκ των μετοχών, ΟΠΑΠ, ΛΑΜΔΑ, ΕΣΥΜΒ και ΚΡΕΚΑ, να παρουσιάζουν αριστερή ασυμμετρία και τις λοιπές δεξιά.

Η μόνη παρατήρηση που μπορεί να σημειωθεί από τις άνω τιμές ασυμμετρίας αφορά στο δείκτη. Αυτό που παρατηρούμε είναι ότι η ανοδική τάση των αγορών συνδέεται περισσότερο με αριστερά ασύμμετρες κατανομές αποδόσεων και το αντίστροφο. Το συμπέρασμα, όμως αυτό δεν μπορεί να επεκταθεί στις μετοχές με ασφάλεια.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-7

Κύρτωση Ημερήσιων Αποδόσεων

	ΓΔ	ΑΚΡΙΤ	ΑΑΚΟ	ΑΑΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΑΘ	ΚΛΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΔΑ
01/00-12/02	3,9313	2,3753	,7715	1,5008	1,4420	,2262	1,1991	2,0199	1,9108	1,7518	4,1861
07/03-06/06	2,8485	2,9615	3,9932	2,7431	1,7976	,2015	5,1235	12,8588	12,9023	1,3168	1,9257
01/09-12/11	3,0099	4,1044	2,8503	1,4122	3,3771	3,8212	5,2351	6,2504	3,1715	5,3687	3,3024
ΜΟ.	3,2632	3,1471	2,5383	1,8854	2,2055	1,4163	3,8526	7,0430	5,9949	2,8124	3,1381

	ΓΔ	ΑΑΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΠΕΑΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΠΑΠ	ΟΤΕ
01/00-12/02	3,9313	4,4680	4,5998	2,1439	7,6203	4,7044	1,7779	1,6637	1,7718	3,6884	2,0457
07/03-06/06	2,8485	,6969	5,2780	,6492	2,7046	1,8180	1,7939	3,3639	2,5472	1,9859	1,4218
01/09-12/11	3,0099	3,5351	3,0584	6,1494	4,5403	2,9203	1,6717	4,0892	4,7231	1,1312	1,7485
ΜΟ.	3,2632	2,9000	4,3121	2,9808	4,9551	3,1476	1,7478	3,0389	3,0141	2,2685	1,7387

Στην πρώτη υποπερίοδο η πλειονότητα των μετοχών, δεκατέσσερις τον αριθμό, παρουσιάζουν πλατύκυρτη κατανομή, με τις υπόλοιπες μετοχές να χαρακτηρίζονται ως λεπτόκυρτες. Ίδια παραμένει η εικόνα κατά τη δεύτερη υποπερίοδο, με δεκατρείς μετοχές να παρουσιάζουν πλατύκυρτη κατανομή και την ΑΚΡΙΤ μεσόκυρτη. Αντίθετα, κατά την τρίτη υποπερίοδο, το σκηνικό αλλάζει. Μόνον έξι εκ των μετοχών φαίνεται να κατανέμονται πλατύκυρτα, με την πλειονότητα των αποδόσεων των μετοχών να είναι λεπτόκυρτη, ενώ οι κατανομές των ΑΡΒΑ, ΕΥΡΩΒ και ΚΛΕΜ μπορούν να χαρακτηριστούν ως μεσόκυρτες.

Αυτό που παρατηρείται από το σύνολο των μετοχών είναι πως ο Γενικός Δείκτης παρουσιάζει λιγότερο λεπτόκυρτη κατανομή από ότι η πλειονότητα των κατανομών αποδόσεων των υπό εξέταση μετοχών, γεγονός που επιβεβαιώνεται από προγενέστερες μελέτες (Bakshi et al., 2003).

Ολοκληρώνοντας με την παρουσίαση και ανάλυση των περιγραφικών μέτρων που αφορούν τις προς εξέταση μετοχές ανακεφαλαιώνουμε τα συμπεράσματα που προέκυψαν όσον αφορά το Χρηματιστήριο Αθηνών:

- μετοχές με υψηλή εμπορευσιμότητα τείνουν να παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις έναντι μετοχών με χαμηλή εμπορευσιμότητα σε περιόδους ανόδου.
- όσο πιο βαθιά στην ύφεση είναι η αγορά, τόσο μεγαλώνει το εύρος των ημερήσιων αποδόσεων και η μεταβλητότητα/τυπική απόκλιση τους.
- το μέγεθος της μεταβλητότητας μιας μετοχής συνδέεται αρνητικά με το επίπεδο εμπορευσιμότητας της, δηλαδή, μετοχές με υψηλή εμπορευσιμότητα καταγράφουν μεταβλητότητα χαμηλότερη αυτής μετοχών με μικρή εμπορευσιμότητα.
- όσο υψηλότερες και απόλυτο μέγεθος μέγιστες/ελάχιστες αποδόσεις εμφανίζονται σε κάποια χρονική περίοδο, τόσο περισσότερο πτωτική είναι η τάση των αγορών και το αντίστροφο, συμπέρασμα που δεν ισχύει για τις μετοχές με υψηλή εμπορευσιμότητα.
- ανοδική τάση των αγορών συνδέεται περισσότερο με αριστερά ασύμμετρες κατανομές αποδόσεων συγκριτικά με την καθοδική τάση και το αντίστροφο.

1.4 Στατιστικοί Έλεγχοι

Η εκτίμηση ενός γραμμικού υποδείγματος, είτε απλού είτε πολλαπλού, με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) προϋποθέτει την ικανοποίηση ορισμένων βασικών υποθέσεων, οι οποίες έχουν αναφερθεί στο Κεφάλαιο 4.

Αν ένα υπόδειγμα έχει καθοριστεί σωστά ως προς τις μεταβλητές του και συγχρόνως ισχύουν όλες οι βασικές υποθέσεις, τότε η OLS δίνει τους καλύτερους εκτιμητές των παραμέτρων. Στην πράξη, όμως, είναι δυνατόν, κατά την εκτίμηση ενός υποδείγματος με την OLS, να αντιμετωπίζουμε προβλήματα, τα οποία εμφανίζονται όταν παραβιάζεται τουλάχιστον μία από τις αρχικές υποθέσεις.

Στην ανάλυση χρονοσειρών και δη χρηματοοικονομικών προϊόντων, έχει αποδειχθεί κατά καιρούς η παραβίαση κάποιων εκ των υποθέσεων αυτών, με αποτέλεσμα το υπόδειγμα που εκτιμάται να μην δίνει αξιόπιστα αποτελέσματα.

Στην ενότητα αυτή θα εξετασθεί αν παραβιάζεται κάποια από τις υποθέσεις για τις είκοσι μετοχές που παρουσιάστηκαν προηγουμένως και για τυχόν παραβιάσεις θα προταθούν βελτιώσεις του υποδείγματος.

1.4.1 Απλή Παλινδρόμηση-Υπόδειγμα Αγοράς

Υποθέτουμε απλά γραμμικά μοντέλα της μορφής:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

όπου, R_{it} : αποδόσεις μετοχής i στην περίοδο $(t - 1, t)$.

R_{mt} : αποδόσεις Γενικού Δείκτη.

β_1 : συστηματικός κίνδυνος (beta).

ε_{it} : κατάλοιπα.

β_0 : σταθερά παλινδρόμησης.

Για να προχωρήσουμε στον έλεγχο των υποθέσεων για καθένα από τα 20 μοντέλα που δημιουργήθηκαν, θα πρέπει πρώτα να γίνει έλεγχος της προσαρμογής των μοντέλων αυτών στα δεδομένα και πρόβλεψη του συστηματικού κινδύνου, ο οποίος συμβολίζεται από το συντελεστή της ανεξάρτητης μεταβλητής β_1 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-8

Στατιστικά Υποδείγματος

	ΑΚΡΙΤ	ΑΑΚΟ	ΑΑΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΑΘ	ΚΑΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΒΑ
T	20,544	22,154	35,785	23,224	18,534	8,206	19,418	24,472	18,140	,980
01/00-12/02 R	,382	,396	,631	,419	,314	,216	,335	,445	,305	,000
F	422,065	490,820	1280,602	539,344	343,521	67,339	377,070	598,860	329,077	,961
T	8,750	15,437	11,870	15,848	7,312	12,328	6,908	15,393	10,018	13,585
07/03-06/06 R	,091	,240	,157	,250	,065	,167	,059	,239	,117	,196
F	76,568	238,286	140,891	251,173	53,467	151,991	47,720	236,933	100,361	184,551
T	2,725	11,412	5,297	11,282	4,740	5,460	2,324	12,603	10,392	9,705
01/09-12/11 R	,009	,147	,035	,144	,028	,037	,006	,174	,125	,111
F	7,424	130,228	28,055	127,277	22,464	29,807	5,403	158,829	108,001	94,195

	ΑΛΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΠΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΠΕΛΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΠΑΠ	ΟΤΕ
T	,840	21,573	10,859	36,246	36,630	28,497	24,439	33,194	12,339	29,104
01/00-12/02 R	,706	,383	,314	,537	,642	,521	,444	,596	,266	,531
F	1793,521	465,377	117,909	1313,736	1341,751	812,097	597,241	1101,847	152,257	847,061
T	28,793	16,607	16,262	37,244	29,985	21,872	12,914	22,813	16,363	11,870
07/03-06/06 R	,524	,268	,260	,649	,545	,389	,181	,409	,262	,423
F	829,039	275,777	264,452	1387,151	899,122	478,394	166,766	520,426	267,744	551,743
T	38,577	11,657	20,018	48,817	41,226	22,888	15,883	37,690	19,459	21,420
01/09-12/11 R	,665	,153	,348	,761	,694	,411	,251	,655	,335	,379
F	1488,213	135,879	400,702	2383,137	1699,548	523,871	252,266	1420,520	378,650	458,800

Παρατηρούμε πως οι τιμές του συντελεστή προσδιορισμού R^2 δεν παρουσιάζουν ομοιομορφία τόσο μεταξύ των υποπεριόδων όσο και των μετοχών. Ο συντελεστής προσδιορισμού εκφράζει το ποσοστό της συνολικής διασποράς, που εξηγείται από την ανεξάρτητη μεταβλητή, η οποία αντιστοιχεί στις αποδόσεις του Γενικού Δείκτη. Από την

πλευρά τη στατιστικής, οι τιμές του συντελεστή προσδιορισμού που δίνει το Υπόδειγμα Αγοράς δεν κρίνονται ικανοποιητικές, καθώς είναι πολύ μικρές. Αντιθέτως, εξετάζοντας τα αποτελέσματα από την πλευρά των οικονομικών, πρέπει να λαμβάνεται πάντα υπόψη πως πολλοί παράγοντες συμβάλουν στην πορεία τόσο του συνόλου της οικονομίας όσο και των μετοχών μεμονωμένα, παράγοντες που συχνά φαντάζουν άσχετοι και δεν μπορούν να περιληφθούν σε ένα μοντέλο. Έτσι, λοιπόν, για τις μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας οι τιμές του δείκτη κρίνονται ικανοποιητικές, τόσο σε περιόδους ύφεσης με τιμές υψηλότερες, όσο και σε περιόδους άνθισης με τιμές κατάτι χαμηλότερες. Αντιθέτως για τις μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας, τόσο η δεύτερη υποπερίοδος όσο και η τρίτη έχουν τιμές πολύ μικρές, γεγονός που δεικνύει πως μόνον ένα πολύ μικρό ποσοστό της μεταβλητότητας τους εξηγείται από την ανεξάρτητη μεταβλητή.

Για τον λόγο αυτό, προχωρούμε στον έλεγχο F, ο οποίος εξετάζει κατά πόσο το προτεινόμενο μοντέλο παλινδρόμησης ταιριάζει καλά στα δεδομένα. Όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή της στατιστικής αυτής, τόσο πιο χρήσιμο θεωρείται το μοντέλο. Παρατηρούμε πως για την πλειονότητα των μετοχών η τιμή F είναι πολύ μεγάλη. Όμως, όπως και στον προηγούμενο έλεγχο, υπάρχουν ελάχιστες εξαιρέσεις για τις μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας, στην πρώτη και τρίτη υποπερίοδο, με τιμές πολύ κοντά αλλά και κάτω από την κριτική τιμή της κατανομής F, ήτοι $F_{0.01,1,750} \approx 6,90$, όπως οι ΛΑΜΔΑ, ΗΛΕΑΘ και ΑΚΡΙΤ.

Το επόμενο βήμα είναι η διεξαγωγή μεμονωμένων T ελέγχων για τους συντελεστές β . Ο έλεγχος T ελέγχει κατά πόσο η παράμετρος της ανεξάρτητης μεταβλητής βοηθά στην πρόβλεψη της μεταβλητής απόκρισης και πρέπει να ληφθεί σοβαρά υπ όψιν. Παρατηρούμε πως για τις περισσότερες μετοχές η τιμή T ξεπερνά την κριτική τιμή της T κατανομής, $T_{0.01,750} \approx 2,576$, γεγονός που σημαίνει ότι οι μεταβλητές αυτές είναι στατιστικώς σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Εξαιρέσεις αποτελούν οι μετοχές ΗΛΕΑΘ και ΛΑΜΔΑ, όπως αναμενόταν και από την εικόνα των προηγούμενων ελέγχων με έκπληξη την μετοχή ΑΛΦΑ, της οποίας η εικόνα μέχρι στιγμής ήταν πολύ καλή.

Συμπερασματικά, η προσαρμογή των μοντέλων στα δεδομένα κρίνεται ικανοποιητική μιας και τα περισσότερα πέρασαν τους ελέγχους, λαμβάνοντας μεγάλες τιμές. Συνεπώς, μπορούν να χρησιμοποιηθούν ώστε να γίνουν προβλέψεις για τις μετοχές και το επίπεδο κινδύνου τους. Όπως αναφέρθηκε στο Κεφάλαιο 3, ο συντελεστής της ανεξάρτητης μεταβλητής β_1 , συμβολίζει το συστηματικό μέρος του κινδύνου της μετοχής. Είναι ένας δείκτης που

περιγράφει τη σχέση μεταξύ της μεταβλητότητας μιας επένδυσης και της μεταβλητότητας της αγοράς, που αντιπροσωπεύεται από τον Γενικό Δείκτη στην παρούσα εργασία. Ο συντελεστής αυτός στηρίζεται σε δύο σημαντικούς παράγοντες, τη σχετική μεταβλητότητα των αποδόσεων της μετοχής σε σχέση με τις αποδόσεις της αγοράς και τη συσχέτιση μεταξύ αυτών.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-9

Συντελεστής Μεταβλητότητας (b) Υποδείγματος Αγοράς

	ΓΔ	ΑΚΡΙΤ	ΑΛΚΟ	ΑΛΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΕΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΑΘ	ΚΑΙΩΜ	ΚΡΗΚΑ	ΛΑΜΔΑ	ΧΑΡΔΚΙΟ
01/00-12/02	1	1,061	1,470	1,638	1,110	1,601	1,679	,981	1,163	1,595	,069	1,237
07/03-06/06	1	,743	1,549	1,818	1,180	1,415	1,088	,512	,869	1,215	,922	1,191
01/09-12/11	1	,295	,775	,595	,720	,481	,181	,171	,555	,701	,452	,499
Μ.Ο.	1	,700	1,265	1,950	1,009	1,166	,989	,555	,862	1,170	,481	

	ΓΔ	ΑΛΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΠΕΛΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΠΑΠ	ΟΤΕ	ΧΑΡΔΚΙΟ
01/00-12/02	1	1,053	,845	,615	1,072	,932	1,281	1,217	1,982	,741	,846	,998
07/03-06/06	1	1,204	,909	,719	1,997	1,101	1,410	,710	1,541	,914	1,002	1,091
01/09-12/11	1	1,752	,466	,774	1,757	1,870	,709	,574	1,284	,740	,758	1,068
Μ.Ο.	1	1,916	,740	,709	1,409	1,901	1,191	,834	1,402	,798	,869	

Παρατηρούμε πως οι μισές μετοχές έχουν κατά μέσο όρο συντελεστή βήτα μεγαλύτερο από αυτόν του Γενικού Δείκτη, ενώ οι άλλες μισές μικρότερο. Αυτό σημαίνει πως για τις μεν πρώτες, οι αποδόσεις τους είναι περισσότερο μεταβλητές από την απόδοση της αγοράς και η συσχέτιση τους με την αγορά είναι θετική όντας στενά συνδεδεμένες με αυτή, ενώ για τις δε δεύτερες πως είτε οι αποδόσεις τους είναι μικρής μεταβλητότητας είτε έχουν πολύ μικρή συσχέτιση με την αγορά.

Όσον αφορά τις μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας είναι εμφανές πως για τις περισσότερες, η πρώτη υποπερίοδος παρουσιάζει υψηλότερες τιμές του συντελεστή συγκριτικά με τις άλλες δύο. Έχοντας κατά νου πως σε περίοδο ύφεσης, όπως η πρώτη, ο κίνδυνος σημειώνεται αυξημένος, κανείς θα ανέμενε να συμβαίνει το ίδιο και στην επόμενη περίοδο ύφεσης που εξετάζεται και αντιστοιχεί στην τρίτη υποπερίοδο του δείγματος. Αυτό όμως, διαψεύδεται. Η τρίτη υποπερίοδος παρουσιάζει τις μικρότερες τιμές του συντελεστή βήτα συγκριτικά με τις άλλες δύο υποπεριόδους, οι οποίες είναι μικρότερες της μονάδας.

Από την άλλη πλευρά, το 60% των μετοχών υψηλής εμπορευσιμότητας παρουσιάζει ίδια συμπεριφορά με τις μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας όσον αφορά τη τρίτη υποπερίοδο, καταγράφοντας τις μικρότερες τιμές του συντελεστή. Η διαφοροποίηση τους με τις προηγούμενες μετοχές είναι η αντιστροφή ρόλων των δύο πρώτων υποπεριόδων. Ενώ

προηγούμενως, η πρώτη περίοδος σημειώνει τις υψηλότερες τιμές κατά πλειοψηφία, εδώ τον ρόλο αυτό κατέχει η δεύτερη υποπερίοδος, σημειώνοντας την υψηλότερη μεταβλητότητα.

Αξιοσημείωτο είναι πως τα betas των μετοχών με χαμηλή εμπορευσιμότητα για την τρίτη υποπερίοδο είναι μικρότερα από τα αντίστοιχα των μετοχών υψηλής εμπορευσιμότητας. Κανείς θα ανέμενε πως οι μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας, λόγω της ευκολίας στις αγοραπωλησίες που τις χαρακτηρίζει, θα είχαν και μικρότερο κίνδυνο έναντι των άλλων. Το παράδοξο αυτό αποτέλεσμα θα πρέπει να εξετασθεί περαιτέρω μέσω της μεθόδου Dimson, για έλεγχο ύπαρξης ρηχής αγοράς.

Συνεχίζοντας περαιτέρω την ανάλυση, ακολουθούν οι έλεγχοι των βασικών υποθέσεων του γραμμικού υποδείγματος, όπως αυτές αναλύθηκαν στο Κεφάλαιο 4, για τα μοντέλα που δημιουργήθηκαν για τις μετοχές.

1) Κανονικότητα Σφαλμάτων

Μία από τις βασικές προϋποθέσεις του κλασικού γραμμικού μοντέλου παλινδρόμησης είναι τα σφάλματα να ακολουθούν κανονική κατανομή. Για τον έλεγχο της κανονικότητας των σφαλμάτων, πέραν των γραφικών μεθόδων, όπως του κανονικού διαγράμματος πιθανοτήτων (P-P plot) που βρίσκεται στο Παράρτημα II της εργασίας, μπορούν να χρησιμοποιηθούν κατάλληλες στατιστικές συναρτήσεις, μέσω των οποίων κατασκευάζονται κανόνες αποφάσεων για τον έλεγχο

H_0 : Τα σφάλματα ακολουθούν Κανονική κατανομή

H_1 : Τα σφάλματα δεν ακολουθούν Κανονική κατανομή

εξασφαλίζοντας συγκεκριμένο επίπεδο σημαντικότητας, έστω 1%. Μια τέτοια διαδικασία γίνεται μέσω του ελέγχου Jarque Bera (JB test), ο οποίος υπολογίζει την ασυμμετρία και την κύρτωση με βάση τα στοιχεία του δείγματος και στη συνέχεια τα συγκρίνει με τις θεωρητικές τιμές για την κανονική κατανομή που είναι μηδέν, αφού στην κανονική κατανομή δεν έχουμε ούτε ασυμμετρία ούτε κύρτωση. Παρατίθεται πίνακας με τα παρατηρούμενα επίπεδα σημαντικότητας του ελέγχου αυτού για το σύνολο των μετοχών.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-10

Έλεγχοι Jarque Bera Υποδείγματος Αγοράς

	ΓΑ	ΑΚΡΙΤ	ΑΑΚΟ	ΑΑΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΒΘ	ΚΑΦΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΔΑ
JB	90,98	18,99	172,96	85,25	77,18	251,01	129,09	46,47	96,99	86,78	58,99
01/00-12/02 p-value	,0000	,0001	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000
JB	7,59	69,99	79,77	59,17	65,26	258,40	205,99	9050,09	9266,75	108,99	117,41
07/09-06/06 p-value	,0225	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000
JB	99,17	51,55	96,75	101,89	46,98	92,21	180,14	962,95	50,82	181,64	9,02
01/09-12/11 p-value	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,2205

	ΓΑ	ΑΑΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΙΕΛΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΠΑΠ	ΟΤΕ
JB	90,98	162,70	80,19	77,52	664,47	147,96	59,20	74,20	61,21	54,68	28,40
01/00-12/02 p-value	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000
JB	7,59	169,99	183,12	172,96	4,97	49,76	49,96	96,64	6,89	64,97	77,94
07/09-06/06 p-value	,0225	,0000	,0000	,0000	,0895	,0000	,0000	,0000	,0928	,0000	,0000
JB	99,17	46,98	,54	974,99	112,06	94,17	86,17	49,91	152,28	119,72	59,10
01/09-12/11 p-value	,0000	,0000	,7647	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000	,0000

Παρατηρούμε πως το σύνολο των μετοχών, για όλες τις χρονικές υποπεριόδους, ανεξαρτήτου επιπέδου εμπορευσιμότητας έχει $p\text{-value}=0,000<0,01$. Αυτές οι τιμές επιτρέπουν την εξαγωγή συμπερασμάτων με βεβαιότητα, καθώς υπάρχουν στατιστικές ενδείξεις περί απόρριψης της υπόθεσης της κανονικότητας των σφαλμάτων (σε επίπεδο σημαντικότητας 1%). Συνεπώς, οι μετοχές αυτές, κατά τη διάρκεια των δώδεκα προς εξέταση ετών, δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή. Εξαιρέση αποτελούν οι μετοχές ΛΑΜΔΑ, ΑΡΒΑ, ΕΤΕ και ΜΥΤΙΑ που παρουσιάζουν $p\text{-values}>0,01$ για τις οποίες δεν υπάρχουν στατιστικές ενδείξεις περί απόρριψης της κανονικότητας.

Οι μηδενικές τιμές των $p\text{-values}$ του JB test που προέκυψαν είναι δηλωτικές της πολύ μεγάλης απόκλισης που έχουν οι εμπειρικές κατανομές των σφαλμάτων των αποδόσεων από την κανονική κατανομή. Τα ευρήματα αυτά επιβεβαιώνουν τα αποτελέσματα πολλών μελετών που έχουν δείξει ότι η εμπειρική κατανομή των σφαλμάτων των αποδόσεων των μετοχών είναι συνήθως μη κανονική [(Hsu et al., 1987), (Lau et al., 1990), (Hagerman, 1978), (Kim & Kon, 1994)]. Πιο συγκεκριμένα για το ΧΑΑ, η μελέτη των Karathanassis & Philippas (1993) έρχεται σε σύμφωνια με τα αποτελέσματα της παρούσας εργασίας, καθώς προβλήματα παραβίασης της υπόθεσης της κανονικότητας εμφανίστηκαν σε μελέτη 22 εταιρειών για το χρονικό διάστημα 01/88-12/91.

2) Ομοσκεδαστικότητα Σφαλμάτων

Μία από τις πλέον βασικές υποθέσεις του στατιστικού γραμμικού μοντέλου είναι η σταθερότητα της διακύμανσης των σφαλμάτων ή ισοδύναμα των αποδόσεων των μετοχών.

Ένας εύκολος και γρήγορος τρόπος ελέγχου της υπόθεσης της ομοσκεδαστικότητας είναι μέσω των διαγραμμάτων υπολοίπων, τα οποία βρίσκονται στην ενότητα του Παραρτήματος II. Ωστόσο, επειδή μια απόφαση που βασίζεται σε γραφική παράσταση είναι σε μεγάλο βαθμό υποκειμενική, για το λόγο αυτό, εφαρμόστηκε μια στατιστική τεχνική ελέγχου των υποθέσεων:

H_0 : Τα σφάλματα είναι ομοσκεδαστικά

H_1 : Τα σφάλματα δεν είναι ομοσκεδαστικά

που αναφέρονται στα σφάλματα του στατιστικού γραμμικού μοντέλου. Αν λοιπόν, θέλουμε να ελέγξουμε κατά πόσο η διακύμανση των σφαλμάτων αυξάνει μονότονα όσο αυξάνει η τιμή της ανεξάρτητης μεταβλητής ή το αντίστροφο χρησιμοποιούμε, συνήθως, τον έλεγχο Levene (Levene's test).

Σύμφωνα με αυτόν, τα εκτιμηθέντα s-τυποποιημένα υπόλοιπα χωρίζονται σε δύο ισοπληθείς ομάδες, μία που να περιέχει τα υπόλοιπα που αντιστοιχούν στις μικρές τιμές της ανεξάρτητης μεταβλητής και μία που να περιέχει τα υπόλοιπα που αντιστοιχούν στις μεγάλες τιμές της. Ο Levene πρότεινε αντί των μέσων σφαλμάτων στις απόλυτες αποκλίσεις να χρησιμοποιηθούν οι διάμεσοι των δύο δειγμάτων. Έτσι, ο έλεγχος του Levene μπορεί να χρησιμοποιηθεί τόσο στην περίπτωση που τα υπόλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή, όσο και στην περίπτωση που δεν την ακολουθούν, ως απόρροια της χρήσης των διαμέσων και όχι των απλών μέσων.

Η αυθεντικότητα του ελέγχου Levene σε παραβίαση της κανονικότητας των σφαλμάτων είναι εξαιρετικά χρήσιμη, αφού στις περισσότερες περιπτώσεις στην πράξη η έλλειψη ομοσκεδαστικότητας και κανονικότητας εμφανίζονται συγχρόνως, οπότε ο έλεγχος της πρώτης με χρήση διαδικασιών που προϋποθέτουν τη δεύτερη δεν θα ήταν έγκυρος. Παρακάτω παρατίθεται πίνακας με τα παρατηρούμενα επίπεδα σημαντικότητας του ελέγχου αυτού για το σύνολο των μετοχών.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-11

Έλεγχοι Levene Υποδείγματος Αγοράς

	ΑΚΡΙΤ	ΑΑΚΟ	ΑΑΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΑΕΑΘ	ΚΑΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΛΑ
01/00-12/02	,005	,000	,004	,009	,000	,071	,000	,268	,000	,601
07/03-06/06	,001	,000	,000	,000	,000	,007	,025	,001	,000	,000
01/09-12/11	,333	,401	,004	,006	,545	,527	,331	,000	,454	,706

	ΑΔΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΕ	ΜΕΤΚΑ	ΜΠΕΛΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΠΑΠ	ΟΤΕ
01/00-12/02	,037	,005	,153	,546	,215	,025	,000	,000	,001	,664
07/03-06/06	,001	,000	,321	,025	,490	,000	,001	,000	,001	,023
01/09-12/11	,985	,724	,409	,543	,733	,000	,728	,000	,447	,035

Παρατηρούμε πως η πλειονότητα των μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας παρουσιάζει για τις δύο πρώτες χρονικές περιόδους $p\text{-value} < 0.01$ που απορρίπτει την ομοσκεδαστικότητα των σφαλμάτων (σε επίπεδο σημαντικότητας 1%). Εξαίρεση αποτελεί η τρίτη υποπερίοδος με παρουσία έξι μετοχών, των οποίων τα σφάλματα έχουν σταθερή διακύμανση.

Αντιθέτως, εξετάζοντας τις μετοχές με υψηλή εμπορευσιμότητα, βλέπουμε πως τα συμπεράσματα δεν μένουν ίδια όσον αφορά την πρώτη εκ των τριών υποπερίοδο. Αυτή χαρακτηρίζεται από $p\text{-values}$ σημαντικά υψηλότερα του επιπέδου σημαντικότητας, ήτοι 1%, τιμές που επιβεβαιώνουν την ύπαρξη ομοσκεδαστικότητας των σφαλμάτων των αποδόσεων. Εικόνα παρόμοια με αυτή της τρίτης υποπεριόδου. Λίγες οι εξαιρέσεις των σφαλμάτων που δεν πληρούν τη μηδενική υπόθεση, τόσο στην πρώτη όσο και στη τρίτη υποπερίοδο. Η δεύτερη υποπερίοδος σταθερά βρίσκεται με την πλειονότητα των μετοχών να παρουσιάζουν $p\text{-values}$ χαμηλότερα του επιπέδου σημαντικότητας και συνεπώς, σφάλματα ετεροσκεδαστικά.

Επομένως, συμπεραίνουμε πως η επιδείνωση της εικόνας της οικονομίας και η αύξηση της εμπορευσιμότητας συνδέονται με την εμφάνιση της ομοσκεδαστικότητας. Όσον αφορά τη συνολική περίοδο των δώδεκα ετών δεν μπορεί να προκύψει σαφές συμπέρασμα, με το 50% των μετοχών να παρουσιάζουν ομοσκεδαστικότητα και 50% ετεροσκεδαστικότητα. Παρόλα αυτά, η ετεροσκεδαστικότητα των σφαλμάτων επιβεβαιώνεται με μεγάλο ποσοστό, αποτέλεσμα που συμπλέει με πληθώρα μελετών [(Belkaoui, 1977), (Praetz, 1969), (Bey & Pinches, 1980), (Brown, 1977), (Karathanassis & Patsos, 1993)].

3) Ανεξαρτησία Σφαλμάτων

Μια από τις βασικές προϋποθέσεις του κλασικού γραμμικού μοντέλου είναι τα σφάλματα να είναι ανεξάρτητα. Για τον έλεγχο της ανεξαρτησίας των σφαλμάτων, δεν αρκεί ένα απλό διάγραμμα των τυποποιημένων υπολοίπων. Αντ' αυτού, δημιουργούμε πρόσθετα διαγράμματα υπολοίπων χρησιμοποιώντας στον οριζόντιο άξονα μεταβλητές που απεικονίζουν την αλληλουχία λήψης των δεδομένων, όπως τον χρόνο συλλογής των μετρήσεων. Τέτοιου είδους διαγράμματα για τα s -τυποποιημένα σφάλματα των είκοσι προς εξέταση μετοχών βρίσκονται στο Παράρτημα II. Εντούτοις, έλεγχος ανεξαρτησίας των

σφαλμάτων μπορεί να γίνει και με τον Έλεγχο Ροών (Runs test), που ελέγχει τις ακόλουθες υποθέσεις.

H_0 : Τα σφάλματα είναι ανεξάρτητα

H_1 : Τα σφάλματα δεν είναι ανεξάρτητα

Σύμφωνα με αυτόν τον έλεγχο τοποθετούνται τα αρχικά υπόλοιπα στη σειρά, δημιουργείται η αντίστοιχη αλληλουχία προσήμων των παρατηρούμενων υπολοίπων μέσω συμβόλων και εν συνεχεία υπολογίζεται ο αριθμός R των ροών ομοίων συμβόλων. Αριθμός ροών μικρός, που δεικνύει πολύ λίγες εναλλαγές προσήμων, ή μεγάλος, που δεικνύει υπερβολικά πολλές αλλαγές προσήμων, δημιουργεί υποψίες εξάρτησης των σφαλμάτων. Παρατίθεται πίνακας με τα παρατηρούμενα επίπεδα σημαντικότητας του ελέγχου αυτού για το σύνολο των μετοχών.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-12

Έλεγχοι Ροών Υποδείγματος Αγοράς

	ΑΚΡΙΤ	ΑΛΚΟ	ΑΛΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΑΘ	ΚΑΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΔΑ
01/00-12/02	,206	,143	,001	,558	,661	,440	,003	,057	,003	,005
07/03-06/06	,108	,422	,466	,827	,108	,166	,511	,144	,166	,307
01/09-12/11	,609	,000	,826	,001	,023	,041	,125	,381	,306	,000

	ΑΛΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΠΕΛΑ	ΜΥΤΙΛ	ΟΠΑΠ	ΟΤΕ
01/00-12/02	,380	,942	,707	,188	,067	,067	,092	,003	,063	,714
07/03-06/06	,422	,020	,307	,770	,559	,274	,715	,034	,422	,068
01/09-12/11	,559	,028	,140	,715	,144	,465	,826	,214	,306	,342

Παρατηρούμε πως το σύνολο των μετοχών σε όλες τις προς εξέταση υποπεριόδους έχει σφάλματα, τα οποία είναι ανεξάρτητα σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Εξαιρέση αποτελούν οι μετοχές ΑΛΤΕΚ, ΗΛΕΑΘ, ΚΡΕΚΑ ΛΑΜΔΑ και ΜΥΤΙΛ κατά την πρώτη υποπερίοδο και οι ΑΛΚΟ, ΑΝΕΚ και ΛΑΜΔΑ κατά την τρίτη υποπερίοδο. Το σύνολο των περιπτώσεων παραβίασης της υπόθεσης ανεξαρτησίας παρατηρείται κατά τις περιόδους ύφεσης της οικονομικής δραστηριότητας, ενώ, το 87% αυτών είναι μετοχές με μικρή εμπορευσιμότητα.

Συνεπώς, δε σημειώνεται κάποιο ισχυρό πρότυπο συμπεριφοράς τόσο όσον αφορά τη φάση στην οποία βρίσκεται η οικονομία, όσο και το επίπεδο εμπορευσιμότητας της μετοχής, πλην ελαχίστων εξαιρέσεων.

Εν κατακλείδι, από τον έλεγχο των τεσσάρων βασικών υποθέσεων της γραμμικής παλινδρόμησης διαπιστώθηκε η παραβίαση δύο, αυτών της κανονικότητας και της

ομοσκεδαστικότητα. Η ταυτόχρονη παραβίαση κανονικότητας και ομοσκεδαστικότητας δεν αποτελεί έκπληξη, καθώς συνηθίζεται στην πράξη για δεδομένα μετοχών. Η ύπαρξη ομοσκεδαστικότητας αποδείχθηκε πως συνδέεται με καταστάσεις επιδείνωσης της οικονομίας και αυξημένης εμπορευσιμότητας για τις μετοχές, ενώ η μη κανονική κατανομή των αποδόσεων μετοχών του ΧΑΑ έχει αποδειχθεί και στο παρελθόν.

Καθίσταται, λοιπόν, φανερό ότι η απλή μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) είναι ανεπαρκής για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των εισηγμένων στο ΧΑΑ μετοχών. Αυτό σημαίνει ότι τα αποτελέσματα που έχουν ληφθεί από την εφαρμογή του απλού υποδείγματος δεν είναι αξιόπιστα, διότι οι OLS εκτιμητές των παραμέτρων παύουν να είναι BLUE¹⁴. Προκειμένου να αναζητηθεί ένα καλύτερο υπόδειγμα, στο οποίο τα προβλήματα της μη κανονικότητας και ετεροσκεδαστικότητας να περιοριστούν ή ακόμα καλύτερα να εξαλειφθούν, προτείνεται ο μετασχηματισμός των μεταβλητών που χρησιμοποιούνται στο κλασικό γραμμικό υπόδειγμα, λαμβάνοντας τους λογαρίθμους των αποδόσεων των μετοχών.

Συνεπώς προτείνεται το προς εκτίμηση υπόδειγμα να πάρει τη μορφή:

$$\ln(1 + R_{it}) = \alpha_i + \beta_i \ln(1 + R_{mt}) + e_{it}$$

Τέλος, αξίζει να μελετηθεί το παράδοξο που εντοπίστηκε κατά την μελέτη των συντελεστών συστηματικού κινδύνου των μετοχών. Οι συντελεστές β , οι οποίοι αντιστοιχούν σε μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας βρέθηκαν χαμηλότεροι των συντελεστών μετοχών υψηλής εμπορευσιμότητας. Το γεγονός αυτό θα ερευνηθεί περαιτέρω μέσω της μεθόδου Dimson.

1.4.2. Πολλαπλή Παλινδρόμηση - Μέθοδος Dimson

Υποθέτουμε πολλαπλά γραμμικά μοντέλα της μορφής:

$$R_{it} = \beta_0 + \sum_{k=0}^2 \beta_{k+1} R_{m,t-k} + \varepsilon_{it}$$

όπου, R_{it} : απόδοση μετοχής i στην περίοδο $(t - 1, t)$.

$R_{m,t}$: απόδοση Γενικού Δείκτη με κατάλληλα lacks.

β_k : συστηματικός κίνδυνος (beta).

ε_{it} : κατάλοιπα.

β_0 : σταθερά παλινδρόμησης.

¹⁴ BLUE: Best Linear Unbiased Estimators (Καλύτεροι Γραμμικοί Αμερόληπτοι Εκτιμητές)

Ο λόγος που προχωρούμε στην πολλαπλή παλινδρόμηση και πιο συγκεκριμένα σε εφαρμογή της μεθόδου Dimson με χρονική υστέρηση δύο ετών, η οποία αναλύθηκε στο τέταρτο κεφάλαιο, είναι για να διαπιστώσουμε αν το παράδοξο που παρατηρήθηκε προηγουμένως συνεχίζει να υφίσταται. Πιο συγκεκριμένα, θα ελεγχθεί αν τα betas των μετοχών μικρής εμπορευσιμότητας εξακολουθούν να είναι μικρότερα αυτών υψηλής εμπορευσιμότητας, κατά την τρίτη υποπερίοδο.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-13

Στατιστικά Υποδείγματος Dimson

		ΑΚΡΙΤ	ΑΑΚΟ	ΑΑΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΑΕΑΘ	ΚΑΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΔΑ
01/00-12/02	β1	13,730	14,689	25,341	14,417	11,136	6,207	10,670	15,011	11,747	-13,278
	T β2	,464	,346	-1,350	1,528	2,393	-,435	1,511	1,428	-,318	11,514
	β3	-,996	-,956	-,462	-1,505	-2,354	-,074	,297	-1,190	,706	1,258
	R _{adj}	,385	,394	,635	,417	,321	,211	,335	,439	,306	,326
	F	142,374	162,767	433,752	178,856	118,266	22,300	126,234	195,614	110,638	120,862
07/03-06/06	β1	6,661	11,627	9,991	10,781	4,546	7,849	4,191	10,148	7,305	7,746
	T β2	-2,186	-2,006	-1,962	-,695	,684	-,881	,433	-1,590	-,371	,601
	β3	2,186	1,145	,212	,812	-,584	1,857	-,051	2,501	-,323	1,036
	R _{adj}	,095	,236	,161	,244	,060	,165	,055	,236	,111	,196
	F	27,161	78,127	49,019	81,536	17,042	50,458	15,414	78,176	32,307	61,721
01/09-12/11	β1	1,991	7,677	3,125	6,432	1,245	4,452	-,470	6,487	6,508	4,981
	T β2	-,637	-,270	,534	,945	2,472	,020	3,151	1,496	,319	1,672
	β3	,850	,762	,060	,703	-,665	-,761	-1,690	1,071	,648	,034
	R _{adj}	,007	,145	,034	,148	,037	,039	,017	,182	,126	,114
	F	2,738	43,339	28,055	44,323	10,578	11,210	5,384	56,547	36,970	3,119
<hr/>											
		ΑΑΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΠΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΠΕΛΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΠΑΠ	ΟΠΕ
01/00-12/02	β1	28,222	13,555	7,858	23,713	22,145	18,233	16,733	21,874	10,229	19,436
	T β2	-1,806	1,049	-,098	-1,297	1,428	-,585	,678	,277	-73,000	-,903
	β3	1,906	-1,215	-,306	1,807	-1,190	-,419	-2,140	-,835	-1,208	,779
	R _{adj}	,705	,380	,310	,635	,641	,521	,448	,595	,278	,530
	F	593,463	151,324	38,931	433,503	444,715	270,636	202,246	365,185	54,327	281,451
07/03-06/06	β1	19,071	11,368	11,889	25,294	19,483	14,577	8,943	13,906	12,194	15,749
	T β2	1,335	-2,608	-,117	,719	1,975	-1,373	-2,112	,022	-,772	-1,560
	β3	-1,587	3,962	-,982	-1,451	-1,723	2,116	2,525	1,797	-,386	2,356
	R _{adj}	,518	,284	,260	,643	,544	,387	,177	,403	,261	,420
	F	269,445	100,207	88,541	449,932	298,262	158,379	54,695	169,339	89,263	181,583
01/09-12/11	β1	27,240	7,059	12,934	37,418	29,370	14,810	10,181	2,307	13,210	14,889
	T β2	,257	1,402	,473	-2,442	,130	1,237	,399	,530	-,314	-,220
	β3	-,836	-,476	,579	-,972	-1,169	-,347	,525	-2,221	1,129	,292
	R _{adj}	,667	,156	,345	,766	,695	,410	,248	,659	,339	,378
	F	500,560	46,974	131,990	815,770	569,194	173,786	82,997	481,417	128,820	152,131

Στον πίνακα δίνονται οι τιμές του προσαρμοσμένου συντελεστή προσδιορισμού \bar{R}^2 , της στατιστικής F, καθώς και των τιμών της T για το σύνολο των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Η χρήση του προσαρμοσμένου συντελεστή προσδιορισμού (R adjusted- \bar{R}^2) αποτελεί μια προσπάθεια να εξαλειφθεί το φαινόμενο της αυτόματης και ψευδής αύξησης του συντελεστή προσδιορισμού (R^2) σε κάθε προσθήκη μίας επιπλέον επεξηγηματικής μεταβλητής. Δεδομένου πως ο συντελεστής R^2 θα παρουσιαζόταν αυξημένος για κάθε ένα από τα μοντέλα, λόγω της αύξησης των επεξηγηματικών μεταβλητών, στη μέθοδο αυτή έγινε χρήση του \bar{R}^2 . Έτσι, λοιπόν, παρατηρείται πως τα επίπεδα του προσαρμοσμένου συντελεστή είναι ίδια με αυτά του απλού συντελεστή που παρουσιάστηκε στην απλή παλινδρόμηση. Ωστόσο παρατηρείται μέση αύξηση κατά την πρώτη υποπερίοδο, τόσο για τις μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας όσο και για αυτές μεγαλύτερης εμπορευσιμότητας. Συνεπώς, η χρήση της μεθόδου Dimson αποδεικνύεται ορθή, κρίνοντας βάσει του \bar{R}^2 .

Το επόμενο βήμα είναι η διεξαγωγή μεμονωμένων T ελέγχων για καθέναν από τους συντελεστές β_i , $i=1,2,3$. Παρατηρούμε πως για την πλειονότητα των μετοχών η τιμή T του συντελεστή της πρώτης επεξηγηματικής μεταβλητής ξεπερνά την κριτική τιμή της T κατανομής, $T_{0.01,750} \approx 2,576$, γεγονός που σημαίνει ότι οι μεταβλητές αυτές είναι στατιστικώς σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Εξαιρέσεις αποτελούν οι μετοχές ΑΚΡΙΤ, ΒΙΟΣΚ, ΗΛΕΑΘ, ΛΑΜΔΑ όπως αναμενόταν και από την εικόνα του προηγούμενου ελέγχου, με έκπληξη την μετοχή ΜΥΤΙΛ, της οποίας η εικόνα μέχρι στιγμής ήταν πολύ καλή. Αντιθέτως, όσον αφορά τις άλλες δύο προβλέπουσες μεταβλητές οι μετοχές ΛΑΜΔΑ και ΑΡΒΑ είναι οι εξαιρέσεις αυτών που είναι στατιστικώς σημαντικές.

Τα αποτελέσματα αυτά είναι δυνατό να ανατραπούν με την αφαίρεση μιας εκ δύο στατιστικώς μη σημαντικών ανεξάρτητων μεταβλητών. Θα πρέπει να λαμβάνεται υπόψη ότι οι τιμές αυτές αντιπροσωπεύουν την χρησιμότητα της κάθε μεταβλητής δεδομένης της ύπαρξης της άλλης και όχι μεμονωμένα. Έτσι, πολλά από τα υποδείγματα που θα προκύψουν δύναται να έχουν, πλέον, και τις δύο ανεξάρτητες μεταβλητές στατιστικώς σημαντικές. Συνεπώς, πιθανή απόρριψη της πολλαπλής μεθόδου κρίνεται βιαστική και επιπόλαια.

Παρόλα αυτά, με την επιμέρους εξέταση των ελέγχων T για κάθε μία από τις επεξηγηματικές μεταβλητές δεν εξετάζεται συνολικά το επίπεδο σημαντικότητας. Αντιθέτως, ο έλεγχος F παίρνει, πλέον, τη θέση ενός συνολικού ελέγχου του επιπέδου σημαντικότητας του μοντέλου. Εξετάζοντας, λοιπόν, τα αποτελέσματα που αφορούν τον έλεγχο F παρατηρούμε πως για την πλειονότητα των μετοχών η τιμή του είναι πολύ μεγάλη. Όμως, όπως και στο απλό γραμμικό υπόδειγμα, υπάρχουν κάποιες εξαιρέσεις για τις μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας. Πιο συγκεκριμένα οι μετοχές ΑΚΡΙΤ και ΛΑΜΔΑ στην τρίτη

υποπερίοδο παρουσιάζουν τιμές μικρότερες της κριτικής τιμής της κατανομής F, ήτοι $F_{0.01,3,750} \approx 3,98$. Συγκρίνοντας τα αποτελέσματα αυτά με τα προηγούμενα, παρατηρούμε πως οι δύο αυτές μετοχές αποτύγχαναν και στην απλή μέθοδο να περάσουν τον πήχη της στατιστικής F. Παρόλα αυτά για το σύνολο των μετοχών το προτεινόμενο μοντέλο ταιριάζει καλά στα δεδομένα.

Συμπερασματικά, η προσαρμογή των μοντέλων στα δεδομένα συνεχίζει να κρίνεται ικανοποιητική. Η εικόνα τους σύμφωνα με την απλή μέθοδο φαινόταν καλύτερη μιας και οι έλεγχοι είχαν λάβει μεγαλύτερες τιμές. Παρόλα αυτά, τα υπάρχοντα αποτελέσματα δεν παύουν να είναι αρκετά καλά, επιδεχόμενα βεβαίως βελτιώσεων. Συνεπώς, τα μοντέλα αυτά μπορούν να χρησιμοποιηθούν, ώστε να γίνουν περεταίρω προβλέψεις.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-14

Συντελεστής Μεταβλητότητας (b) Υποδείγματος Dimson

	ΓΔ	ΑΚΡΙΤ	ΑΑΚΟ	ΑΛΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΑΕΑΘ	ΚΑΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΑΔΑΜΑ	ΧΑΡΤΚΙΟ
01/00-12/02	1	1,061	1,476	1,672	1,103	1,586	1,664	,960	1,148	1,611	-,083	1,220
07/03-06/06	1	,751	1,549	1,855	1,177	1,390	1,077	,506	,853	1,208	,911	1,128
01/09-12/11	1	,304	,778	,601	,723	,475	,187	,159	,552	,708	,449	,494
Μ.Ο.	1	,705	1,268	1,376	1,001	1,150	,976	,542	,851	1,176	,426	

	ΓΔ	ΑΔΦΑ	ΑΡΡΑ	ΑΚΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΗΚΑΑ	ΜΥΠΑ	ΟΙΛΠ	ΟΤΕ	ΧΑΡΤΚΙΟ
01/00-12/02	1	1,060	,833	,617	1,076	,824	1,283	1,223	1,387	,757	,853	,991
07/03-06/06	1	1,200	,921	,729	1,393	1,101	1,409	,694	1,511	,824	,998	1,078
01/09-12/11	1	1,759	,467	,769	1,751	1,873	,701	,570	1,283	,748	,755	1,068
Μ.Ο.	1	1,340	,740	,705	1,407	1,266	1,131	,829	1,394	,776	,869	

Αναμένεται σε περιόδους ύφεσης, όπως η πρώτη και τρίτη υποπερίοδοι της παρούσας ανάλυσης, η μεταβλητότητα των μετοχών και των χαρτοφυλακίων να παρουσιάζεται αυξημένη συγκριτικά με περιόδους ανάκαμψης των αγορών. Επιπλέον, για μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας ο συντελεστής beta, ο οποίος αντιπροσωπεύει το συστηματικό κίνδυνο, αναμένεται μικρότερος αυτού μετοχών μικρής εμπορευσιμότητας. Αυτό συμβαίνει, διότι, καθώς αυξάνεται η εμπορευσιμότητα μειώνεται ο κίνδυνος ρευστότητας και κατά συνέπεια ο συστηματικός κίνδυνος.

Παρατηρούμε πως καμία εκ των δύο παρατηρήσεων δεν επιβεβαιώνεται. Αναφορικά με την πρώτη παρατήρηση, για τις μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας η περίοδος ανάκαμψης φαίνεται να παρουσιάζει την υψηλότερη μεταβλητότητα. Αντίθετα, για τις μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας, τα betas της τρίτης υποπεριόδου είναι τα μικρότερα όλων των περιόδων, μικρότερα ακόμα και των αντιστοίχων υψηλής εμπορευσιμότητας.

Όσον αφορά τη δεύτερη παρατήρηση, παρότι κατά τις δύο πρώτες υποπεριόδους τα αποτελέσματα είναι τα αναμενόμενα, κατά την τρίτη υποπερίοδο ο συντελεστής του χαρτοφυλακίου χαμηλής εμπορευσιμότητας είναι μικρότερος του συντελεστή του χαρτοφυλακίου υψηλής εμπορευσιμότητας. Το παράδοξο, συνεπώς, που παρατηρήθηκε στο υπόδειγμα αγοράς επαναλαμβάνεται και στο υπόδειγμα του Dimson. Η εξήγηση που μπορεί να δοθεί επ αυτού είναι η ισχυρή απαξίωση της ελληνικής οικονομίας και της χρηματιστηριακής αγοράς της, ως αποτέλεσμα των ειδικών συνθηκών που επικράτησαν λόγω της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης του 2007.

Παρόλα αυτά, οι τιμές του συστηματικού κινδύνου με τη μέθοδο Dimson δεν φαίνεται να έχουν σημαντικές διαφορές από αυτές που προέκυψαν με το υπόδειγμα αγοράς, πέραν μιας μικρής μείωσης που παρατηρείται σε όλες τις υποπεριόδους.

Συνεχίζοντας περαιτέρω την ανάλυση, θα πρέπει να γίνει έλεγχος των βασικών υποθέσεων του μοντέλου, όπως και προηγουμένως, ώστε να γνωρίζουμε με σιγουριά αν τα αποτελέσματα που προέκυψαν είναι αξιόπιστα ή όχι.

1) Κανονικότητα Σφαλμάτων

Για τον έλεγχο της κανονικότητας των σφαλμάτων μπορούν να χρησιμοποιηθούν γραφικές μέθοδοι, όπως το κανονικό διάγραμμα πιθανοτήτων (P-P plot) που βρίσκεται στο Παράρτημα III της εργασίας. Εναλλακτικά, μπορεί να χρησιμοποιηθεί η στατιστική συνάρτηση Jarque-Bera για τον έλεγχο

H_0 : Τα σφάλματα ακολουθούν Κανονική κατανομή

H_1 : Τα σφάλματα δεν ακολουθούν Κανονική κατανομή

εξασφαλίζοντας συγκεκριμένο επίπεδο σημαντικότητας, έστω 1%. Η στατιστική συνάρτηση Jarque-Bera έχει ορισθεί ως

$$JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right)$$

όπου, n : ο αριθμός των παρατηρήσεων ή γενικά οι βαθμοί ελευθερίας.

S : δειγματική ασυμμετρία.

K : δειγματική κύρτωση.

Είναι εμφανές πως η τιμή του JB test αλλάζει σύμφωνα με τις αλλαγές των τιμών ασυμμετρίας και κύρτωσης του δείγματος. Δεδομένου πως το δείγμα για κάθε μία εκ των μετοχών έχει παραμείνει το ίδιο, οι αντίστοιχες τιμές ασυμμετρίας και κύρτωσης παραμένουν

οι ίδιες και συνεπώς, τα όσα παρουσιάστηκαν και αναλύθηκαν προηγουμένως, αναφορικά με την κανονικότητα, ισχύουν και στη μέθοδο του Dimson.

Δηλαδή, μηδενικές τιμές των p-values του JB test, δηλωτικές της πολύ μεγάλης απόκλισης που έχουν οι εμπειρικές κατανομές των σφαλμάτων των αποδόσεων από την κανονική κατανομή. Εναλλακτικά, θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί ο κλασικός έλεγχος Kolmogorov-Smirnov, ο οποίος βασίζεται στη μέγιστη διαφορά μεταξύ της εμπειρικής συνάρτησης κατανομής που καθορίζεται από τα υπόλοιπα και της αθροιστικής συνάρτησης κατανομής $\Phi(z)$ της τυποποιημένης κανονικής $N(0,1)$.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-15

Έλεγχοι Kolmogorov-Smirnov Υποδείγματος Dimson

	ΑΚΡΙΤ	ΑΑΚΟ	ΑΑΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΑΘ	ΚΑΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΑΑ
01/00-12/02	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
07/03-06/06	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
01/09-12/11	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	ΑΑΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΠΕΑΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΠΑΠ	ΟΤΕ
01/00-12/02	,000	,000	,200	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,186
07/03-06/06	,001	,000	,200	,009	,000	,000	,000	,000	,000	,013
01/09-12/11	,000	,000	,036	,000	,000	,009	,001	,000	,002	,000

Όπως φαίνεται από τον πίνακα, οι περισσότερες μετοχές παρουσιάζουν p-values μικρότερα του επιπέδου σημαντικότητας, 1%. Εξαιρέση αποτελεί η ΔΕΗ με p-values 0,200 για την πρώτη και δεύτερη υποπερίοδο και 0,036 για την τρίτη και ο ΟΤΕ με p-value 0,186 για την πρώτη υποπερίοδο και 0,013 για τη δεύτερη.

Συνεπώς, η μηδενική υπόθεση περί κανονικότητας των σφαλμάτων απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, όπως και στην περίπτωση του υποδείγματος αγοράς. Η μέθοδος Dimson δε βελτιώνει την κατανομή των σφαλμάτων, ώστε να προσεγγίζεται η κανονική.

2) Ομοσκεδαστικότητα Σφαλμάτων

Ένας εύκολος και γρήγορος τρόπος ελέγχου της υπόθεσης της ομοσκεδαστικότητας είναι μέσω των διαγραμμάτων υπολοίπων, τα οποία βρίσκονται στην ενότητα του Παραρτήματος III. Ωστόσο, ο έλεγχος ομοσκεδαστικότητας μπορεί να γίνει και μέσω του Levene's test, που ελέγχει τις ακόλουθες υποθέσεις

$$H_0: \text{Τα σφάλματα είναι ομοσκεδαστικά}$$

$$H_1: \text{Τα σφάλματα δεν είναι ομοσκεδαστικά}$$

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-16

Έλεγχοι Levene Υποδείγματος Dimson

	ΑΚΡΙΤ	ΑΑΚΟ	ΑΑΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΑΘ	ΚΛΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΔΑ
01/00-12/02	,003	,000	,011	,006	,000	,000	,000	,223	,000	,036
07/03-06/06	,001	,000	,000	,000	,000	,006	,025	,002	,000	,000
01/09-12/11	,353	,364	,002	,002	,314	,799	,435	,000	,444	,536

	ΑΑΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΠΕΛΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΠΑΠ	ΟΤΕ
01/00-12/02	,036	,007	,143	,501	,236	,036	,000	,000	,001	,705
07/03-06/06	,001	,000	,272	,019	,623	,000	,001	,000	,001	,029
01/09-12/11	,925	,749	,438	,720	,785	,000	,669	,000	,709	,059

Για τις μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας, παρατηρούμε πως για την πλειονότητα των μετοχών απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση. Αναλυτικότερα, είναι εμφανές πως στην πρώτη και δεύτερη υποπερίοδο τα σφάλματα είναι ετεροσκεδαστικά. Εξαιρέση αποτελούν οι μετοχές ΑΑΤΕΚ, ΚΛΕΜ και ΛΑΜΔΑ για την πρώτη υποπερίοδο και μόνη εξαίρεση την ΗΛΕΑΘ για τη δεύτερη υποπερίοδο. Αντιθέτως, στην τρίτη υποπερίοδο τα σφάλματα, πλέον, είναι ομοσκεδαστικά με p-values σημαντικά μεγαλύτερα του επιπέδου σημαντικότητας.

Όσον αφορά τις μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας, η δεύτερη υποπερίοδος χαρακτηρίζεται από σφάλματα ετεροσκεδαστικά, ενώ, η πρώτη και τρίτη από ομοσκεδαστικά στις περισσότερες.

Αυτό που παρατηρείται είναι πως σε περιόδους καθόδου της οικονομίας τα σφάλματα τείνουν να είναι ομοσκεδαστικά, εν αντιθέσει με τις περιόδους ανόδου, όπου κυριαρχεί η ετεροσκεδαστικότητα. Επίσης, παρατηρείται διαφορά του μεγέθους των p-values μεταξύ των περιόδων καθόδου, με αυτά που αντιστοιχούν στην πρόσφατη παγκόσμια κρίση να υπερέχουν αυτών του χρηματιστηριακού κραχ του 2000. Τέλος, ένα άλλο συμπέρασμα, το οποίο προκύπτει από τον πίνακα, είναι πως οι τιμές των p-values για τις μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας, σε όλες τις υποπεριόδους, είναι μεγαλύτερες των αντιστοίχων χαμηλής εμπορευσιμότητας, γεγονός που δεικνύει τη θετική σχέση μεταξύ ομοσκεδαστικότητας και εμπορευσιμότητας.

3) Ανεξαρτησία Σφαλμάτων

Ο έλεγχος ανεξαρτησίας των σφαλμάτων, όπως αναφέρθηκε και στο υπόδειγμα αγοράς, μπορεί να γίνει με τον Έλεγχο Ροών (Runs test), που ελέγχει τις ακόλουθες υποθέσεις.

H_0 : Τα σφάλματα είναι ανεξάρτητα

H_1 : Τα σφάλματα δεν είναι ανεξάρτητα

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-17

Έλεγχοι Ροών Υποδείγματος Dimson

	ΑΚΡΙΤ	ΑΛΚΟ	ΑΛΤΕΚ	ΑΝΕΚ	ΒΙΟΣΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΑΘ	ΚΑΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΔΑ
01/00-12/02	,300	,092	,001	,942	,714	,070	,000	,028	,004	,040
07/03-06/06	,093	,306	,381	,884	,118	,079	,942	,770	,144	,165
01/09-12/11	,000	,000	,714	,001	,770	,107	,107	,107	,380	,000

	ΑΑΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΠΕΑΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΠΑΠ	ΟΤΕ
01/00-12/02	,305	,942	,615	,213	,057	,040	,028	,001	,095	,608
07/03-06/06	,511	,023	,661	,942	,144	,144	,715	,019	,273	,034
01/09-12/11	,558	,010	,770	,558	,214	,826	,826	,048	,421	,341

Τα αποτελέσματα με τη μέθοδο Dimson δεν διαφέρουν από αυτά του υποδείγματος αγοράς. Η ανεξαρτησία των σφαλμάτων επιβεβαιώνεται σε όλες τις μετοχές, σε όλες τις χρονικές υποπεριόδους. Ελάχιστες οι εξαιρέσεις στο σύνολο, αρκετές όμως στο υποσύνολο των μετοχών μικρής εμπορευσιμότητας. Οι μετοχές ΑΚΡΙΤ, ΑΛΚΟ, ΑΛΤΕΚ, ΑΝΕΚ, ΗΛΕΑΘ, ΚΡΕΚΑ και ΛΑΜΔΑ, όλες μετοχές με μικρό δείκτη εμπορευσιμότητας, δεν πληρούν την υπόθεση της ανεξαρτησίας για κάποια από τις υποπεριόδους.

Συνεπώς, η ανεξαρτησία πληρείται για τη συντριπτική πλειονότητα των μετοχών, με ελάχιστες περιπτώσεις παραβίασης από μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας.

4) Πολυσυγγραμμικότητα

Στην περίπτωση που κάποιες ανεξάρτητες μεταβλητές ενός μοντέλου πολλαπλής παλινδρόμησης έχουν πολύ μεγάλη συσχέτιση μεταξύ τους εμφανίζεται το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας. Η εμφάνιση πολυσυγγραμμικότητας σε ένα κανονικό μοντέλο μπορεί εύκολα να οδηγήσει σε μη έγκυρα συμπεράσματα λόγω κακής χρήσης και ερμηνείας των τιμών που προκύπτουν από τη στατιστική ανάλυση, για αυτό και είναι μια από τις πολύ σημαντικές υποθέσεις. Ένας δείκτης, ο οποίος έχει προταθεί ως διαγνωστικό κριτήριο για την ύπαρξη πολυσυγγραμμικότητας είναι ο λεγόμενος παράγοντας διόγκωσης διακύμανσης (Variance Inflation Factor-VIF). Ο δείκτης αυτός ορίζεται για κάθε ανεξάρτητη μεταβλητή ενός μοντέλου πολλαπλής παλινδρόμησης με p παραμέτρους μέσω του τύπου

$$VIF_k = \frac{1}{1 - R_k^2}, k = 1, 2, \dots, p - 1$$

όπου, R_k^2 : ο συντελεστής προσδιορισμού του μοντέλου που χρησιμοποιεί ως εξαρτημένη μεταβλητή την X_k και ως ανεξάρτητες τις υπόλοιπες $p - 2$.

Είναι προφανές πως όταν συμβεί η ανεξάρτητη μεταβλητή να εκφράζεται ως γραμμικός συνδυασμός των υπολοίπων ανεξάρτητων μεταβλητών, ο συντελεστής R_k^2 λαμβάνει τιμή

πολύ κοντά στη μονάδα, με αποτέλεσμα ο δείκτης VIF_k να γίνεται πολύ μεγάλος (>10). Αντίστροφα, αν συμβεί να ισχύει $VIF_k \cong 1$, θα έχουμε $R_k^2 \cong 0$, οπότε η X_k δε μπορεί να εκφρασθεί γραμμικά μέσω των υπολοίπων μεταβλητών.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-18

Έλεγχοι VIF Υποδείγματος Dimson

	AKRIT	AAKO	AAITEK	ANEK	ΒΙΟΕΚ	ΕΣΥΜΒ	ΗΛΕΑΘ	ΚΑΕΜ	ΚΡΕΚΑ	ΛΑΜΒΑ
R ΓΑ	2,324	2,346	2,346	2,346	2,346	2,037	2,346	2,346	2,346	2,346
01/00-12/02 R ΓΑ(log1)	5,228	5,316	5,316	5,316	5,316	4,142	5,316	5,316	5,316	5,316
R ΓΑ(log2)	3,477	3,477	3,477	3,477	3,477	3,121	3,477	3,477	3,477	3,477
R ΓΑ	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156
07/03-06/06 R ΓΑ(log1)	4,548	4,548	4,548	4,548	4,548	4,548	4,548	4,548	4,548	4,548
R ΓΑ(log2)	3,264	3,264	3,264	3,264	3,264	3,264	3,264	3,264	3,264	3,264
R ΓΑ	2,067	2,067	2,067	2,067	2,067	2,067	2,067	2,067	2,067	2,067
01/09-12/11 R ΓΑ(log1)	4,250	4,250	4,250	4,250	4,250	4,250	4,250	4,250	4,250	4,250
R ΓΑ(log2)	2,990	2,990	2,990	2,990	2,990	2,990	2,990	2,990	2,990	2,990

	ΑΑΦΑ	ΑΡΒΑ	ΔΕΗ	ΕΤΕ	ΕΥΡΩΒ	ΜΕΤΚΑ	ΜΙΕΛΑ	ΜΥΤΙΑ	ΟΙΑΠ	ΟΤΕ
R ΓΑ	2,346	2,346	2,052	2,346	2,346	2,346	2,346	2,346	2,148	2,346
01/00-12/02 R ΓΑ(log1)	5,316	5,316	4,206	5,316	5,316	5,316	5,316	5,316	4,608	5,316
R ΓΑ(log2)	3,477	3,477	3,139	3,477	3,477	3,477	3,477	3,477	3,410	3,477
R ΓΑ	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156
07/03-06/06 R ΓΑ(log1)	4,548	4,548	4,548	4,548	4,548	4,548	4,548	4,548	4,548	4,548
R ΓΑ(log2)	3,264	3,264	3,264	3,264	3,264	3,264	3,264	3,264	3,264	3,264
R ΓΑ	2,067	2,067	2,067	2,067	2,067	2,067	2,067	2,067	2,067	2,067
01/09-12/11 R ΓΑ(log1)	4,250	4,250	4,250	4,250	4,250	4,250	4,250	4,250	4,250	4,250
R ΓΑ(log2)	2,990	2,990	2,990	2,990	2,990	2,990	2,990	2,990	2,990	2,990

Παρατηρούμε πως οι τιμές του VIF για όλες τις μετοχές είναι μικρότερες του 10. Επομένως, κρίνοντας με βάση τη μικρή τιμή του δείκτη υπάρχουν βασικές ενδείξεις απουσίας πολυσυγγραμμικότητας στα δεδομένα.

Εν κατακλείδι, από τον έλεγχο των τεσσάρων βασικών υποθέσεων της πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης διαπιστώθηκε ξανά η παραβίαση δύο, αυτών της κανονικότητας και της ομοσκεδαστικότητας. Το αποτέλεσμα αυτό αναμενόταν δεδομένου πως δεν υπήρξε κάποιος μετασχηματισμός των δεδομένων που αναλύθηκαν.

Σκοπός της εφαρμογής της μεθόδου αυτής ήταν ο έλεγχος της πιθανής βελτίωσης του μοντέλου με την είσοδο πρόσθετων ερμηνευτικών μεταβλητών, καθώς και η ερμηνεία του παραδόξου των συντελεστών beta. Όσον αφορά το πρώτο σκέλος, παρατηρήσαμε πως τα επίπεδα τόσο του συντελεστή προσδιορισμού όσο και του ελέγχου F συνέχισαν να είναι ικανοποιητικά, ενώ ο έλεγχος T ανέδειξε, σε κάποιες περιπτώσεις, τη σημαντικότητα της

προσθήκης ανεξάρτητων μεταβλητών υστέρησης. Η σημαντικότητα αυτή υπογραμμίσθηκε και από τα επίπεδα του συστηματικού κινδύνου, τα οποία παρουσιάστηκαν κατάτι μειωμένα.

Τέλος, ο έλεγχος του κινήτρου εφαρμογής της μεθόδου αυτής, οι μειωμένοι συντελεστές βήτα για μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας έναντι μετοχών υψηλής εμπορευσιμότητας, δεν ανέδειξε κάποιο μεθοδολογικό παράγοντα ως υπαίτιο. Πιθανή αιτία αποτελεί η δυσμενής και πρωτόγνωρη θέση στην οποία βρισκόταν η ελληνική οικονομία την περίοδο εκείνη. Τα αποτελέσματα της παγκόσμιας χρηματοοικονομικής κρίσης είναι εμφανή τόσο στην «πραγματική οικονομία» όσο και στην «πλασματική» χρηματοπιστωτική σφαίρα. Όλοι οι μελετητές, λοιπόν, θα πρέπει να έχουν κατά νου, πως οι πρωτοφανείς συνθήκες που επικρατούσαν και συνεχίζουν να υφίστανται μέχρι και σήμερα στην ελληνική αγορά, αναμένεται να αφήσουν κατάλοιπα και πολλές φορές ανεξήγητες στα πλαίσια της επιστήμης συμπεριφορές.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7

ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ-ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η προσέγγιση του μεγέθους του κινδύνου που αναλαμβάνει ένας επενδυτής είναι ένα θέμα που απασχολεί τον επενδυτή ή το σύμβουλο επένδυσης από τον καιρό που λειτούργησαν τα πρώτα χρηματιστήρια (Βέλγιο, 1460). Για το σκοπό αυτό, αναπτύχθηκαν διάφορες θεωρίες αναφορικά με τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου. Μία από τις γνωστότερες και επικρατέστερες είναι εκείνη του Markowitz και του Sharpe που υποστηρίζουν πως η αξιολόγηση της επένδυσης στηρίζεται στην απόδοση που προσδοκάται και στον κίνδυνο που αναλαμβάνεται.

Το πρόβλημα της χαμηλής εμπορευσιμότητας ορισμένων μετοχών προκαλεί προβλήματα στην εφαρμογή της παραπάνω θεωρίας και στο σωστό υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου, αφού ο εκτιμώμενος συντελεστής είναι μεροληπτικός. Για την αντιμετώπιση του προβλήματος αυτού, ο Dimson πρότεινε ένα παρόμοιο μοντέλο εισάγοντας τον απαραίτητο αριθμό υστερήσεων και προηγήσεων.

Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι ο υπολογισμός του συστηματικού κινδύνου με την εφαρμογή των παραπάνω μεθόδων υπολογισμού του συστηματικού κινδύνου. Συλλέχθηκαν, λοιπόν, δεδομένα είκοσι μετοχών εκ των οποίων οι μισές είναι μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας και οι άλλες μισές μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας και εν συνεχεία, υπολογίστηκε ο συστηματικός κίνδυνος βάσει των τιμών ανοίγματος των με το Υπόδειγμα Αγοράς.

Ωστόσο, οι τιμές των συντελεστών βήτα για τις μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας παρατηρήθηκαν χαμηλότερες των αντιστοίχων τιμών για τις μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας. Για τον λόγο αυτό, εφαρμόστηκε η μεθοδολογία του Dimson με δύο υστερήσεις, σε μια προσπάθεια ερμηνείας του παράδοξου αυτού αποτελέσματος.

Τα συμπεράσματα της εφαρμογής των παραπάνω δύο θεωριών, που εξήχθησαν μέσω της ανάλυσης παλινδρόμησης είναι τα παρακάτω:

Υπόδειγμα Αγοράς

- Οι υποθέσεις κανονικότητας και ομοσκεδαστικότητας παραβιάζονται ανεξαρτήτου επιπέδου εμπορευσιμότητας των μετοχών, ενώ η υπόθεση της ανεξαρτησίας πληρείται, με το σύνολο των περιπτώσεων παραβίασης της να παρατηρείται για μετοχές με μικρό δείκτη εμπορευσιμότητας ή κατά τις περιόδους ύφεσης της οικονομικής δραστηριότητας.
- Η επιδείνωση της εικόνας της οικονομίας και η αύξηση της εμπορευσιμότητας συνδέονται με την εμφάνιση της ομοσκεδαστικότητας.
- Οι συντελεστές β των μετοχών υψηλής εμπορευσιμότητας εμφανίζονται μειωμένοι σε περιόδους ύφεσης. Αντιθέτως, για τις μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας οι περίοδοι ύφεσης παρουσιάζουν συγκεχυμένη εικόνα, με παρουσία ελαχίστων και μεγίστων συντελεστών. Παράδοξο αποτέλεσαν οι μικρότερες τιμές των συντελεστών μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας έναντι αυτών υψηλής εμπορευσιμότητας.

Υπόδειγμα Dimson

- Οι υποθέσεις της γραμμικής παλινδρόμησης εξακολουθούν να έχουν την ίδια εικόνα. Παραβίαση των υποθέσεων κανονικότητας και ομοσκεδαστικότητας, δεδομένου πως δεν υπήρξε μετασχηματισμός των δεδομένων και επιβεβαίωση της ανεξαρτησίας, με ελάχιστες περιπτώσεις παραβίασης από μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας.
- Δεν παρουσιάστηκαν κρούσματα παραβίασης της υπόθεσης της πολυσυγγραμμικότητας σε καμία από τις υποπεριόδους που μελετήθηκαν.
- Οι υψηλές τιμές των στατιστικών ελέγχου τόνισαν τόσο τη θετική σχέση μεταξύ ομοσκεδαστικότητας και εμπορευσιμότητας, όσο και την αρνητική μεταξύ ομοσκεδαστικότητας και ανάπτυξης της οικονομίας.
- Όσον αφορά τους συντελεστές β , παρότι επήλθε μείωση τους, η γενική εικόνα παρέμεινε ίδια. Για τις μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας οι τιμές του εμφανίστηκαν αυξημένες στις περιόδους ανάκαμψης, ενώ για τις μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας δεν υπήρξε κάποιο μοτίβο συμπεριφοράς. Το παράδοξο που παρατηρήθηκε προηγουμένως συνέχισε να υφίσταται, με πιθανή αιτία τις ειδικές συνθήκες που επικρατούσαν τη δεδομένη χρονική περίοδο για την ελληνική αγορά.

Εν κατακλείδι, η ανάλυση αυτή επιβεβαίωσε τα συμπεράσματα αντιστοίχων μελετών αναφορικά με τις υποθέσεις του γραμμικού μοντέλου. Η παραβίαση των υποθέσεων κανονικότητας και ομοσκεδαστικότητας παρατηρήθηκε σε όλες τις περιπτώσεις, ενώ η παραβίαση της ανεξαρτησίας εντοπίστηκε με την μείωση της εμπορευσιμότητας και την είσοδο της οικονομίας σε κατάσταση ύφεσης.

Αναδείχθηκε η σημαντικότητα του επιπέδου εμπορευσιμότητας και η προσοχή που πρέπει να δίνεται σ αυτό, για τη διενέργεια αναλύσεων και τη διεξαγωγή ασφαλών συμπερασμάτων. Παρατηρήθηκαν σημαντικές διαφορές στη συμπεριφορά των μετοχών, οι οποίες οφείλονταν στην εμπορευσιμότητα τους, όπως η αρνητική σχέση της με τον συστηματικό κίνδυνο. Η μελέτη επιβεβαίωσε την ειδική μεταχείριση που χρειάζονται οι μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας και τους λόγους για τους οποίους είναι σημαντική η εφαρμογή της μεθόδου Dimson. Η μέθοδος αυτή, αποδείχθηκε πως ερμηνεύει και προσαρμόζεται καλύτερα στις μετοχές, οι οποίες χαρακτηρίζονται από μικρό δείκτη εμπορευσιμότητας, σε σύγκριση με το κλασικό Υπόδειγμα Αγοράς.

Τέλος, η μελέτη αυτή ανέδειξε τον κυρίαρχο ρόλο που κατέχουν η ρευστότητα και η αβεβαιότητα στην οικονομία. Όσα υποδείγματα και αν αναπτυχθούν, όσες βελτιώσεις και αν γίνουν, οι επενδυτές δε θα είναι σε θέση πάντα να προβλέψουν και να εξηγήσουν την πορεία και τη συμπεριφορά, όχι μόνο του συνόλου της οικονομίας, αλλά ούτε και των μεμονωμένων μετοχών. Υπάρχουν πολλοί παράγοντες, οι οποίοι επηρεάζουν άμεσα και έμμεσα τις αγορές. Κυρίαρχος παράγοντας αυτή την περίοδο για το ΧΑΑ είναι η πρόσφατη παγκόσμια οικονομική κρίση, της οποίας η επίδραση είναι εμφανής στη μελέτη αυτή. Όλοι οι μελετητές, λοιπόν, θα πρέπει να έχουν κατά νου, πως οι πρωτοφανείς συνθήκες που επικρατούσαν και συνεχίζουν να υφίστανται μέχρι και σήμερα στην ελληνική αγορά, αναμένεται να αφήσουν κατάλοιπα και πολλές φορές ανεξήγητες στα πλαίσια της επιστήμης συμπεριφορές.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Abdurrahman, A.B., 1998. Volatility Modelling in Finance. In J. Knight & S. Satchell, eds. *Forecasting Volatility in the Financial Markets*. Butterworth Heinemann. Ch. 1. pp.1-46.
- Akgiray, V., 1989. Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns. *Bussines*, pp.55-80.
- Alan, O.S., 1993. *The University of Chicago: The Law School*. [Online] The University of Chicago Available at: <http://www.law.uchicago.edu/files/files/20.Sykes.Reggression.pdf> [Accessed 16 September 2014].
- Alexander, J.G. & Chervany, L.N., 1980. On the Estimation and Stability of Beta. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.
- Alford, A.W. & Boatman, J.R., 1995. Predicting Long-Term Stock Return Volatility: Implications for Accounting and Valuation of Equity Derivatives. *Acc. Rev*, pp.599-618.
- Andersen, T.G. & Bollerslev, T., 1998. Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts. *Int. Econ. Rev*, pp.885-905.
- Andersen, T.G., Bollerslev, T. & Lange, S., 1999. Forecasting Financial Market Volatility: Sample Frequency vis-à-vis Forecast Horizon. *Empirical Finance*, pp.457-77.
- Baesel, J., 1974. On the Assessment of Risk: Some Further Considerations. *Journal of Finance*, pp.1491-94.
- Bakshi, G.S., Kapadia, N. & Madan, D., 2003. Stock Return Characteristics, Skew Laws, and the Differential Pricing of Individual Equity Options. *Review of Financial Studies*, 28 Nov. pp.101-43.
- Balli, T.G., 2000. Testing the Empirical Performance of Stochastic Volatility Models of the Short-Term Interest Rate. *Financial Quantitative Analysis*, pp.191-215.
- Ballie, R.T., Bollerslev, T. & Mikkelsen, H.O., 1996. Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Econometrics*, pp.3-30.

- Beckers, S., 1981. Standard Deviations Implied in Option Prices as Predictors of Futures Stock Price Volatility. *Journal of Banking and Finance*, pp.363-82.
- Belkaoui, A., 1977. Canadian Evidence of Heteroscedasticity in the Market Model. Sept. pp.1320-24.
- Bera, A.K. & Higgins, M.L., 1993. ARCH Models: Properties, Estimation and Testing. *Journal of Economic Surveys*, pp.306-65.
- Bera, A.K. & Jarque, C.M., 1982. Model Specification Tests: A Simultaneous Approach. *Journal of Econometrics*, pp.59-82.
- Berry, W.D. & Feldman, S., 1985. Multiple Regression in Practice. *Sage university Paper Series in Quantitative Applications in the Social Sciences*, pp.7-50.
- Bevan, B., Poon, S.-H. & Taylor, S.J., 2001. Forecasting S&P100 Volatility: The Incremental Information Content of Implied Volatilities and High Frequency Index Returns. *Econometrics*, pp.5-26.
- Bey, R.P. & Pinches, G.E., 1980. Additional Evidence of Heteroscedasticity in the Market Model. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Jun. pp.299-322.
- Black, F., 1972. Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *Journal of Business*, pp.444-54.
- Black, F. & Scholes, M., 1973. The Pricing of Option and Corporate Liabilities. *Political Economics*, May/June. pp.637-54.
- Blair, B., Poon, S.H. & Taylor, S.J., 2001. Forecasting S&P100 Volatility: The Incremental Information Content of Implied Volatilities and High Frequency Index Returns. *Journal of Economics*, pp.5-26.
- Bluhm, H.H.W. & Yu, J., 2000. *Forecasting Volatility: Evidence from th German Stock MArket*. Working Paper. Auckland University.
- Blume, M., 1971. On The Assessment of Risk. *The Journal Of Finance*, March. pp.1-10.
- Blume, M., 1975. Betas and Their Regression Tendencies. *Journal of Finance*, June. pp.785-95.
- Bollerslev, T., 1986. Generalized Autiregressive Conditional Heteroscedasticity. *Econometrics*, pp.307-28.
- Bollerslev, T., Chou, R.Y. & Kroner, K.P., 1992. ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence. *Econometrics*, pp.5-59.

- Bollerslev, T., Engle, R.F. & Nelson, D.B., 1994. ARCH Models. In R.F. Engle & D.L. McFadden, eds. *Handbook of Econometrics*. 4th ed. Amsterdam: North-Holland. pp.2959-3038.
- Bollerslev, T. & Mikkelsen, H.O., 1996. Models and Pricing Long Memory in Stock Market Volatility. *Econometrics*, pp.151-84.
- Boudoukh, J., Richardson, M. & Whitelaw, R.F., 1997. Investigation of a Class of Volatility Estimators. *Derivatives*, pp.63-71.
- Brailsford, T.J. & Faff, R.W., 1996. An Evaluation of Volatility Forecasting Techniques. *Banking Finance*, pp.419-38.
- Brealey, R.A., Myers, S.C. & Allen, F., 2008. *Principles of Corporate Finance International Edition*. 9th ed. New York: McGraw-Hill.
- Breusch, T.S., 1978. Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, pp.334-55.
- Brooks, C., 1998. Predicting Stock Market Volatility: Can Market Volume Help? *Forecasting*, pp.59-80.
- Brown, R.G., 1963. *Smoothing Forecasting and Prediction of Discrete Time Series*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Brown, S.J., 1977. Heteroscedasticity in the Market Model: A Comment. *The Journal of Business*, Jan.
- Brown, R.G., 1990. Estimating Volatility. In S. Figlewski, W. Silber & M. Subrahmanyam, eds. *Financial Options: From Theory to Practice*. Chicago: Irwin.
- Brown, S., 1990. Estimating Volatility. In S. Figlewski, W.L. Silber & M.G. Subrahmanyam, eds. *Financial Options: From Theory to Practice*. Chicago: Irwin.
- Canina, L. & Figlewski, S., 1993. The Informational Content of Implied Volatility. *Review of Financial Studies*, pp.659-81.
- Cao, C.Q. & Tsay, R.S., 1992. Nonlinear Time-Series Analysis of Stock Volatilities. *Applied Econometrics*, pp.165-85.
- Chatfield, C., 1978. The Holt-Winters Forecasting Procedure. *Applied Statistics*, pp.264-79.

- Chiras, D. & Manaster, S., 1978. The Information Content of Option Prices and a Test of Market Efficiency. *Journal of Financial Economics*, pp.213-34.
- Christensen, B.J. & Prabhala, N.R., 1998. The Relation Between Implied and Realized Volatility. *Journal of Financial Economics*, pp.125-50.
- Christodoulakis, G.A. & Satchell, S.E., 1998. Hashing ARCH: A Re-Asseement of Volatility Forecast and Performance. In J. Knight & S. Satchell, eds. *Forecasting Volatility in the Financial Markets*. Ch. 6. pp.168-92.
- Cochrane, D. & Orcutt, G.H., 1949. Application of Least Squares Regressions to Relationships Containing Aytocorrelated Error Terms. *Journal of the American Statistical Association*, pp.32-61.
- Cohen, P. & Cohen, J., 1983. *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates Inc.
- Cumby, R., Figlewski, S. & Hasbrouck, J., 1993. Forecating Volatilities and Correlations with EGARCH Models. *Derivatives*, pp.51-63.
- Daily Rosetta, 2012. *Daily Rosetta*. [Online] Available at: <http://www.dailyrosetta.com/avoid-making-bad-property-investment-choices-invest-the-right-way-today/21631.html> [Accessed 23 March 2014].
- Damodaran, A., 1998. *Estimating Risk Parameters*. New York: Stern School of Business.
- Davidian, M. & Raymond, C.J., 1987. Variance Function Estimation. *American Statistic Association*, pp.1079–91.
- Day, T.E. & Lewis, C.M., 1992. Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Options. *Econometrics*, pp.267-87.
- Diakogiannis, P.G., 1994. *Financial Management: A Modeling Approach Using Spreadsheets*. 1st ed. UK: McGraw-Hill.
- Diebold, F.X., Hickman, A., Inoue, A. & Schuermann, T., 1998. Scale Models. *RISK Magazine* 11, pp.104-07.
- Diebold, F.X. & Lopez, J.A., 1995. Modeling Volatility Dynamics. In K. Hoover, ed. *Macroeconomics: Developments, Tensions and Prospects*. Kluwer, Dordrecht. pp.427-66.

- Dimson, E., 1979. Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading. *Journal of Financial Economics*, pp.197-226.
- Dimson, E. & Marsh, P., 1990. Volatility Forecasting without Data-Snooping. *Banking Finance*, pp.399-421.
- Ding, Z., Granger, C.W.J. & Engle, R.F., 1993. A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model. *Empirical Finance*, pp.83-106.
- Drost, F. & Nijman, T.E., 1993. Temporal Aggregation of GARCH Process. *Econometrica*, pp.909-27.
- Dumas, B., 1994. A Test of the International CAPM Using Business Cycles Indicators as Instrumental Variables. In J.A. Frankel, ed. *The International of Equity Markets*. Chicago: University of Chicago Press.
- Dunis, C.L., Laws, J. & Chauvin, S., 2000. *The Use of Market Data and Model Combination to Improve Forecast Accuracy*. Working Paper. Liverpool Business School.
- Durbin, J., 1970. Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression When Some of the Regressions Are Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, pp.410-21.
- Durbin, J. & Watson, G.S., 1950. Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. *Biometrika*, pp.159-78.
- Ederington, L.H. & Guan, W., 1999. *The Information Frown in Option Prices*. Working Paper. U. Oklahoma.
- Ederington, L.H. & Wei, G., 2000. *Forecasting Volatility*. Working Paper. Oklahoma.
- Elton, E.J., Gruber, M.J. & Urich, 1978. Are Betas Best? *Journal of Finance*, December. pp.1375-84.
- Emanuel, D.M., 1980. The Market Model in New Zealand. *Journal of Business Finance and Accounting*, pp.591-601.
- Engle, R.F., 1982. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, pp.987-1007.
- Engle, R.F., 1993. Statistical Models for Financial Volatility. *Financial Analysts*, pp.72-78.

- Engle, R.F. & Bollerslev, T., 1986. Modeling the Persistence of Conditional Variances. *Econometric*, pp.1-50.
- Engle, R.F., Lilien, D.M. & Robins, R.P., 1987. Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model. *Econometrica*, Mar. pp.391-407.
- Erb, C., Harvey, C. & Viskanta, T., 1994. Forecasting International Correlation. *Fianncial Analyst Journal*, Nov/Dec. pp.32-45.
- Fama, E.F., 1965. The Behavior of Stock-Market Prices. *Journal of Business*, pp.34-105.
- Ferreira, M.A., 1999. *Forecasting Interest Rate Volatility from the Information in Historical Data*. Working Paper, Dept. Finance. U. Wisconsin-Madison.
- Figlewski, S., 1997. Forecasting Volatility. *Finan. Markets, Inst. Instruments*, 6(1), pp.1-88.
- Figlewski, S. & Green, C.T., 1999. Market Risk and Model Risk for a Financial Institution Writing Oprions. *Finance*, pp.1465-999.
- Fleming, J., 1998. The Quality of Market Volatility Forecasts Implied by S&P100 Index Option Prices. *Journal of Empirical Finance*, pp.317-45.
- Fleming, J., Ostdiek, B. & Whaley, R.E., 1995. Predicting Stock Market Volatility: A New Measure. *Journal of Futures Market*, pp.265-302.
- Franses, P.H. & Dijk, D.V., 1996. Forecasting Stock Market Volatilitz Using (Non-Linear) GARCH Models. *Forecast*, pp.229-35.
- Fung, W.K.H. & Hsieh, D.A., 1991. *Empirical Analysis of Implied Volatility: Stocks, Bonds and Currencies*. work. paper, dept. finance. Fuqua School of Business.
- Fung, W.K.H., Lie, C.J. & Moreno, A., 1990. The Forecasting Performance of the Implied Stadard Deviation in Currency Options. *Managerial Finance*, pp.24-9.
- Gemmill, G., 1986. The Forecasting Performance of Stock Options on the London Traded Options Markets. *Journal of Business Finance and Accounting*, pp.535-46.
- Gencay, R., Selcuk, F. & Whitcher, B., 2003. Systematic risk and timescales. *QUANTITATIVE FINANCE*, March. pp.108-16.

- Glejser, H., 1969. A New Test for Homoscedasticity. *Journal of the American Statistical Association*, pp.316-23.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. & Runkle, D.E., 1993. On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, Dec. pp.1779-801.
- Godfrey, L.G., 1978. Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations When the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, pp.1303-10.
- Goldfeld, s. & Quandt, R., 1965. Some Tests for Heteroscedasticity. *Journal of the American Statistical Association*, pp.539-47.
- Gonedes, N., 1973. Evidence on the Information Content of Accounting Numbers: Accounting-based and Market-based Estimates of Systematic Risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp.407-43.
- Gooding, A.E. & O'Malley, T.P., 1977. Market Phase and the Stationary of Beta. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, December. pp.833-38.
- Granger, C.W.J., Ding, Z. & Spear, S., 2000. *Stylized Facts on the Temporal and Distributional Properties of Absolute Returns: An Update*. working paper. UC-San Diego.
- Granger, C.W.J. & Newbold, P., 1986. *Forecasting Economic Time Series*. New York: Academic Press, 8.
- Granito, D.B., 1994. Global Diversification Has Its Downside and May Not Be the Strongest Safety Net. *Wall Street Journal*, 14 April.
- Guo, D., 1996a. The Predictive Power of Implied Stochastic Variance from Currency Options. *Journal of Future Markets*, pp.915-42.
- Guo, D., 1996b. The Information Content of Implied Stochastic Volatility from Currency Options. *Canadian Journal of Economics*, pp.559-61.
- Hagerman, R.L., 1978. More Evidence on the Distribution of Security Returns. *Journal of Finance*, pp.1213-21.
- Handa, P., Kothari, S.P. & Wasley, C., 1989. The Relation Between the Return Interval and the Betas: Implications for the Size Effect. *Journal of Financial Economics*, pp.79-100.

- Hawawini, G., Michel, P. & Corhay, A., 1985. New Evidence on Beta Stationary and Forecast for Belgian Common Stocks. *Journal of Banking and Finance*, December. pp.553-60.
- Heynen, R.C., 1995. *Essays in Derivatives Pricing Theory*. Amsterdam: Thesis Publishers.
- Heynen, R.C. & Kat, H.M., 1994. Volatility Prediction: A Comparison of Stochastic Volatility, GARCH(1,1) and EGARCH(1,1) Models. *Derivatives*, pp.50-65.
- Hol, E. & Koopman, S.J., 2002. *Forecasting the Variability of Stock Index Returns with Stochastic Volatility Models and Implied Volatility*. Wornik Paper. Amsterdam: Free University.
- Holt, C.C., 1957. *Forecasting Seasonal and Trends by Exponentially Weighted Moving Averages*. Office of Naval Research, Research Memorandum No.52.
- Hsu, D.A., Miller, R.B. & Wichern, D.W., 1987. On the Stable Paretian Behavior of Stock-Market Prices. *Journal of the American Statistical Association*, pp.281-300.
- Hull, J. & White, A., 1987. The Pricing of Options on Assets with Stochastic Volatilities. *Journal of Finance*, pp.281-300.
- Jorion, P., 1996. Risk and Turnover in the Foreign Exchange Market. In J.A. Frankel, G. Galli & A. Giovannini, eds. *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Karathanassis, G. & Patsos, C., 1993. Evidence of Heteroscedasticity and Mis-Specification Issues in the Market Model: Results from the Athens Stock Exchange. *Applied Economics*, pp.1423-38.
- Karathanassis, G. & Philippas, N., 1993. Heteroscedasticity in the Market Model: Some Evidence from the Athens Stock Exchange. *Managerial Decision Economics*, Nov/Dec. pp.563-7.
- Kim, D. & Kon, S.J., 1994. Alternative Models for the Conditional Heteroscedasticity of Stock Returns. *Journal of Business*, pp.563-98.
- Klein, L.R., 1962. *An Introduction to Econometrics*. New Jersey: Prentice - Hall, Inc.
- Kleinbaum, D.G., Kupper, L., Nizam, A. & Muller, K.E., 2013. *Applied Regression Analysis and Other Multivariate Methods*. 4th ed.
- Klemkosky, R.C. & Martin, J.D., 1975. The Adjustment of Beta Forecasts. *Journal of Finance*, September. pp.1123 - 1128.

- Kroner, K.F., 1996. Creating and Using Voatility Forecast. *Derivatives Quart.*, pp.39-53.
- Lamoureux, C. & Lastrapes, W., 1993. Forecasting Stock-Return Variance: Toward an Understanding of Stochastic Implied Volatilities. *Review of Financial Studies*, pp.293-326.
- Latane, H. & Rendleman, R.J., 1976. Standard Deviations of Stock Price Ratios Implied in Option Prices. *Journal of Finance*, pp.369-81.
- Lau, A..H.-L., Lau, H.-S. & Wingender, J.R., 1990. The Distribution of Stock Returns: New Evidence Against the Stable Model. *Journal of Business & Economic Statistics*, pp.217-23.
- Lee, K.Y., 1991. Are the GARCH Models Best in Out-Of-Sample Performance. *Economic Letters*, pp.305-08.
- Li, K., 2002. Long-Memory Versus Option-Implied Volatility Prediction. *Journal of Derivatives*, pp.9-25.
- Lintner, J., 1965. The Evaluation of Risk Asstes and the Selection of Riskz Investments in Stock Portfolios and Capitla Budgets. *Review of Economics and Statistics*, pp.13-37.
- Longin, F. & Solnik, B., 1995. Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990. *Journal of International Money and Finance*, May. pp.703-8.
- Lopez, J.A., 2001. Evaluating the Predictive Accurace of Volatility Models. *Forecast*, pp.87-109.
- Luoma, M., Martikainen, T. & Perttunen, J., 1996. A Pseudo Criterion for Security Betas in the Finnish Stock Market. *Applied Economics*, January. pp.65-69.
- Mandelbrot, B., 1963. The Variationof Certain Speculative Prices. *Journal of Business*, pp.394-419.
- Markowitz, H.M., 1952. Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, March. pp.77-91.
- Markowitz, H.H., 1959. *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. 1st ed. New York: John Wiley & Sons Inc.
- Martens, M. & Zein, J., 2004. Predicting Financial Volatility: High-Frequency Timeseries Forecasts vis-a-vis Implied Volatility. *Journal of Futures Markets*, pp.1005-28.
- McKenzie, M.D., 1999. Power Transformation and Forecasting the Magnitude of Exchange Rate Changes. *Int. J. Forecast*, pp.49-55.

- McMillan, D., Speight, A.H. & Gwilym, O., 2000. Forecasting UK Stock Market Volatility. *Applied Economics*, pp.435-48.
- Mossin, J., 1966. Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, pp.768-83.
- Murray, L., 1995. An Examination of Beta Estimation Using Daily Irish Data. *Journal of Business Finance and Accounting*, pp.893-906.
- Nelson, D.B., 1991. Conditional Geteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, pp.347-70.
- Northwestern University, 2014. *Assumptions Underlying Regression Analysis*. [Online] Available at: http://www.kellogg.northwestern.edu/faculty/weber/emp/session_2/regression_assumptions.htm [Accessed 14 September 2014].
- Osborne, J.W. & Waters, E., 2002. Four Assumptions Of Multiple Regression That Researchers Should Always Test. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 8(2), pp.1-5.
- Pagan, A.R. & Schwert, W.G., 1990. Alternative Models for Conditional Stock Volatility. *Econometrics*, pp.267-90.
- Pedhazur, E.J., 1997. *Multiple Regression in Behavioral Research*. 3rd ed. Orlando: Harcourt Brace.
- Perry, P.R., 1982. The Time-Variance Relationship of Security Returns: Implications for the Return-Generating Stochastic Process. *J. Finance* 37, pp.857-70.
- Poon, S.H., 2005. *A Practical Guide to Forecasting Financial Market Volatility*. John Wiley & Sons Ltd.
- Poon, S.-H. & Granger, C.W.J., 2003. Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review. *Journal of Economic Literature*, 42(2), pp.478–539.
- Praetz, P.D., 1969. Australian Share Prices and the Random Walk Hypothesis. *Australian Journal of Statistics*, Nov. pp.123-39.
- Quantitative Solutions, LLC, 2012. *Modern Portfolio Theory / Quantitative Solutions, LLC*. [Online] Available at: <http://quantitativesolutionsllc.com/the-science-behind-it/modern-portfolio-theory/> [Accessed 20 March 2014].
- Ragnar, F., 1934. *Statistical Coinfluence Analysis by Means of Complete Regression Systems*. Institute of Economics, Oslo University.

- Ross, S., 1976. The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, pp.341-60.
- Schmalensee, R. & Trippi, R.R., 1978. Common Stock Volatility Expectations Implied by Option Premia. *Journal of Finance*, pp.129-47.
- Scholes, M. & Williams, J., 1977. Estimating Betas from Nonsynchronous Data. *Journal of Financial Economics*, pp.309-27.
- Scott, E. & Tucker, A.L., 1989. Predicting Currency Return Volatility. *Journal of Banking and Finance*, pp.839-51.
- Sharpe, W.F., 1963. A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, pp.277-93.
- Sharpe, W.F., 1964. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, pp.425-42.
- Sharpe, W. & Cooper, G., 1972. Risk-Return Classes of New York Stock Exchange Common Stocks. *Financial Analysis Journal*, pp.1931-67.
- Sill, K.D., 1993. Predicting Stock-Market Volatility. *Fed. Reserve Bank Philadelphia*, pp.15-27.
- Solnik, B., 1996. *International Investments*. 3rd ed. Addison-Wesley.
- Szakmary, A., Ors, E., Kim, J.K. & Davidson, W.D., 2002. *The Predictive Power of Implied Volatility: Evidence from 35 Futures Markets*. Working Paper. Southern Illinois University.
- Taylor, S.J., 1986. *Modeling Financial Time Series*. Wiley.
- Taylor, S.J., 1987. Forecasting Volatility of Currency Exchange Rates. *Int. J. Forecast*, (3), pp.159-70.
- Taylor, J.W., 2001. *Volatility Forecasting with Smooth Transition Exponential Smoothing*. working paper. Oxford U.
- Taylor, S.J. & Xu, G.X., 1997. The Incremental Volatility Information in One Million Foreign Exchange Quotations. *Journal of Empirical Finance*, pp.317-40.
- Treynor, J.L., 1962. Toward a Theory of Market Value of Risky Assets. In R.A. Korajczyk, ed. *Asset Pricing and Portfolio Performance: Models, Strategy and Performance Metrics*. London: Risk Books. pp.15-22.
- Tse, Y.K., 1991. Stock Return Volatility in the Tokyo Stock Exchange. *Japan World Econ.*, pp.285-98.

- Tse, Y.K. & Tung, S.H., 1992. Forecasting Volatility in the Singapore Stock Market. *Asian Pasific Journal Management*, pp.1-13.
- Vasicek, O., 1973. A Note on Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas. *Journal of Finance*, December. pp.1233-39.
- Vasilellis, G.A. & Meade, N., 1996. Forecasting Volatility for Portfolio Selection. *Journal of Business Finance and Accounting*, pp.125-43.
- Walsh, D.M. & Tsou, G.Y.-G., 1998. Forecasting Index Volatility: Sampling Integral and Non-Trading Effects. *Applied Financial Economics*, pp.477-85.
- Wei, S.J. & Frankel, J.A., 1991. *Are Option-Implied Forecasts of Exchange Rate Volatility Excessively Variable?* NBER Working Paper No.3910.
- West, K.D. & Cho, D., 1995. The Predictive Ability of Several Models of Exchange Rate Volatility. *Econometrics*, pp.367-91.
- Whittle, P., 1954. Hypothesis Testing in Time Series Analysis. *Journal of the American Statistical Association*, March. pp.197-200.
- Winters, P.R., 1960. Forecasting Sales by Exponentially Weighted Moving Averages. *Management Science*, pp.324-42.
- Yu, J., 2002. Forecasting Volatility in the New Zealand Stock Market. *Applied Financial Economics*, pp.193-202.
- Αγιακλόγλου, Χ.Ν. & Μπένος, Θ.Ε., 2002. *Εισαγωγή στην Οικονομετρική Ανάλυση, Τόμος Β'*. 2nd ed. Αθήνα: Μπένου.
- Αντζουλάτος, Α.Α., 2011. *Κυβερνήσεις Χρηματαγορές και Μακροοικονομία*. 1st ed. Αθήνα: Εκδόσεις Διπλογραφία.
- Γαβριλάκης, Ν., 2004. *Χρηματιστήριο Αξιών και Παραγώγων σημειώσεις παραδόσεων*. ΤΕΙ Κρήτης, Ηράκλειο.
- Γκλεζάκος, Μ., 2014. *Διαχείριση Χαρτ/κιου Επενδύσεων, Συνοπτικές Σημειώσεις Μαθήματος*. Πανεπιστήμιο Πειραιώς, Πειραιάς.

Διακογιάννης, Γ.Π., 2009. *Σημειώσεις μαθήματος Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Πανεπιστήμιο Πειραιώς, Πειραιάς.

Ε.Χ.Α.Ε., 2013. *Πληροφοριακό Σημείωμα*. [Online] Αθήνα Available at:

<http://www.ase.gr/content/gr/companies/listedco/prospectus/infopress/20131219%20%20Information%20document%20ATHEX%20HELEX%20GR%20B.pdf> [Accessed 12 Νοεμβρίου 2014].

Ευρετήριο Οικονομικών Όρων, 2010. *Ομόλογο / Ομολογία (bond)*. [Online] Available at:

<http://www.euretirio.com/2010/07/omologo-omologia.html> [Accessed 10 March 2014].

Ζώτος, Μ., Παπαϊωάννου, Γ., Σιωμόπουλος, Ν. & Φραντζής, Ν., 1998. *Τα ομόλογα σταθερού επιτοκίου - σχετικά άρθρα - Το Βήμα Online*. [Online] Available at:

<http://www.tovima.gr/relatedarticles/article/?aid=105585> [Accessed 10 March 2014].

Ζώτος, Μ., Σιωμόπουλος, Ν. & Φραντζής, Ν., 1998. *Το 1876 ιδρύθηκε το ΧΑΑ - σχετικά άρθρα - Το Βήμα Online*. [Online] Available at: <http://www.tovima.gr/relatedarticles/article/?aid=105307>

[Accessed 16 March 2014].

Θωμαδάκης, Β.Σ. & Ξανθάκης, Δ.Μ., 2006. *Αγορές Χρήματος και Κεφαλαίου*. 1st ed. Αθήνα: Εκδόσεις Αθ. Σταμούλης.

Κοντός, Γ., 2010. *Λογιστική Τραπεζών και Εταιριών Leasing & Factoring*. 2nd ed. Αθήνα:

Διπλογραφία.

Κούτρας, Μ. & Ευαγγελάρας, Χ., 2010. *Ανάλυση Παλινδρόμησης: Θεωρία και Εφαρμογές*. 1st ed.

Πειραιάς: Σταμούλης.

Μαλινδρέτου, Β., 1998. *Χρηματοοικονομική Ανάλυση - Χρηματιστήριο*. 1st ed. Αθήνα: Παπαζήσης.

Μαλινδρέτου, Β., 1999. *Χρηματοοικονομική Ανάλυση - Επενδύσεις*. 2nd ed. Αθήνα: Παπαζήσης.

Μαλινδρέτου, Β. & Μαλινδρέτος, Π., 2000. *Χρηματιστήριο*. 1st ed. Αθήνα: Παπαζήσης.

Μυλωνάς, Θ.Ν., 1999. *Ελληνικά Αμοιβαία Κεφάλαια. Θεωρία και Πρακτική*. 1st ed. Αθήνα:

Σάκκουλας Αντ. Ν.

Νούλας, Γ.Α., 2005. *Χρήμα και Τράπεζες*. 2nd ed. Θεσσαλονίκη.

Πορφύρης, Ν. & Ηλιάδης, Ι., 2004. *Εισαγωγή στην Αγορά Παραγώγων του Χρηματιστηρίου Αθηνών και στην Εταιρία Εκκαθάρισης Συναλλαγών Επί Παραγώγων*. Αθήνα: Αγορά Παραγώγων - Χ.Α.Α.Ε.

Σκιαδόπουλος, Γ., 2011. *Σημειώσεις Μαθήματος Χρηματοοικονομική Θεωρία*. Πανεπιστήμιο Πειραιώς, Πειραιάς.

Φίλιππας, Δ.Ν., 2009. *Επενδύσεις*. 1st ed. Αθήνα: Ν & Σ Μπατσιούλας.

Χολέβας, Γ., 1995. *Τραπεζικές Εργασίες*. Αθήνα: Interbooks.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ι

Μελέτες για την Πρόβλεψη της Χρηματιστηριακής Μεταβλητότητας

	Συγγραφέας/ Συγγραφείς	Χρηματιστηριακή Αγορά-Χρονική Περίοδος-Συχνότητα Δεδομένων	Μεθοδολογία/-ες (Ιεραρχημένες)- Περίοδος Πρόβλεψης	Αποτελέσματα- Παρατηρήσεις
1	Akgiray (1989)	CRSP VW & EW indices 1963-1986 Ημερήσια Στοιχεία	GARCH(1,1) ARCH(2) EWMA HISVOL (ιεραρχημένα) Πρόβλεψη για 20 μέρες μπροστά εκτιμήθηκαν από 4 ετών κυλιόμενα δεδομένα. Ημερήσιες αποδόσεις χρησιμοποιήθηκαν για την κατασκευή της πραγματικής μεταβλητότητας (έγινε προσαρμογή για αυτοσυσχέτιση)	Κριτήρια Αξιολόγησης: ME, RMSE, MAE, MAPE Το GARCH είναι το λιγότερο μεροληπτικό υπόδειγμα και είχε την καλύτερη προβλεπτική ικανότητα, ειδικά σε περιόδους υψηλής μεταβλητότητας και όταν οι αλλαγές στην μεταβλητότητα επιμένουν. Η ετεροσκεδαστικότητα είναι μικρότερη για δεδομένα χαμηλής συχνότητας και οι μηνιαίες αποδόσεις είναι προσεγγιστικά κανονικές
2	Alford & Boatman (1995)	6879 Stocks Listed in NYSE/ASE & NASDAQ 1966-1987 Εβδομαδιαία / Μηνιαία Στοιχεία	"Shrinkage" Forecast (HIS προσαρμοσμένο στις συγκρίσιμες εταιρίες) Median HIS <i>Implied_{American} All Call +Put</i> (WLS, 5 μεταβλητές του HJM μοντέλου) HIS (ιεραρχημένα) Πρόβλεψη για 5 έτη αρχής γενομένης 6 μήνες μετά το φορολογικό έτος της εταιρίας.	Κριτήρια Αξιολόγησης: MedE, MedAE. Για την πρόβλεψη της δετούς μηνιαίας μεταβλητότητας πρέπει να χρησιμοποιηθούν εβδομαδιαία ή μηνιαία δεδομένα 5 ετών. Προσαρμόζοντας την ιστορική πρόβλεψη χρησιμοποιώντας τη βιομηχανία και το μέγεθος που παράγουν καλύτερη πρόβλεψη.
3	Andersen & Bollerslev (1998)	DM/\$, ¥/\$ 1987-1993 Ημερήσια (5λεπτα) Στοιχεία	GARCH(1,1) Πρόβλεψη για 1 ημέρα μπροστά Χρήση 5λεπτων αποδόσεων για τον υπολογισμό της πραγματικής μεταβλητότητας	Το R^2 είναι το 5-10% χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και 50% για 5λεπτες αποδόσεις. Το R^2 αυξάνεται καθώς αυξάνεται η συχνότητα των παρατηρήσεων του δείγματος
4	Andersen, Bollerslev & Lange (1999)	DM/US\$ Reuters quotes 1986-1996 5λεπτα Στοιχεία	GARCH(1,1) σε 5λεπτο, 10λεπτο, ωριαίο, 8ωρο, ημερήσιο, 5ήμερο, 20ήμερο διάστημα.	Κριτήρια αξιολόγησης: RMSE, MAE, HRMSE, HMAE, LL Οι αποδόσεις υψηλών συχνοτήτων και

			<p>Αναφορικά με τα κριτήρια αξιολόγησης των προβλέψεων, τα HRMSE και HMAE είναι κατάλληλα προσαρμοσμένα για ετεροσκεδαστικότητα, ενώ LL είναι η λογαριθμική συνάρτηση απώλειας. Προβλέψεις για 1, 5, 20 ημέρες μπροστά Χρήση 5λεπτων αποδόσεων για την κατασκευή της πραγματικής μεταβλητότητας</p>	<p>υποδείγματα GARCH(1,1) υψηλών συχνοτήτων βελτιώνουν την ακρίβεια των προβλέψεων. Για δειγματικές συχνότητες μικρότερες της 1 ώρας τα θεωρητικά αποτελέσματα και η βελτίωση της πρόβλεψης «χαλάνε».</p>
5	Bali (2000)	3-,6-,12-μηνια T-Bill Επιτόκια 1954-1998 Εβδομαδιαία Στοιχεία	<p>NGARCH GJR TGARCH AGARCH QGARCH TSGARCH GARCH VGARCH Constant Vol.</p> <p>Πρόβλεψη για 1 εβδομάδα μπροστά. Γίνεται proxy της πραγματικής μεταβλητότητας με τη χρήση απόλυτης εβδομαδιαίας μεταβολής του επιτοκίου.</p>	<p>Το R^2 αυξάνει από 2% σε 60% όταν λαμβάνονται υπόψη οι ασυμμετρίες, το level effect και η μεταβαλλόμενη μεταβλητότητα.</p>
6	Bera & Higgins (1997)	Daily S&P500, Weekly \$/£, Monthly US Ind. Prod. SP:1988-1993 \$/£:1985-1991 Ind. Prod.: 1960-1993 Ημερήσια/ Εβδομαδιαία/ Μηνιαία Στοιχεία	<p>GARCH Bilinear Model (ιεραρχημένο)</p>	<p>Το cross sectional R^2 κυμαίνεται μεταξύ 27-72% σε μοντέλα και κύκλους λήξης. TISD: Ενιαία στοιχεία των συναλλαγών εντός της ημέρας που έχουν το υψηλότερο vega. Η υπεροχή της TISD έναντι της τεκμαρτής σε τιμές κλεισίματος options υποδηλώνει σημαντικό πρόβλημα στο bid-ask spread.</p>
7	Blair, Poon & Taylor (2001)	S&P100 (VIX) 1987-1999 Tick	<p>$Implied_{VXO}$ GJR HIS_{100}</p> <p>1, 5, 10, 20 ημέρες μπροστά εκτιμήθηκαν με την χρήση ενός κυλιόμενου δείγματος 1000 ημερών. Η ημερήσια πραγματική μεταβλητότητα υπολογίζεται από 5λεπτες αποδόσεις.</p>	<p>Το R^2 για 1 ημέρα μπροστά είναι 45% για το VXO και 50% για το συνδυαστικό υπόδειγμα. Χρησιμοποιώντας τετραγωνικές αποδόσεις μειώνεται το R^2 σε 36% τόσο για το VXO όσο και για το συνδυαστικό υπόδειγμα. Η τεκμαρτή μεταβλητότητα έχει τη δική της δομή ως προς την</p>

				επιμονή. Το GJR Δεν έχει σωρευτικό πληροφοριακό περιεχόμενο.
8	Bluhm & Yu (2000)	German DAX Stock Index and VDAX the DAX Volatility Index 1966-1999	$Implied_{VDAX}$ GARCH(-M) SV EWMA EGARCH GJR HIS Ημερήσια Στοιχεία	Κριτήρια Αξιολόγησης: MAPE, LINEX. Η ιεράρχηση των υποδειγμάτων ποικίλει σημαντικά, εξαρτώμενη από τον ορίζοντα πρόβλεψης και τα κριτήρια αξιολόγησης.
9	Boudoukh, Richardson & Whitelaw (1997)	3-months US T-Bill 1983-1992 Ημερήσια Στοιχεία	EWMA MDE GARCH(1,1) HIS Προβλέψεις 1 ημέρας μπροστά εκτιμήθηκαν από κυλιόμενη περίοδο πρόβλεψης 150 ημερών. Χρήση του μέσου των ημερήσιων τετραγωνικών αποδόσεων για την κατασκευή της πραγματικής μηνιαίας μεταβλητότητας.	Κριτήρια Αξιολόγησης: MSE, R^2 . Το MDE έχει το υψηλότερο R^2 , ενώ το EWMA έχει το μικρότερο MSE. MDE είναι η εκτίμηση της πολυπαραγοντικής τυκνότητας, όπου τα σταθμά της μεταβλητότητας εξαρτώνται από το επίπεδο του επιτοκίου και την έκταση των όρων. Τα EWMA και MDE έχουν συγκρίσιμη απόδοση και είναι καλύτερα των GARCH και HIS.
10	Brailsford & Faff (1996)	Australian Statex- Actuaries Accumulation Index for top 56 1974-1993 Ημερήσια Στοιχεία	GJR Regression HIS GARCH MA EWMA RW ES	Κριτήρια Αξιολόγησης: ME, MAE, RMSE, MAPE Και ένα σύνολο από μη συμμετρικές συναρτήσεις απώλειας. Αν και οι διαφορές μεταξύ των υποδειγμάτων ως προς την προβλεπτική ικανότητα δεν είναι μεγάλες, ορισμένα μοντέλα υπερτερούν έναντι άλλων. Συγκεκριμένα, $MA_{12} >$ MA_5 και $Reg. > MA >$ $EWMA > ES$. Το GJR είναι το μόνο μοντέλο που πάντοτε υποεκτιμά των μεταβλητότητα.
11	Brooks (1998)	DJ Composite 1978-1988 Ημερήσια Στοιχεία	RW HIS MA ES EWMA AR GARCH EGARCH GJR Neural Network	Κριτήρια αξιολόγησης: MSE, MAE, ποσοστό υπερεκτίμησης. Το R^2 είναι περίπου στο 4%, ενώ αυξάνει σε 24% για δεδομένα πριν του κραχ. Παρόμοια αποτελέσματα μεταξύ των υποδειγμάτων ειδικά αν εξαιρεθεί το κραχ του '87.

			1 ημέρας μπροστά τετραγωνικές αποδόσεις εκτιμήθηκαν από 2000 κυλιόμενες παρατηρήσεις.	Εξαρτημένα υποδείγματα, όπως τα GARCH και Neural Network δεν υπερτερούν. Ο όγκος δεν συνεισέφερε στην πρόβλεψη της μεταβλητότητας.
12	Canina & Figlewski (1993)	S&P100 (OEX) 1983-1987 Ημερήσια Στοιχεία	$HIS_{60 \text{ calendar days}}$ $Implied_{\text{Binomial Call}}$ Προβλέψεις 7-127 ημερολογιακών ημερών, ανάλογα με το maturity του δικαιώματος. Επικαλυπτόμενες προβλέψεις. Proxy της πραγματικής μεταβλητότητας μέσω δειγματικής τυπικής απόκλισης ημερήσιων αποδόσεων.	Το R^2 του συνδυαστικού υποδείγματος είναι 17% με μικρή συνεισφορά από το $Implied$. Όλα τα $\alpha_{Implied} > 0$, $\beta_{Implied} < 1$ με σημαντικά τυπικά σφάλματα
13	Cao & Tsay (1992)	Excess Returns for S&P, VW EW Indices 1928-1989 Ημερήσια Στοιχεία	TAR EGARCH(1,0) ARMA(1,1) GARCH(1,1) Προβλέψεις για 1-30 μήνες. Η περίοδος που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση κυμαίνεται σε 684-743 μήνες. Ημερήσιες αποδόσεις χρησιμοποιούνται για την κατασκευή της πραγματικής μεταβλητότητας.	Κριτήρια αξιολόγησης: MSE, MAE. Το TAR κάνει άριστες προβλέψεις για μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Το EGARCH κάνει άριστες μακροπρόθεσμου ορίζοντα προβλέψεις για μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης (πιθανό αίτιο αυτού η μόχλευση). Η διαφορά στα MAE μπορεί να αγγίξει το 38%.
14	Chiras & Manaster (1978)	All Stock Options form CBOE 1973-1975 Μηνιαία Στοιχεία	$Implied$ (weighted by price elasticity) $HIS_{20 \text{ mont hs}}$ Προβλέψεις για 20 μήνες μπροστά. Γίνεται proxy της πραγματικής μεταβλητότητας μέσω της τυπικής απόκλισης 20 μηνιαίων αποδόσεων.	Το R^2 των διαστρωματικών δεδομένων κυμαίνεται μεταξύ 13-50% κατά τη διάρκεια 23 μηνών. Το HIS προσθέτει 0-15% στο R^2 . Η μέθοδος $Implied$ υπερίσχυσε της HIS , ιδιαίτερα κατά τους τελευταίους 14 μήνες. Οι επιδόσεις του $Implied$ βελτιώθηκαν μετά τις προσαρμογές για μέρισμα και τις αποδείξεις για λανθασμένη τιμολόγηση (ενδεχομένως εξαιτίας της χρήσης ευρωπαϊκού υποδείγματος τιμολόγησης σε αμερικανικού τύπου δικαιώματα.
15	Christensen &	S&P100 (OEX) Monthly	$Implied_{BS \text{ ATM } 1-\text{mont } h \text{ Call}}$	Το R^2 του log var εἶναι

	Prabhala (1998)	Expiry Cycle 1983-1995 Μηνιαία Στοιχεία	$HIS_{18\ days}$ Προβλέψεις για 1 βδομάδα μπροστά. Η περίοδος που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση κυμαίνεται σε 299-689 εβδομάδες.	39% για το Implied, 32% για το HIS και 41% για το συνδυαστικό υπόδειγμα. $\alpha < 0$ (εξαιτίας του log), $\beta < 1$ με σημαντικά τυπικά σφάλματα. Το Implied είναι πιο μεροληπτικό πριν από το κραχ. Χωρίς προσαρμογές για μέρισμα και early exercise. Το Implied υπερέχει του HIS. Το HIS δεν παρέχει επιπρόσθετη πληροφορία στην ανάλυση των υποπεριόδων.
16	Cumby, Figlewski & Hasbrouck (1993)	¥/\$, Stocks (¥,\$), Bonds (¥,\$) 1977-1990 Εβδομαδιαία Στοιχεία	EGARCH HIS Πρόβλεψη 1 εβδομάδα μπροστά με περίοδο εκτίμησης 299-689 εβδομάδων.	Το R^2 κυμαίνεται μεταξύ 0,3-10,6%. Το EGARCH είναι καλύτερο απ το απλό στην πρόβλεψη της μεταβλητότητας παρόλο που το R^2 είναι χαμηλό. Η πρόβλεψη της συσχέτισης είναι λιγότερο επιτυχής.
17	Day & Lewis (1992)	S&P100 (OEX) Option, Reconstructed S&P100 1976-7989 Εβδομαδιαία Στοιχεία	$Implied_{BS\ Call}$ $HIS_{1\ week}$ GARCH EGARCH 1 εβδομάδα μπροστά εκτιμάται από ένα κυλιόμενο δείγμα 410 παρατηρήσεων. Γίνεται proxy της πραγματικής εβδομαδιαίας μεταβλητότητας μέσω της δειγματικής διακύμανσης των αποδόσεων.	Τα R^2 της παλινδρόμησης της διακύμανσης είναι 2,6% για το Implied και 3,8% για το συνδυαστικό υπόδειγμα. Η επιπρόσθετη συνεισφορά όλων των μεθοδολογιών είναι οριακή. Η $H_0: \alpha_{Implied} = 0, \beta_{Implied} = 1$ δεν μπορεί να απορριφθεί με σημαντικά τυπικά σφάλματα. Η περίπτωση του early exercise παραλείπεται. Η επίδραση του κραχ του '87 δεν είναι σαφής. Όταν χρησιμοποιήθηκαν εβδομαδιαίες αποδόσεις για να γίνει το proxy της πραγματικής μεταβλητότητας, το R^2 αυξήθηκε και έγινε μέγιστο για το HIS, αντίθετα με το αναμενόμενο (9% με αντίστοιχη τιμή 3,7% για το Implied).
18	Dimson & Marsh (1990)	K FT All Share 1055-1989 3μηνιαία Στοιχεία	ES Regression RW HA MA Προβλέψεις για το επόμενο	Κριτήρια αξιολόγησης: MSE, RMSE, MAE, RMAE. Προτείνεται η εκθετική εξομάλυνση και το υπόδειγμα παλινδρόμησης με τη χρήση

			3μνηνο. Χρήση ημερησίων αποδόσεων για την κατασκευή της πραγματικής μεταβλητότητας.	συγκεκριμένων σταθμίσεων.
19	Dunis, Laws & Chauvin (2000)	DM/¥, £/DM, £/\$, \$/CHF, \$/DM, \$/¥ 1991-1998 Ημερήσια Στοιχεία	GARCH(1,1) AR(10)-Sq Returns AR(10)-Abs>Returns SV(1) in Long Form <i>HIS₂₁ or 63 trading days</i> <i>Implied_{ATM} Quotes 1-3-m forward</i> Συνδυασμένο (εκτός του SV). Πρόβλεψη 1 & 3 μηνών (21 & 63 trading days) με κυλιόμενη εκτίμηση. Η πραγματική μεταβλητότητα υπολογίζεται ως ο μέσος των απόλυτων αποδόσεων στον ορίζοντα πρόβλεψης.	Κριτήρια Αξιολόγησης: RMSE, MAE, MAPE, Theil-U, CDC (Correct Directional Change index). Κανένα μεμονωμένο υπόδειγμα δεν κυριαρχεί παρότι το SV είναι σταθερά τα χειρότερο και το Implied βελτιώνει την ακρίβεια της εκτίμησης. Προτείνεται η ισοβαρής συνδυασμένη εκτίμηση εξαιρώντας το SV.
20	Ederington & Guan (1999) "Frown"	S&P500 Future Options 1988-1998 Ημερήσια Στοιχεία	<i>Implied_{BK} 16(Calls+Puts)</i> <i>HIS₄₀ days</i> (ιεραρχημένο) Επικάλυψη 10-35 ημερών που ταιριάζουν στην ωριμότητα του πλησιέστερου στη λήξη Option. Proxy της πραγματικής μεταβλητότητας με χρήση της τυπικής απόκλισης των ημερησίων αποδόσεων.	Το Panel R^2 19%, ενώ το R^2 κυμαίνεται μεταξύ 6-17%(calls) και 15-36%(puts). Το Implied είναι μη αποτελεσματικό, $\alpha_{Implied} > 0$ και $\beta_{Implied} < 1$ με ισχυρό το SV. Η πληροφορία που περιέχεται στο Implied δια μέσου των strikes παρουσιάζουν ένα frown σχήμα με τα NTM Options και μετρίως υψηλά strikes έχουν μεγαλύτερη περιεκτικότητα πληροφοριών. Το HIS προσθέτει 2-3% στο R^2 και οι μη γραμμικοί Implied όροι προσθέτουν άλλο 2-3%. Το Implied είναι αποτελεσματικό όταν η μέτρηση του σφάλματος ελέγχεται χρησιμοποιώντας <i>Implied_{i-1}</i> και <i>HIS_{i-1}</i> .
21	Ederington & Guan (2000) "Forecasting Volatility"	5 DJ Stocks, S&P500, 3m Euro\$ Rate, 10y T-Bond Yield. DM/\$ 1962-1997	<i>GW_{MAD}</i> <i>GW_{STD}</i> GARCH EGARCH AGARCH <i>HIS_{MAD,n}</i> <i>HIS_{STD,n}</i>	Κριτήρια αξιολόγησης: RMSE, MAE. Αν θεωρήσουμε τη μεταβλητότητα μιας σχετικά μεγαλύτερης χρονικής περιόδου, τότε λαμβάνουμε καλύτερες

			<p>Όπου, GW: γεωμετρικές σταθμικές, MAD: μέση απόλυτη απόκλιση, STD: τυπική απόκλιση.</p> <p>n=10,20,40,80,120 ημέρες μπροστά εκτιμώνται από ένα κυλιόμενο παράθυρο 1260 ημερών. Οι παράμετροι επανεκτιμώνται κάθε 40 μέρες.</p> <p>Γίνεται proxy της πραγματικής μεταβλητότητας μέσω της ημερήσιας τετραγωνικής απόκλισης.</p>	<p>προβλέψεις. Τα υποδείγματα που χρησιμοποιούν απόλυτες αποδόσεις έχουν γενικά καλύτερα αποτελέσματα από αυτά που χρησιμοποιούν τετραγωνικές αποδόσεις (με εξαίρεση GARCH > AGARCH). Καθώς επιμηκύνεται ο ορίζοντας πρόβλεψης, καμία μέθοδος δεν υπερिशχύει.</p>
22	Ferreira (1999)	French & German Interbank IM Mid Rate 1981-1997 Εβδομαδιαία Στοιχεία	<p>ES <i>HIS</i>_{26.52.all} GARCH(-L) (E)GJR(-L)</p> <p>L: το επίπεδο του επιτοκίου, E: εκθετικό</p> <p>Προβλέψεις για 1 εβδομάδα μπροστά. Γίνεται proxy της εβδομαδιαίας μεταβλητότητας με τη χρήση ημερησίων τετραγωνικών μεταβολών του επιτοκίου.</p>	<p>Κριτήρια αξιολόγησης: MPE, APE, RMSPE. Το R^2 είναι 41% για τη Γαλλία και 3% για τη Γερμανία.</p> <p>Το γαλλικό επιτόκιο είχε υψηλή μεταβλητότητα κατά τη διάρκεια των ERM crises. Αντίθετα, το γερμανικό ήταν εξαιρετικά σταθερό. Αν και υπάρχουν πολλές διαφορές μεταξύ των επιτοκίων, τα καλύτερα υποδείγματα είναι μη παραμετρικά. Το ES για τη Γαλλία και το simple level effect για τη Γερμανία. Είναι αναγκαία μι διαφορετική προσέγγιση για την πρόβλεψη της μεταβλητότητας των επιτοκίων.</p>
23	Figlewski (1997)	<p>α. S&P500, 3M US T-Bill, 20Y T-Bond, DM/\$ 1947-1995 Μηνιαία Στοιχεία</p> <p>β. S&P500, 3M US T-Bill, 20Y T-Bond, DM/\$ 1962-1995 Ημερήσια Στοιχεία</p>	<p>α. <i>HIS</i>_{6,12,24,36,48,60 mont hs} GARCH(1,1) για S&P και Bond Yield</p> <p>Προβλέψεις για 6, 12, 24, 36, 48, 60 μήνες μπροστά. Χρήση ημερησίων αποδόσεων για τον υπολογισμό της πραγματικής μεταβλητότητας.</p> <p>β. <i>HIS</i>_{1,3,6,12,24,60 mont hs} GARCH(1,1)</p> <p>Προβλέψεις για 1, 3, 12, 24 μήνες μπροστά.</p>	<p>α. Κριτήριο Αξιολόγησης: RMSE. Η πιο έγκυρη πρόβλεψη είναι αυτή που γίνεται για τον πλέον μακροπρόθεσμο ορίζοντα. Το HIS που χρησιμοποιεί τη μεγαλύτερη περίοδο εκτίμησης είναι το καλύτερο υπόδειγμα εκτός για το χαμηλό rate.</p> <p>β. Κριτήρια Αξιολόγησης: RMSE. Το GARCH είναι το καλύτερο για το S&P και το χειρότερο για τις</p>

				υπόλοιπες αγορές. Γενικά, όσο επιμηκύνεται ο ορίζοντας πρόβλεψης τόσο θα πρέπει να μεγαλώνει και το in-sample length.
24	Figlewski & Green (1999)	α. S&P500 US LIBOR 10 yr T-Bond yielded 1971-1996 Ημερήσια Στοιχεία β. DM/\$ 1971-1996 Μηνιαία Στοιχεία	α. $HIS_{3,12,60\ mont\ hs}$ ES Προβλέψεις 1, 3, 12 μηνών. β. $HIS_{26,60\ all\ mont\ hs}$ ES Προβλέψεις 24 και 60 μηνών.	α. Κριτήριο Αξιολόγησης: RMSE. Το ES είναι άριστο για το S&P (1-3 μήνες) και για το χαμηλό rate (κι για τους 3 ορίζοντες). Το HIS είναι το καλύτερο για την bond yield, το exchange rate, καθώς και για τις μακροχρόνιες προβλέψεις του S&P. Όσο μεγαλύτερος ο ορίζοντας πρόβλεψης τόσο μεγαλύτερη και η περίοδος που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση. β. Για το S&P, bond yield και DM/\$, είναι καλύτερο να χρησιμοποιηθούν όλα τα διαθέσιμα μηνιαία δεδομένα.
25	Fleming (1998)	S&P100 (OEX) 1985-1992 Ημερήσια Στοιχεία	$Implied_{FW\ ATM\ calls}$ $Implied_{FW\ ATM\ puts}$ ARCH/GARCH $HIS_{H-L\ 28\ days}$ Τα 2 Implieds χρησιμοποιούν όλα τα ATM options κατά τα 10 τελευταία λεπτά πριν το κλείσιμο της αγοράς. Προβλέψεις για το option maturity (το ελάχιστο >15 μέρες, κατά μέσο όρο 30 ημερολογιακές μέρες). Διενεργούνται προβλέψεις για 1, 28 ημέρες μπροστά. Γίνεται proxy της πραγματικής μεταβλητότητας με τη χρήση ημερησίων τετραγωνικών αποκλίσεων αποδόσεων.	Το R^2 είναι 29% για τις μηνιαίες και 6% για τις ημερήσιες προβλέψεις. Για όλα ισχύει $\alpha_{Implied} = 0$ και $\beta_{Implied} < 1$. Το Implied υπερισχύει. Όλες οι υπόλοιπες μεταβλητές που σχετίζονται με τη μεταβλητότητα, όπως η αποδόσεις των μετοχών, το επιτόκιο και οι παράμετροι του GARCH δεν παρέχουν επιπρόσθετη πληροφορία από αυτή που δίνει το Implied.
26	Fleming, Ostdiek & Whaley (1995)	S&P100 (VIX) 1986-1992 Ημερήσια/Εβδομαδιαία Στοιχεία	$Implied_{VXO}$ $HIS_{20\ days}$ Προβλέψεις για 28 calendar (ή 20 trading) days. Γίνεται proxy της	Το R^2 αυξήθηκε από 15% σε 45% όταν εξαιρέθηκε το κραχ. Έχουμε $\beta_{VXO} < 1$ με σημαντικά τυπικά σφάλματα. Το VXO υπερισχύει του HIS αλλά

			πραγματικής μεταβλητότητας με τη χρήση δειγματικών τυπικών αποκλίσεων των ημερησίων αποδόσεων.	είναι μεροληπτικό. Ο έλεγχος ορθογωνικότητας απορρίπτει το HIS όταν συμπεριλαμβάνεται το VXO.
27	Franses & van Dijk (1996)	Stock Indices (Germany, Netherlands, Spain, Italy, Sweden) 1986-1994 Εβδομαδιαία Στοιχεία	QGARCH RW GARCH GJR 1 εβδομάδα μπροστά εκτιμάται από τα 4 κυλιόμενα έτη. Γίνεται proxy της πραγματικής μεταβλητότητας με τη χρήση εβδομαδιαίων τετραγωνικών αποκλίσεων.	Κριτήριο Αξιολόγησης: MedSE. Το QGARCH είναι το καλύτερο υπόδειγμα εφόσον στα δεδομένα δεν περιλαμβάνονται ακραίες τιμές. Το RW είναι το καλύτερο όταν συμπεριληφθεί το κραχ του '87. Το GJR δε συστήνεται.
28	Frennberg & Hansson (1996)	VW Swedish Stock Market Returns, Index Option (European Style) 1919-1990 Μηνιαία Στοιχεία	$AR_{12}(ABS) - S$ RW $Implied_{BS\ ATM\ Call}$ GARCH-S ARCH-S S: προσαρμογή για εποχικότητα. Προβλέψεις για 1 μήνα.	Κριτήριο Αξιολόγησης: MAPE. Το R^2 είναι 2-7% για την 1η περίοδο και 11-24% για τη δεύτερη, υψηλότερης μεταβλητότητας περίοδο. Η υπόθεση $H_0: \alpha_{Implied} = 0$ και $\beta_{Implied} = 1$ δεν μπορεί αν απορριφθεί με σημαντικά τυπικά σφάλματα. Τα υποδείγματα χωρίς προσαρμογή για εποχικότητα δεν είχαν ικανοποιητικές επιδόσεις. Σε μια τόσο μικρή χρηματιστηριακή αγορά, στην οποία οι αποδόσεις παρουσιάζουν έντονη εποχικότητα το RW παρουσιάζει πολύ καλά αποτελέσματα. Το option εισήχθη το '86 και κάλυψε το κραχ του '87. Το RW είχε καλύτερες επιδόσεις από το option. Τα ARCH/GARCH δεν είχαν πολύ καλές επιδόσεις κατά τη 2η περίοδο της υψηλότερης μεταβλητότητας.
29	Fung, Lie & Moreno (1990)	£/\$, C%/%, FFr/\$, DM/\$, ¥/\$ & SrFr/\$ Options on PHLX 1984-1987 (pre-crash) Ημερήσια Στοιχεία	$Implied_{OTM > ATM}$ $Implied_{Vega > Elasticity}$ $Implied_{equal\ weight}$ $Implied_{ITM}$ $HIS_{40\ days}$ Option Maturity: επικαλύπτει περιόδους.	Κριτήρια Αξιολόγησης: RMSE, MAE των επικαλυπτόμενων εκτιμήσεων. Κάθε ημέρα, 5 options μελετούνταν: 1ATM, 2just in, 2just out. Προσδιορίζεται το ATM

			Χρήση δείγματος τυπικής απόκλισης ημερήσιων αποδόσεων σε Option Maturity για proxy της πραγματικής μεταβλητότητας.	ως $S=X$, το OTM οριακά ξεπέρασε το ATM. Συνδυάζοντας τα Implied διαφορετικών μηνών των συμβολαίων.
30	Fung & Hsieh (1991)	S&P500, DM/\$ US T-Bond Futures and Future Options 1983-1989 Ημερήσια Στοιχεία (15λεπτα)	RV-AR(n) $Implied_{BAW\ NTM\ Call/Put}$ RV RW(C-t-C) HL RV: η πραγματοποιηθείσα μεταβλητότητα 15λεπτών αποδόσεων, AR(n): αυτοπαλινδρομικά lags τάξης n, RW(C-t-C): τυχαίος περίπατος βασισμένος σε αποδόσεις κλεισίματος, HL: η μέθοδος high-low του Parkinson για ημερήσια δεδομένα. Προβλέψεις 1 ημέρας μπροστά.	Κριτήρια Αξιολόγησης: RMSE και MAE του $\log \sigma$. Η επίδραση του κραχ δεν φαίνεται να είναι σημαντική, πιθανώς διότι έχουμε λογαριθμίσει. Γενικά, η χρήση δεδομένων υψηλής συχνότητας βελτιώνει πολύ την προβλεπτική ικανότητα.
31	Gemmill (1986)	13 UK Stocks, LTOM Options, Stock Options 1978-1983 Ημερήσια / Μηνιαία Στοιχεία	$Implied_{ITM}$ $Implied_{ATM,vega\ WLS}$ $Implied_{equal\ OTM,elasticity}$ $HIS_{20\ weeks}$ 13-21 μη επικαλυπτόμενα Option Maturity (καθένα υπολογίζει κατά μέσο όρο 19 εβδομάδες). Χρησιμοποιείται η δειγματική τυπική απόκλιση των εβδομαδιαίων αποδόσεων στο Option Maturity για την προσομοίωση της πραγματικής μεταβλητότητας.	Κριτήρια Αξιολόγησης: ME, RMSE, MAE συγκεντρωτικά μεταξύ μετοχών και χρόνου, το R^2 είναι 6-12% (συγκεντρωτικά) και 40% (panel με τους σταθερούς όρους συγκεκριμένων εταιριών). Ισχύει $\alpha > 0$, $\beta < 1$ για όλα. Προσθέτοντας το HIS αυξάνεται το R^2 από 12 στο 15%. Αλλά η συνδυασμένη ex-ante πρόβλεψη των HIS και $Implied_{ITM}$ κατέληξε να είναι χειρότερη των μεμονωμένων προβλέψεων, λόγω του μικρού δείγματος, των προβλημάτων συγχρονισμού και της παράλειψης μερισμάτων.
32	Guo (1996a)	PHLX US\$/¥ Options 1991-1993 Ημερήσια Στοιχεία	$Implied_{HESTON}$ $Implied_{HW}$ $Implied_{BS}$ GARCH $HIS_{20\ Days}$ (ιεραρχημένο)	Χρήση του μέσου του bid-ask Option για να περιορίσει το "bounce" effect. Εξαλείφει τον μη συγχρονισμό χρησιμοποιώντας ταυτόχρονα exchange rate και option price. Τα HIS και GARCH δεν περιέχουν επιρόσθετες

				<p>πληροφορίες. Τα $Implied_{HESTON}$ και $Implied_{HW}$ είναι συγκρίσιμα και οριακά καλύτερα απ το $Implied_{BS}$.</p>
33	Guo (1996b)	<p>PHLX US\$/¥, US\$/DM Options Spot Rate 1986-1993 Tick</p>	<p>$Implied_{HW}$ (WLS, $0,8 < S/X < 1,2$, $20 < T < 60$ days) GARCH(1,1) $HIS_{60\ Days}$ (ιεραρχημένο)</p> <p>Πρόβλεψη 60 ημέρες μπροστά. Χρήση δείγματος διακυμάνσεων των ημερήσιων αποδόσεων για proxy της πραγματικής μεταβλητότητας.</p>	<p>Το R^2 του US\$/DM είναι 4, 3, και 1 % για κάθε μια εκ των 3 μεθόδων. Αντίστοιχα 9, 4, 1% για το R^2 του US\$/¥. Σε όλες τις περιπτώσεις, $\alpha > 0$, $\beta < 1$ με ισχυρό το SE.</p> <p>Το συμπέρασμα είναι όμοιο με του Guo (1996a). Χρήση της Barone-Adesi/Whaley προσέγγισης για τα αμερικάνικα Options. Δεν υπάρχει Risk Premium για τη μεταβλητότητα της διακύμανσης του κινδύνου. Το GARCH δεν έχει επιρόσθετες πληροφορίες. Οπτική έρευνα των σχημάτων δείχνει πως οι Implied προβλέψεις υπολείπονται των πραγματικών.</p>
34	Heynen & Kat (1994)	<p>7 Stock Indices and 5 Exchange Rates 1980-1992 Ημερήσια Στοιχεία</p>	<p>SV(?) EGARCH GARCH RW</p> <p>Ο ορίζοντας πρόβλεψης είναι 5, 10, 15, 20, 25, 50, 75, 100 μέρες (μη επικαλυπτόμενες) με διαρκή επανεκτίμηση των παραμέτρων. Γίνεται proxy της πραγματικής τυπικής μεταβλητότητας με τη χρήση δειγματικών τυπικών αποκλίσεων ημερήσιων αποδόσεων.</p>	<p>Κριτήριο Αξιολόγησης: MedSE.</p> <p>Το SV φαίνεται να υπερισχύει στους δείκτες, όμως στις ισοτιμίες παράγει σφάλματα 10 φορές μεγαλύτερα από αυτά του (E)GARCH. Η επίδραση του κραχ του '87 είναι ασαφής. Το συμπέρασμα είναι ότι η προβλεπτική ικανότητα των υποδειγμάτων εξαρτάται από την κατηγορία αγαθών στην οποία αναφερόμαστε.</p>
35	Jorion (1995)	<p>DM/\$, ¥/\$, SrFr/\$ Futures Options on CME 1985-1992 Ημερήσια Στοιχεία</p>	<p>$Implied_{ATM\ BS\ Call+Put}$ GARCH(1,1) MA_{20}</p> <p>Προβλέψεις για 1 ημέρα μπροστά και για το option maturity. Γίνεται proxy της πραγματικής τυπικής μεταβλητότητας με τη χρήση τετραγωνικών αποδόσεων και αθροίσματος</p>	<p>Το R^2 είναι 5% (1 μέρας) ή 10-15% (option maturity). Με σημαντικά τυπικά σφάλματα, $\alpha_{Implied} > 0$ και $\beta_{Implied} < 1$ για μακροχρόνιο ορίζοντα. Το Implied υπερτερεί των ιστορικών μεθόδων και είναι λιγότερο μεροληπτικό.</p>

			τετραγωνικών αποδόσεων.	
36	Lamoureux & Lastrapes (1993)	Stock Options for 10 Non-Divided Paying Stocks 1982-1984 Ημερήσια Στοιχεία	<i>Implied</i> _{Hull-White NTM Call} HIS GARCH 90-180 ημέρες εκτιμήθηκαν από 300 κυλιόμενες παρατηρήσεις. Γίνεται proxy της πραγματικής τυπικής μεταβλητότητας με τη χρήση δειγματικής διακύμανσης των ημερήσιων αποδόσεων.	Κριτήρια Αξιολόγησης: ME, MAE, RMSE. Το R^2 της διακύμανσης κυμαίνεται στο 3-84% των μεταξύ μετοχών και υποδειγμάτων. Η τεκμαρτή μεταβλητότητα υπερτερεί αλλά είναι μεροληπτική. Το HIS εμφανίζει το μικρότερο RMSE.
37	Latane & Rendleman (1976)	24 Stock Options from CBOE 1973-1974 Εβδομαδιαία Στοιχεία	<i>Implied</i> _{vega weighted} <i>HIS</i> _{4 Years} (ιεραρχημένο) In-sample προβλέψεις και προβλέψεις που εκτίνονται τμηματικά στο μέλλον. Χρήση εβδομαδιαίων και μηνιαίων αποδόσεων για τον υπολογισμό της πραγματικής μεταβλητότητας σε διάφορους χρονικούς ορίζοντες. Cross-section συσχέτιση μεταξύ μεταβλητότητας εκτιμήθηκε για 38 εβδομάδες και σε 2ετή περίοδο.	Χρήση ευρωπαϊκού μοντέλου σε αμερικάνικα Options. Η πραγματική είναι πιο συσχετισμένη (0,686) με την τεκμαρτή απ ό,τι με τη μεταβλητότητα HIS (0,463). Η μεγαλύτερη συσχέτιση είναι αυτή μεταξύ τεκμαρτών και πραγματικών τυπικών αποκλίσεων, οι οποίες υπολογίστηκαν τμηματικά στο μέλλον.
38	Lee (1991)	\$/DM, \$/£, \$/¥, \$/FFr, \$/C\$ (Fed Res Bulletin) 1973-1989 Εβδομαδιαία Στοιχεία	Kernel (Gaussian , Truncated) Index (συνδυαστικό ARMA και GARCH) EGARCH(1,1) GARCH(1,1) IGARCH με τάση Προβλέψεις 1 εβδομάδα μπροστά (451 παρατηρήσεις in-sample και 414 παρατηρήσεις out-of-sample). Δεν είναι ξεκάθαρο πως εκτιμήθηκε η πραγματική μεταβλητότητα.	Κριτήρια Αξιολόγησης: RMSE, MAE. Μη γραμμικά μοντέλα είναι, γενικά, καλύτερα από τα γραμμικά GARCH. Η μέθοδος Kernel είναι καλύτερη από την MAE, με τα περισσότερα RMSE και MAE να βρίσκονται πολύ κοντά. Πάνω από 30 μοντέλα πυρήνα προσαρμόστηκαν, αλλά μόνο αυτά με τα μικρότερα RMSE και MAE αναφέρθηκαν. Δεν είναι ξεκάθαρο το μη γραμμικό ισοζύγιο δομήθηκε. Τα αποτελέσματα της εκτίμησης πολλών βημάτων αναφέρθηκαν αλλά δεν εμφανίστηκαν.
39	Li (2002)	α. \$/DM, \$/£, \$/¥ 1986-1999 Tick (15λεπτα)	<i>Implied</i> _{GK OTC ATM} <i>ARFIMA</i> _{realised} (To <i>Implied</i> είναι καλύτερο	Κριτήριο αξιολόγησης: MAE. Το R^2 κυμαίνεται μεταξύ

		β. OTC ATM Options \$/£, \$/¥ \$/DM 1994-1999 Ημερήσια Στοιχεία	για βραχυχρόνιο ορίζοντα, ενώ το ARFIMA για μακροχρόνιο). Προβλέψεις για 1, 2, 3, 6 μήνες μπροστά. Οι παράμετροι δεν επανεκτιμώνται. Για την κατασκευή της πραγματικής μεταβλητότητας γίνεται με χρήση 5λεπτων αποδόσεων.	0,3-51% (Implied), 7,3-47% (LM). Και για τα 2 υποδείγματα οι $H_0: \alpha=0, \beta=1$ απορρίπτονται και συνήθως $\beta < 1$ με σημαντικά τυπικά σφάλματα. Και για τα 2 υποδείγματα έχουν σωρευτικό πληροφοριακό περιεχόμενο, ειδικά για μακροχρόνιο ορίζοντα.
40	Martens & Zein (2004)	S&P500 Futures, ¥/US\$ Futures, Crude Oil Futures 1993-2000 Tick	<i>Implied</i> _{BAW VIXO style} Log-ARFIMA GARCH Μη επικαλυπτόμενες προβλέψεις για 1, 5, 10, 20, 30, 40 ημέρες.	Κριτήριο Αξιολόγησης: RMSE προσαρμοσμένο για ετεροσκεδαστικότητα. Το R^2 κυμαίνεται μεταξύ 25-52% (Implied), 15-48% (LM), διαφοροποιούμενο μεταξύ αγαθών και οριζόντων πρόβλεψης. Με βάση το R^2 το Implied υπερτερεί του GARCH σε κάθε περίπτωση και υπερέχει του Log-ARFIMA για τα ¥/US\$ και Crude Oil. Το Implied έχει υψηλότερο HRMSE από το Log-ARFIMA στις περισσότερες περιπτώσεις.
41	McKenzie (1999)	A\$ Bilateral Exchange Rates 1986 ή 1992-1995 Ημερήσια Στοιχεία	Square Vs. Power Transformation (ARCH μοντέλα με διάφορα lags. Πρόβλεψη απόλυτων αποδόσεων 1 ημέρα μπροστά.	Κριτήρια Αξιολόγησης: RMS, ME, MAE. Δεν αναφέρθηκε R^2 . Η ιδανική δύναμη είναι κοντά στο , προτείνοντας πως οι τετραγωνικές αποδόσεις δεν είναι ο καλύτερος προσδιορισμός στην ARCH οικογένεια μοντέλων για προβλεπτικό σκοπό.
42	McMillan, Speight & Gwilym (2000)	FTSE100 FT All Share 1984-199 & 1969-1996 Ημερήσια/ Εβδομαδιαία & Μηνιαία Στοιχεία	RW MA ES EWMA GARCH TGARCH EGARCH CGARCH HIS Regression (ιεραρχημένο) Πρόβλεψη 1 ημέρας, 1 εβδομάδας και 1 μήνα μπροστά βάσει των 3 συχνοτήτων δεδομένων. Χρήση των τετραγωνικών αποδόσεων της εκάστοτε περιόδου για proxy της	Κριτήρια Αξιολόγησης: ME, MAE, RMSE για τη συμμετρία της συνάρτησης απώλειας, MME(U) & MME(O), Mean Mixed Error που τιμωρεί προβλέψεις υπέρ/υπό. Η προσέγγιση της πραγματικής μεταβλητότητας έγινε με τις μέσες προσαρμοσμένες τετραγωνικές αποδόσεις, οι οποίες είναι πιθανό να είναι υπερβολικά θορυβώδεις. Η εκτίμηση έχει ως οδηγό τη διακύμανση, γι αυτό το

			πραγματικής μεταβλητότητας.	στατιστικό σφάλμα της πρόβλεψης είναι πολύ κοντά για τα περισσότερα μοντέλα. Τα RW, MA, ES κυριαρχούν στη χαμηλή συχνότητα και όταν το κραχ περιλαμβάνεται. Αποδόσεις των GARCH μοντέλων είναι όμοιες αν και όχι τόσο καλές.
43	Pagan & Schwert (1990)	US Stock Market 1834-1937 Μηνιαία Στοιχεία	AGARCH(1,2) GARCH(1,2) 2 βημάτων δεσμευμένη διακύμανση RS-AR(m) Kernel(1 lag) Fourier(1ή2 lags) Προβλέψεις 1 μήνα μπροστά. Proxy πραγματικής μεταβλητότητας με τη χρήση τετραγωνικών υπολειμματικών μηνιαίων αποδόσεων.	Το R^2 είναι 7-11% για την περίοδο 1900-1925 και 8% για την περίοδο 1926-1937. Συγκρινόμενο με το R^2 για τη διακύμανση, το R^2 για το λογάριθμο της διακύμανσης είναι μικρότερο για την περίοδο 1900 - 1925 και μεγαλύτερο για την 1926 - 1937. Τα μη παραμετρικά υποδείγματα είχαν χειρότερες επιδόσεις από τα παραμετρικά. Το EGARCH είχε τις καλύτερες επιδόσεις λόγω της ικανότητας να περιγράψει την ασυμμετρία της μεταβλητότητας. Παρατηρήθηκε ορισμένη μεροληψία στις προβλέψεις.
44	Schmalensee & Trippi (1978)	6 CBOE Stock Options 1974-1975 Εβδομαδιαία Στοιχεία	<i>Implied_{BS} Call</i> Προβλέψεις 1 εβδομάδα μπροστά. Proxy πραγματικής μεταβλητότητας μέσω εβδομαδιαίου εύρους και μέσης απόκλισης τιμών.	Βρέθηκε ότι η τεκμαρτή μεταβλητότητα αυξάνεται όταν η τιμή της μετοχής μειώνεται, αρνητική σειριακή συσχέτιση με τις μεταβολές της τεκμαρτής μεταβλητότητας, καθώς και μια τάση των IV διαφορετικών μετοχών να συμμεταβάλλονται.
45	Scott & Tucker (1989)	DM/\$, £/\$, C\$/\$, ¥/\$ & SrFr/\$ American Options on PHLX 1983-1987 Daily Closing Tick	Προβλέψεις για το 3, 6, 9 μηνών (χωρίς επικάλυψη). Proxy πραγματικής μεταβλητότητας μέσω δειγματικών τυπικών αποκλίσεων των ημερησίων αποδόσεων.	Κριτήριο Αξιολόγησης: MSE. Το R^2 κυμαίνεται μεταξύ 42-49%. Σε όλες τις περιπτώσεις, $\alpha > 0$, $\beta < 1$. Το HIS δεν έχει σωρευτικό πληροφοριακό περιεχόμενο. Οι προβλέψεις μέσω του B-S είναι το ίδιο καλές με αυτές του υποδείγματος CEV. Η παράληψη του early exercise δεν είναι

				σημαντική. Ο τρόπος στάθμισης δεν έχει σημασία.
46	Sill (1993)	S&P500 1959-1992 Μηνιαία Στοιχεία	HIS with exo variables HIS Πρόβλεψη 1 εβδομάδα μπροστά.	Το R^2 αυξήθηκε απ το 1% στο 10% όταν προστέθηκαν μεταβλητές. Η μεταβλητότητα είναι μεγαλύτερη σε υφέσεις παρά σε ανακάμψεις και το spread μεταξύ commercial-paper και T-Bill αποδόσεων προβλέπει τη μεταβλητότητα της αγοράς μετοχών.
47	Szakmary, Ors, Kim & Davidson (2002)	Futures Options on S&P500, 9 Interest Rates, 5 Currency, 4 Energy, 3 Metals, 10 Agriculture, 3 Livestock 1983-2001	$Implied_{BK,NTM} 2(Calls + Puts)_{eq\ at\ weight}$ HIS_{30} GARCH Προβλέψεις για το option maturity, το ελάχιστο όμως >10 ημερών. Ύπαρξη χρονικής επικάλυψης. Proxy πραγματικής μεταβλητότητας μέσω δειγματικών τυπικών αποκλίσεων των ημερησίων αποδόσεων.	Το R^2 είναι μικρότερο για τα χρηματοοικονομικά αγαθά (23-28%), υψηλότερο για μέταλλα και γεωργία (30-37%) και μέγιστο για κτηνοτροφία και ενέργεια (47-58%). Τα HIS_{30} και GARCH έχουν λίγο ή καθόλου σωρευτικό περιεχόμενο. $\alpha_{Implied} > 0$ για 24 περιπτώσεις (69%), για το σύνολο των περιπτώσεων, 35, ισχύει $\beta_{Implied} < 1$ με σημαντικά τυπικά σφάλματα.
48	Taylor JW (2001)	DAX, S&P500, Hang Seng, FTSE100, Amsterdam EOE, Nikkei, Singapore All Share 1988-1995 (ίσα διαχωρισμένα μεταξύ in- και out-) Εβδομαδιαία Στοιχεία	STES(E, AE, EAE) GJR(+Smoothed Variations) GARCH $MA_{20\ Weeks}$ Riskmetrics (ιεραρχημένο)	Κριτήρια Αξιολόγησης: ME, MAE, RMSE. Το R^2 είναι περίπου 30% για τις Χονγκ Κονγκ και Ιαπωνία και 6% για την Αμερική. Μοντέλα που εκτιμήθηκαν βασισμένα στην ελαχιστοποίηση των in-sample σφαλμάτων πρόβλεψης αντί του ML. Το STES-EAE παρήγαγε σταθερά καλύτερες αποδόσεις για προ βλέψεις 1-βήματος μπροστά.
49	Taylor SJ (1986)	15 US Stocks, FT30, 6 Metal, £/\$, 5 Agricultural Futures, 4 Interest Rate Futures Διάφορες Χρονικές Περίοδοι Ημερήσια Στοιχεία	EWMA Log-AR(1) ARMACH-Abs ARMACH-Sq HIS Το ARMACH-Sq είναι παρόμοιο με το GARCH. Προβλέψεις για απόλυτες αποδόσεις για 1, 10 μέρες μπροστά. Τα 2/3 του δείγματος χρησιμοποιούνται	Κριτήριο Αξιολόγησης: Relative MSE. Η συγκεκριμένη μελέτη αποτελεί μια από τις παλαιότερες για την πρόβλεψη μέσω υποδειγμάτων ARCH. Το ζήτημα της στασιμότητας της μεταβλητότητας δεν είναι σημαντικό όταν διεξάγονται προβλέψεις για βραχυχρόνιο ορίζοντα.

			για την εκτίμηση. Η πραγματική μεταβλητότητα υπολογίζεται ως η απόκλιση των ημερήσιων απόλυτων αποδόσεων.	Οι μη στάσιμες σειρές (π.χ. EWMA) έχουν το πλεονέκτημα της ύπαρξης λιγότερων παραμέτρων προς εκτίμηση και οι προβλέψεις ανταποκρίνονται στις μεταβολές της διακύμανσης αρκετά γρήγορα.
50	Taylor SJ (1987)	DM/\$ Futures 1977-1983 Ημερήσια Στοιχεία	High, Low and Closing Prices Προβλέψεις για 1, 5, 10, 20 ημέρες μπροστά. 5ετής περίοδος εκτίμησης.	Κριτήριο Αξιολόγησης: RMSE. Το καλύτερο υπόδειγμα είναι ένα σταθμικού μέσου των παροντικών και παρελθοντικών υψηλών, χαμηλών και τιμών κλεισίματος με προσαρμογές για τις επιδράσεις του σαββατοκύριακου και των διακοπών.
51	Taylor SJ & Xu (1997)	α. DM/\$ 1992-1993 Quote β. DM/\$ Options on PHLX 1992-1993 Ημερήσια Στοιχεία	Συνδυαστικό: (Implied + ARCH) Implied ARCH <i>HIS_{9 months}</i> <i>HIS_{last hour realised vol}</i>	α. Κριτήρια Αξιολόγησης: MAE και MSE στην τυπική απόκλιση και στη διακύμανση. β. Η τεκμαρτή μεταβλητότητα προέρχεται από δικαιώματα NTM αγοράς και πώλησης με τη χρήση BAW και με μικρότερο maturity (>9 ημερολογιακές ημέρες).
52	Tse (1991)	Topix Nikkei Stock Average 1986-1989 Ημερήσια Στοιχεία	EWMA HIS ARCH GARCH 25 ημέρες μπροστά εκτιμώνται από 300 κυλιόμενες παρατηρήσεις.	Κριτήρια Αξιολόγησης: ME, RMSE, MAE, MAPE της διακύμανσης για 21 μη επικαλυπτόμενες 25ήμερες περιόδους. Η μη κανονικότητα έχει καλύτερη προσαρμογή αλλά κάνει φτωχότερες προβλέψεις. Τα ARCH/GARCH καθυστερούν να αντιδράσουν σε απότομες μεταβολές της μεταβλητότητας. Το EWMA προσαρμόζεται στις μεταβολές πολύ γρήγορα.
53	Tse & Tung (1992)	Singapore, 5 VW Market & Industry Indices 1975-1988 Ημερήσια Στοιχεία	EWMA HIS GARCH 25 ημέρες μπροστά εκτιμώνται από 425 κυλιόμενες παρατηρήσεις.	Κριτήρια Αξιολόγησης: RMSE, MAE. Το EWMA υπερτερεί, το GARCH είναι το χειρότερο. Απόλυτες Αποδόσεις > 7% περικλύονται. Υπάρχει ένδειξη μη

				στασιμότητας. Ορισμένα GARCH δε συγκλίνουν.
54	Vasilellis & Meade (1996)	Stock Options 12 UK Stocks (LIFFE) 1986-1991 Εβδομαδιαία Στοιχεία	Συνδυαστικό: (Implied+GARCH) Implied GARCH EWMA $HIS_{3\ months}$ Προβλέψεις για 3 μήνες μπροστά. Proxy πραγματικής μεταβλητότητας μέσω δειγματικών τυπικών αποκλίσεων των ημερησίων αποδόσεων.	Κριτήριο Αξιολόγησης: RMSE. Τρόποι Στάθμισης: max vega > vega weighted > elasticity weighted > max elasticity (με το ">" αναφερόμαστε σε καλύτερη προβλεπτική ικανότητα). Προσαρμογή για μέρισμα και early exercise: Rubinstein>Roll>Constant Yield.
55	Walsch & Tsou (1998)	Australian Indices: VW20, VW50 & VW300 1993-1995 In:1 year, Out:2 years Ημερήσια Στοιχεία	EWMA GARCH (όχι για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις) HIS IEV (Improved Extreme Value) Προβλέψεις 1 ώρας, 1 ημέρας, 1 εβδομάδας μπροστά βάσει κυλιόμενου δείγματος 1 έτους. Χρήση του τετραγώνου των αλλαγών τιμών ως πραγματική μεταβλητότητα.	Κριτήρια Αξιολόγησης: MSE, RMSE, MAE, MAPE. Δείκτης με μεγαλύτερο αριθμό μετοχών είναι ευκολότερο να προβλέψει χάρις στη διαφοροποίηση, αλλά δυσκολεύει όσο το δειγματικό διάστημα γίνεται συντομότερο λόγω του προβλήματος του non-synchronous trading. Καμία από τις GARCH εκτιμήσεις δε συγκλίνει για τις εβδομαδιαίες σειρές, μάλλον λόγω του μικρού πλήθους των παρατηρήσεων.
56	Wei & Frankel (1991)	SrFr/\$, DM/\$, ¥/\$, £/\$ Options (PHLX), Spot Rates 1983-1990 Μηνιαία / Ημερήσια Στοιχεία	$Implied_{GK\ ATM\ Call}$ Μη επικαλυπτόμενες προβλέψεις για 1 μήνα μπροστά. Proxy πραγματικής μεταβλητότητας μέσω δειγματικών τυπικών αποκλίσεων των ημερησίων αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών.	Το R^2 είναι 30%(£), 17%(DM), 3%(SrFr), 0%(¥), $\alpha > 0$, $\beta < 1$ (εξαιρούμενης της £/\$, $\alpha > 0$, $\beta = 1$). Χρησιμοποιείται το υπόδειγμα τιμολόγησης ευρωπαϊκών δικαιωμάτων σε αμερικάνικα δικαιώματα. Το Implied τείνει να υπερεκτιμά την υψηλή μεταβλητότητα και να υποεκτιμά τη χαμηλά.
57	West & Cho (1995)	CS/\$, FFr/\$, DM/\$, ¥/\$, £/\$ 1973-1989 Εβδομαδιαία Στοιχεία	GARCH(1,1) IGARCH(1,1) AR(12) σε απόλυτα AR(12) σε τετράγωνα Homoscedastic Gaussian Kernel	Κριτήρια Αξιολόγησης: RMSE και Regression test στη διακύμανση. Το R^2 κυμαίνεται μεταξύ 0,1 και 4,5%. Είναι δύσκολο να επιλεγεί κάποια μέθοδος. Η μη παραμετρική μέθοδος κατέληξε να είναι χειρότερη παρότι

				στατιστικοί έλεγχοι περί μη απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης μη σημαντικότητας διαφέρουν στις περισσότερες περιπτώσεις.
58	Yu (2002)	NZSE40 1980-1998 Ημερήσια Στοιχεία	SV του λογαρίθμου της διακύμανσης GARCH(3,2) GARCH(1,1) HIS MA _{5yr or 10yr} ES EWMA Regression ARCH(9) RW 1 μήνας μπροστά εκτιμάται από 180-228 προηγούμενους μήνες. Χρήση αθροίσματος ημερήσιων τετραγωνικών αποδόσεων για την κατασκευή της πραγματικής μηνιαίας μεταβλητότητας.	Κριτήρια Αξιολόγησης: RMSE, MAE, Theil-U και LINEX στη διακύμανση. Οι επιδόσεις του GARCH επηρεάζονται από το μέτρο αξιολόγησης. Η παλινδρόμηση και το EWMA δεν είχαν καλά αποτελέσματα.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙ

Απλή Γραμμική Παλινδρόμηση

Model Summary

- 2000-2002

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,619 ^a	,383	,382	,02253

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_AKPIT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,795 ^a	,632	,631	,02114

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_ATEK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,648 ^a	,420	,419	,0220755

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_ANEK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,562 ^a	,315	,314	,03989

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_BIOΣK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,468 ^a	,219	,216	,03470

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_EΣYMB

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,802 ^a	,643	,642	,0104911

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_EYPQB

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,667 ^a	,445	,445	,02195

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_KAEM

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,630 ^a	,397	,396	,03064

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_AKΦO

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,840 ^a	,706	,706	,0114791

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_AΦA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,620 ^a	,384	,383	,01808

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_APBA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,563 ^a	,317	,314	,00976

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_ΔEH

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,799 ^a	,638	,637	,0136511

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_ETE

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,579 ^a	,336	,335	,02333

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_HAEO

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,553 ^a	,306	,305	,04059

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
b. Dependent Variable: R_KPEKA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,036 ^a	,001	,000	,03233

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ΛΑΜΔΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,667 ^a	,445	,444	,0229990

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,518 ^a	,268	,266	,01750

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,722 ^a	,521	,521	,0207605

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_METKA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,772 ^a	,596	,596	,0192250

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_MYTIΛ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,729 ^a	,532	,531	,0134146

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ΟΤΕ

- 2003-2006

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,304 ^a	,093	,091	,02424

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_AKPIT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,398 ^a	,158	,157	,04370

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ΛΠΤΕΚ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,501 ^a	,251	,250	,02125

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ANEK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,258 ^a	,067	,065	,05523

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_BIOΣK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,410 ^a	,169	,167	,02518

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_EΣYMB

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,491 ^a	,241	,240	,02864

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ΑΛΚΟ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,725 ^a	,525	,524	,01194

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ΑΛΦΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,519 ^a	,269	,268	,01562

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_APBA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,511 ^a	,261	,260	,01263

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ΔΕΗ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,806 ^a	,649	,649	,01070

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ΕΤΕ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,738 ^a	,545	,545	,01048

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_EYPOB

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,490 ^a	,240	,239	,01612

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_KΛEM

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,444 ^a	,197	,196	,01937

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ΛAMΔA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,427 ^a	,182	,181	,01569

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_MΠEΛA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,513 ^a	,263	,262	,01419

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_OPAP

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,245 ^a	,060	,059	,02116

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_HΛEAG

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,344 ^a	,118	,117	,03460

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_KPEKA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,624 ^a	,389	,389	,01840

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_METKA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,640 ^a	,410	,409	,01927

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_MYTIA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,651 ^a	,424	,423	,01218

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_OTE

- 2009-2011

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,099 ^a	,010	,009	,06564

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_AKPIT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,190 ^a	,036	,035	,06815

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ΛTEK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,381 ^a	,145	,144	,03871

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ANEK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,385 ^a	,148	,147	,04116

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ANKO

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,816 ^a	,666	,665	,02753

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_ΛΦA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,392 ^a	,154	,153	,02422

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

b. Dependent Variable: R_APBA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,171 ^a	,029	,028	,06150

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΒΙΟΣΚ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,591 ^a	,349	,348	,02345

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΔΕΗ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,196 ^a	,038	,037	,02013

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΕΣΥΜΒ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,872 ^a	,761	,761	,02182

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΕΤΕ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,833 ^a	,694	,694	,02750

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΕΥΡΩΒ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,085 ^a	,007	,006	,04461

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΗΛΕΑΘ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,419 ^a	,175	,174	,02672

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΚΑΕΜ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,355 ^a	,126	,125	,04091

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΚΡΕΚΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,334 ^a	,112	,111	,02821

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΛΑΜΔΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,642 ^a	,412	,411	,01863

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΜΕΤΚΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,502 ^a	,252	,251	,02191

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,809 ^a	,655	,655	,02064

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΜΥΤΙΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,580 ^a	,336	,335	,02305

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,617 ^a	,380	,379	,02145

- a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ
 b. Dependent Variable: R_ΟΤΕ

ANOVA

- 2000-2002

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,214	1	,214	422,065	,000 ^b
	Residual	,345	679	,001		
	Total	,559	680			

a. Dependent Variable: R_AKPIT

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,461	1	,461	490,820	,000 ^b
	Residual	,701	746	,001		
	Total	1,161	747			

a. Dependent Variable: R_AΛKO

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,572	1	,572	1280,602	,000 ^b
	Residual	,333	746	,000		
	Total	,905	747			

a. Dependent Variable: R_AΛTEK

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,236	1	,236	1793,521	,000 ^b
	Residual	,098	746	,000		
	Total	,335	747			

a. Dependent Variable: R_AΛΦA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,263	1	,263	539,344	,000 ^b
	Residual	,364	746	,000		
	Total	,626	747			

a. Dependent Variable: R_ANEK

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,152	1	,152	465,377	,000 ^b
	Residual	,244	746	,000		
	Total	,396	747			

a. Dependent Variable: R_APBA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,547	1	,547	343,521	,000 ^b
	Residual	1,187	746	,002		
	Total	1,734	747			

a. Dependent Variable: R_BIOΣK

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,011	1	,011	117,909	,000 ^b
	Residual	,024	254	,000		
	Total	,035	255			

a. Dependent Variable: R_ΔEH

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,081	1	,081	67,339	,000 ^b
	Residual	,289	240	,001		
	Total	,370	241			

a. Dependent Variable: R_EΣYMB

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,245	1	,245	1313,736	,000 ^b
	Residual	,139	746	,000		
	Total	,384	747			

a. Dependent Variable: R_ETE

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,148	1	,148	1341,751	,000 ^b
	Residual	,082	746	,000		
	Total	,230	747			

a. Dependent Variable: R_EYPQB

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,205	1	,205	377,070	,000 ^b
	Residual	,406	746	,001		
	Total	,611	747			

a. Dependent Variable: R_HΛEAΘ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,288	1	,288	598,860	,000 ^b
	Residual	,359	746	,000		
	Total	,648	747			

a. Dependent Variable: R_KΛEM

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,542	1	,542	329,077	,000 ^b
	Residual	1,229	746	,002		
	Total	1,771	747			

a. Dependent Variable: R_KPEKA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,001	1	,001	,961	,327 ^b
	Residual	,780	746	,001		
	Total	,781	747			

a. Dependent Variable: R_ΛΑΜΔΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,350	1	,350	812,097	,000 ^b
	Residual	,322	746	,000		
	Total	,672	747			

a. Dependent Variable: R_METKA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,316	1	,316	597,241	,000 ^b
	Residual	,395	746	,001		
	Total	,711	747			

a. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,407	1	,407	1101,847	,000 ^b
	Residual	,276	746	,000		
	Total	,683	747			

a. Dependent Variable: R_MYTIA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,047	1	,047	152,257	,000 ^b
	Residual	,127	416	,000		
	Total	,174	417			

a. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,152	1	,152	847,061	,000 ^b
	Residual	,134	746	,000		
	Total	,287	747			

a. Dependent Variable: R_OTE

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

- 2003-2006

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,045	1	,045	76,568	,000 ^b
	Residual	,441	750	,001		
	Total	,486	751			

a. Dependent Variable: R_AKPIT

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,195	1	,195	238,286	,000 ^b
	Residual	,615	750	,001		
	Total	,811	751			

a. Dependent Variable: R_AAKO

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,269	1	,269	140,891	,000 ^b
	Residual	1,432	750	,002		
	Total	1,701	751			

a. Dependent Variable: R_AATEK

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,118	1	,118	829,039	,000 ^b
	Residual	,107	750	,000		
	Total	,225	751			

a. Dependent Variable: R_ΑΦΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,113	1	,113	251,173	,000 ^b
	Residual	,339	750	,000		
	Total	,452	751			

a. Dependent Variable: R_ΑΝΕΚ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,067	1	,067	275,777	,000 ^b
	Residual	,183	750	,000		
	Total	,250	751			

a. Dependent Variable: R_ΑΡΒΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,163	1	,163	53,467	,000 ^b
	Residual	2,287	750	,003		
	Total	2,451	751			

a. Dependent Variable: R_ΒΙΟΣΚ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,042	1	,042	264,452	,000 ^b
	Residual	,120	750	,000		
	Total	,162	751			

a. Dependent Variable: R_ΔΕΗ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,096	1	,096	151,991	,000 ^b
	Residual	,476	750	,001		
	Total	,572	751			

a. Dependent Variable: R_ΕΣΥΜΒ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,159	1	,159	1387,151	,000 ^b
	Residual	,086	750	,000		
	Total	,245	751			

a. Dependent Variable: R_ΕΤΕ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,099	1	,099	899,122	,000 ^b
	Residual	,082	750	,000		
	Total	,181	751			

a. Dependent Variable: R_ΕΥΡΩΒ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,021	1	,021	47,720	,000 ^b
	Residual	,336	750	,000		
	Total	,357	751			

a. Dependent Variable: R_ΗΛΕΑΘ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,062	1	,062	236,933	,000 ^b
	Residual	,195	750	,000		
	Total	,256	751			

a. Dependent Variable: R_ΚΛΕΜ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,120	1	,120	100,361	,000 ^b
	Residual	,898	750	,001		
	Total	1,018	751			

a. Dependent Variable: R_KPEKA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,069	1	,069	184,551	,000 ^b
	Residual	,282	750	,000		
	Total	,351	751			

a. Dependent Variable: R_ΛΑΜΔΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,162	1	,162	478,394	,000 ^b
	Residual	,254	750	,000		
	Total	,416	751			

a. Dependent Variable: R_METKA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,041	1	,041	166,766	,000 ^b
	Residual	,185	750	,000		
	Total	,226	751			

a. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,193	1	,193	520,426	,000 ^b
	Residual	,279	750	,000		
	Total	,472	751			

a. Dependent Variable: R_MYTIA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,054	1	,054	267,744	,000 ^b
	Residual	,151	750	,000		
	Total	,205	751			

a. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,082	1	,082	551,743	,000 ^b
	Residual	,111	750	,000		
	Total	,193	751			

a. Dependent Variable: R_ΟΤΕ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

- 2009-2011

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,032	1	,032	7,424	,007 ^b
	Residual	3,223	748	,004		
	Total	3,255	749			

a. Dependent Variable: R_AKPIT

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,221	1	,221	130,228	,000 ^b
	Residual	1,267	748	,002		
	Total	1,488	749			

a. Dependent Variable: R_AKKO

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,130	1	,130	28,055	,000 ^b
	Residual	3,474	748	,005		
	Total	3,605	749			

a. Dependent Variable: R_ΑΛΤΕΚ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,128	1	1,128	1488,213	,000 ^b
	Residual	,567	748	,001		
	Total	1,695	749			

a. Dependent Variable: R_ΑΛΦΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,191	1	,191	127,277	,000 ^b
	Residual	1,121	748	,001		
	Total	1,312	749			

a. Dependent Variable: R_ΑΝΕΚ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,085	1	,085	22,464	,000 ^b
	Residual	2,829	748	,004		
	Total	2,914	749			

a. Dependent Variable: R_ΒΙΟΣΚ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,220	1	,220	400,702	,000 ^b
	Residual	,411	748	,001		
	Total	,632	749			

a. Dependent Variable: R_ΔΕΗ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,012	1	,012	29,807	,000 ^b
	Residual	,303	748	,000		
	Total	,315	749			

a. Dependent Variable: R_ΕΣΥΜΒ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,134	1	1,134	2383,137	,000 ^b
	Residual	,356	748	,000		
	Total	1,490	749			

a. Dependent Variable: R_ΕΤΕ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,285	1	1,285	1699,548	,000 ^b
	Residual	,566	748	,001		
	Total	1,851	749			

a. Dependent Variable: R_ΕΥΡΩΒ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,011	1	,011	5,403	,020 ^b
	Residual	1,489	748	,002		
	Total	1,500	749			

a. Dependent Variable: R_ΗΛΕΑΘ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,113	1	,113	158,829	,000 ^b
	Residual	,534	748	,001		
	Total	,647	749			

a. Dependent Variable: R_ΚΛΕΜ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,181	1	,181	108,001	,000 ^b
	Residual	1,252	748	,002		
	Total	1,433	749			

a. Dependent Variable: R_KPEKA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,075	1	,075	94,195	,000 ^b
	Residual	,595	748	,001		
	Total	,670	749			

a. Dependent Variable: R_ΛΑΜΔΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,182	1	,182	523,871	,000 ^b
	Residual	,260	748	,000		
	Total	,441	749			

a. Dependent Variable: R_METKA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,121	1	,121	252,266	,000 ^b
	Residual	,359	748	,000		
	Total	,480	749			

a. Dependent Variable: R_MΠΕΛΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,605	1	,605	1420,520	,000 ^b
	Residual	,319	748	,000		
	Total	,924	749			

a. Dependent Variable: R_MYTIA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,201	1	,201	378,650	,000 ^b
	Residual	,397	748	,001		
	Total	,599	749			

a. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,211	1	,211	458,800	,000 ^b
	Residual	,344	748	,000		
	Total	,555	749			

a. Dependent Variable: R_ΟΤΕ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Συντελεστές

- 2000-2002

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,001	,001		-,980	,327
	R_ΓΔ	1,061	,052	,619	20,544	,000

a. Dependent Variable: R_AKPIT

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,001	,001		-,537	,592
	R_ΓΔ	1,470	,066	,630	22,154	,000

a. Dependent Variable: R_AAKO

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,001	,001		-1,617	,106
	R_ΓΔ	1,638	,046	,795	35,785	,000

a. Dependent Variable: R_A\ATEK

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,000	,000		-,653	,514
	R_ΓΔ	1,053	,025	,840	42,350	,000

a. Dependent Variable: R_A\ΦA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,001	,001		-1,415	,157
	R_ΓΔ	1,110	,048	,648	23,224	,000

a. Dependent Variable: R_ANEK

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,001		-,286	,775
	R_ΓΔ	,845	,039	,620	21,573	,000

a. Dependent Variable: R_APBA

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-,001	,001		-,494	,622
R_ΓΔ	1,601	,086	,562	18,534	,000

a. Dependent Variable: R_BIOΣΚ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,001	,001		2,293	,023
R_ΓΔ	,615	,057	,563	10,859	,000

a. Dependent Variable: R_ΔEH

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-,001	,002		-,461	,645
R_ΓΔ	1,679	,205	,468	8,206	,000

a. Dependent Variable: R_EΣΥMB

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		-,393	,694
R_ΓΔ	1,072	,030	,799	36,246	,000

a. Dependent Variable: R_ETE

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-4,756E-5	,000		-,124	,902
R_ΓΔ	,832	,023	,802	36,630	,000

a. Dependent Variable: R_EΥΡΩB

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		-,346	,730
R_ΓΔ	,981	,051	,579	19,418	,000

a. Dependent Variable: R_HΛEAΘ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-,002	,001		-1,977	,048
R_ΓΔ	,069	,070	,036	,980	,327

a. Dependent Variable: R_ΛAMΔA

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		-,140	,889
R_ΓΔ	1,163	,048	,667	24,472	,000

a. Dependent Variable: R_ΚΑΕΜ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,001	,001		,722	,471
R_ΓΔ	1,595	,088	,553	18,140	,000

a. Dependent Variable: R_ΚΡΕΚΑ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		-,293	,770
R_ΓΔ	1,281	,045	,722	28,497	,000

a. Dependent Variable: R_ΜΕΤΚΑ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,002	,001		1,810	,071
R_ΓΔ	1,217	,050	,667	24,439	,000

a. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-,001	,001		-2,066	,039
R_ΓΔ	1,382	,042	,772	33,194	,000

a. Dependent Variable: R_ΜΥΤΙΑ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,003	,001		3,171	,002
R_ΓΔ	,741	,060	,518	12,339	,000

a. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,000		,648	,517
R_ΓΔ	,846	,029	,729	29,104	,000

a. Dependent Variable: R_ΟΤΕ

- 2003-2006

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,001	,001		-,957	,339
	R_ΓΔ	,743	,085	,304	8,750	,000

a. Dependent Variable: R_AKPIT

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,001	,001		-,788	,431
	R_ΓΔ	1,549	,100	,491	15,437	,000

a. Dependent Variable: R_AAKO

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,001	,002		,333	,739
	R_ΓΔ	1,818	,153	,398	11,870	,000

a. Dependent Variable: R_A\TEK

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,000		,566	,571
	R_ΓΔ	1,204	,042	,725	28,793	,000

a. Dependent Variable: R_A\ΦA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,000	,001		-,530	,597
	R_ΓΔ	1,180	,074	,501	15,848	,000

a. Dependent Variable: R_ANEK

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,001		-,487	,627
	R_ΓΔ	,909	,055	,519	16,607	,000

a. Dependent Variable: R_APBA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,002		,091	,927
	R_ΓΔ	1,415	,194	,258	7,312	,000

a. Dependent Variable: R_BIOΣK

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	
	B	Std. Error	Beta			
1	(Constant)	,000	,000		-,792	,429
	R_Δ	,719	,044	,511	16,262	,000

a. Dependent Variable: R_ΔEH

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	
	B	Std. Error	Beta			
1	(Constant)	,000	,001		-,211	,833
	R_Δ	1,088	,088	,410	12,328	,000

a. Dependent Variable: R_ΕΣΥΜΒ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	
	B	Std. Error	Beta			
1	(Constant)	,000	,000		,622	,534
	R_Δ	1,397	,038	,806	37,244	,000

a. Dependent Variable: R_ΕΤΕ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	
	B	Std. Error	Beta			
1	(Constant)	-1,133E-5	,000		-,030	,976
	R_Δ	1,101	,037	,738	29,985	,000

a. Dependent Variable: R_ΕΥΡΩΒ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	
	B	Std. Error	Beta			
1	(Constant)	-2,217E-5	,001		-,029	,977
	R_Δ	,512	,074	,245	6,908	,000

a. Dependent Variable: R_ΗΑΕΑΘ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	
	B	Std. Error	Beta			
1	(Constant)	,000	,001		-,236	,814
	R_Δ	,869	,056	,490	15,393	,000

a. Dependent Variable: R_ΚΑΕΜ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	
	B	Std. Error	Beta			
1	(Constant)	-,002	,001		-1,543	,123
	R_Δ	1,215	,121	,344	10,018	,000

a. Dependent Variable: R_ΚΡΕΚΑ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,001		-,258	,797
	R_ΓΔ	,922	,068	,444	13,585	,000

a. Dependent Variable: R_ΛΜΔΑ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-1,392E-6	,001		-,002	,998
	R_ΓΔ	1,410	,064	,624	21,872	,000

a. Dependent Variable: R_METKA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,001	,001		2,218	,027
	R_ΓΔ	,710	,055	,427	12,914	,000

a. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΛ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,001	,001		1,360	,174
	R_ΓΔ	1,541	,068	,640	22,813	,000

a. Dependent Variable: R_MYTIA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,001	,001		1,717	,086
	R_ΓΔ	,814	,050	,513	16,363	,000

a. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-4,969E-5	,000		-,111	,911
	R_ΓΔ	1,002	,043	,651	23,489	,000

a. Dependent Variable: R_OTE

- 2009-2011

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,001	,002		,564	,573
R_ΓΔ	,295	,108	,099	2,725	,007

a. Dependent Variable: R_AKPIT

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,002		-,177	,860
R_ΓΔ	,775	,068	,385	11,412	,000

a. Dependent Variable: R_AAKO

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,001	,002		,303	,762
R_ΓΔ	,596	,112	,190	5,297	,000

a. Dependent Variable: R_AA TEK

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		-,262	,794
R_ΓΔ	1,752	,045	,816	38,577	,000

a. Dependent Variable: R_AAΦA

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-,001	,001		-,853	,394
R_ΓΔ	,720	,064	,381	11,282	,000

a. Dependent Variable: R_ANEK

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		,434	,664
R_ΓΔ	,466	,040	,392	11,657	,000

a. Dependent Variable: R_APBA

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-9,062E-5	,002		-,040	,968
R_ΓΔ	,481	,101	,171	4,740	,000

a. Dependent Variable: R_BIOΣK

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		-,326	,744
R_ΓΔ	,774	,039	,591	20,018	,000

a. Dependent Variable: R_ΔEH

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,001	,001		1,349	,178
R_ΓΔ	,181	,033	,196	5,460	,000

a. Dependent Variable: R_EΣYMB

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		,437	,662
R_ΓΔ	1,757	,036	,872	48,817	,000

a. Dependent Variable: R_ETE

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		-,364	,716
R_ΓΔ	1,870	,045	,833	41,226	,000

a. Dependent Variable: R_EYΡΩB

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-,002	,002		-1,245	,214
R_ΓΔ	,171	,074	,085	2,324	,020

a. Dependent Variable: R_HΔEAΘ

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-9,630E-5	,001		-,099	,921
R_ΓΔ	,555	,044	,419	12,603	,000

a. Dependent Variable: R_KΔEM

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		,119	,905
R_ΓΔ	,701	,067	,355	10,392	,000

a. Dependent Variable: R_KPEKA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,001		,187	,852
	R_ΓΔ	,452	,047	,334	9,705	,000

a. Dependent Variable: R_ΛΑΜΔΑ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,001	,001		1,355	,176
	R_ΓΔ	,703	,031	,642	22,888	,000

a. Dependent Variable: R_METKA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,001	,001		,933	,351
	R_ΓΔ	,574	,036	,502	15,883	,000

a. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,002	,001		2,177	,030
	R_ΓΔ	1,284	,034	,809	37,690	,000

a. Dependent Variable: R_MYTIA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,001		-,391	,696
	R_ΓΔ	,740	,038	,580	19,459	,000

a. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

Coefficients^a

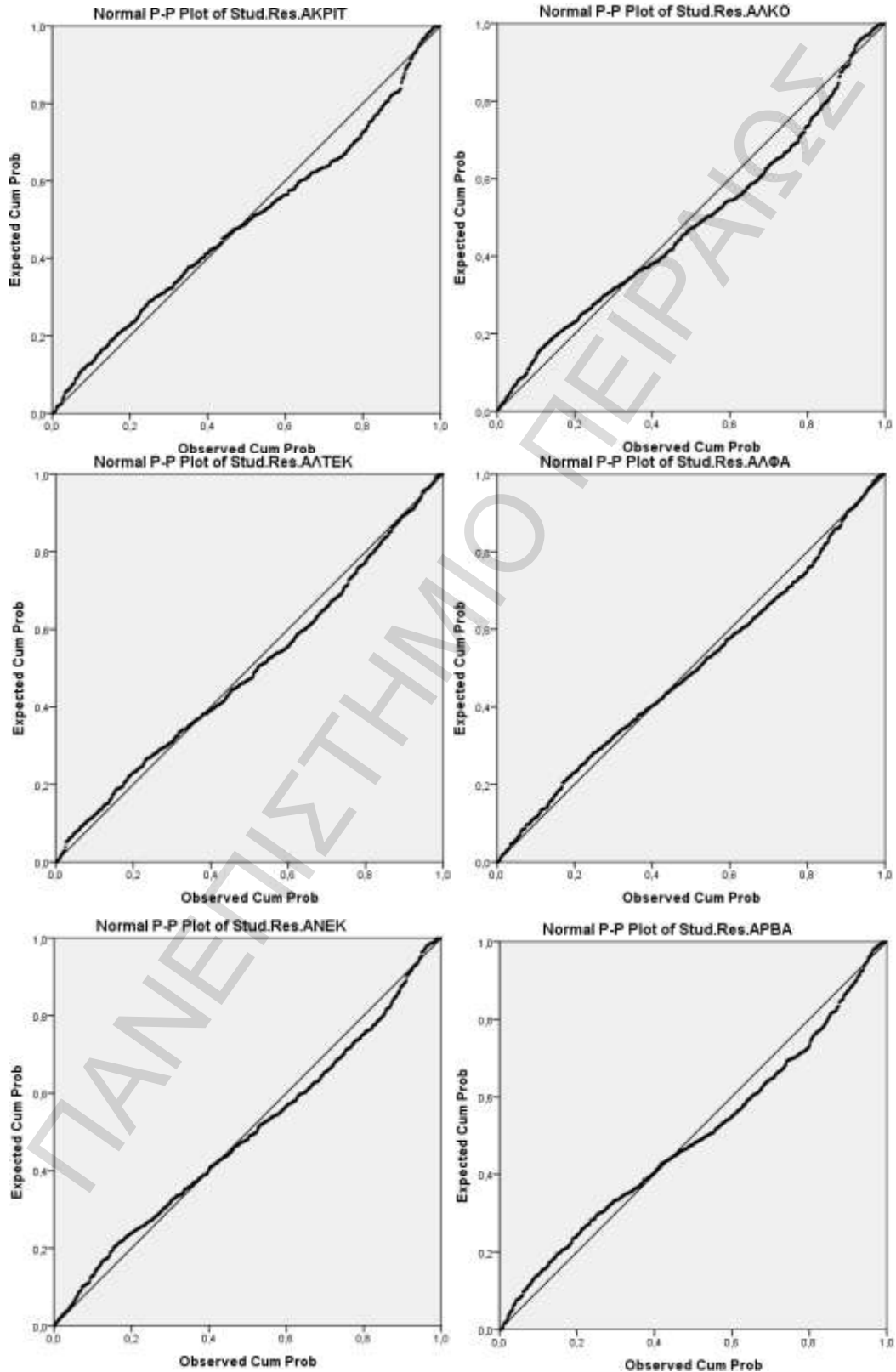
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,001	,001		-,941	,347
	R_ΓΔ	,758	,035	,617	21,420	,000

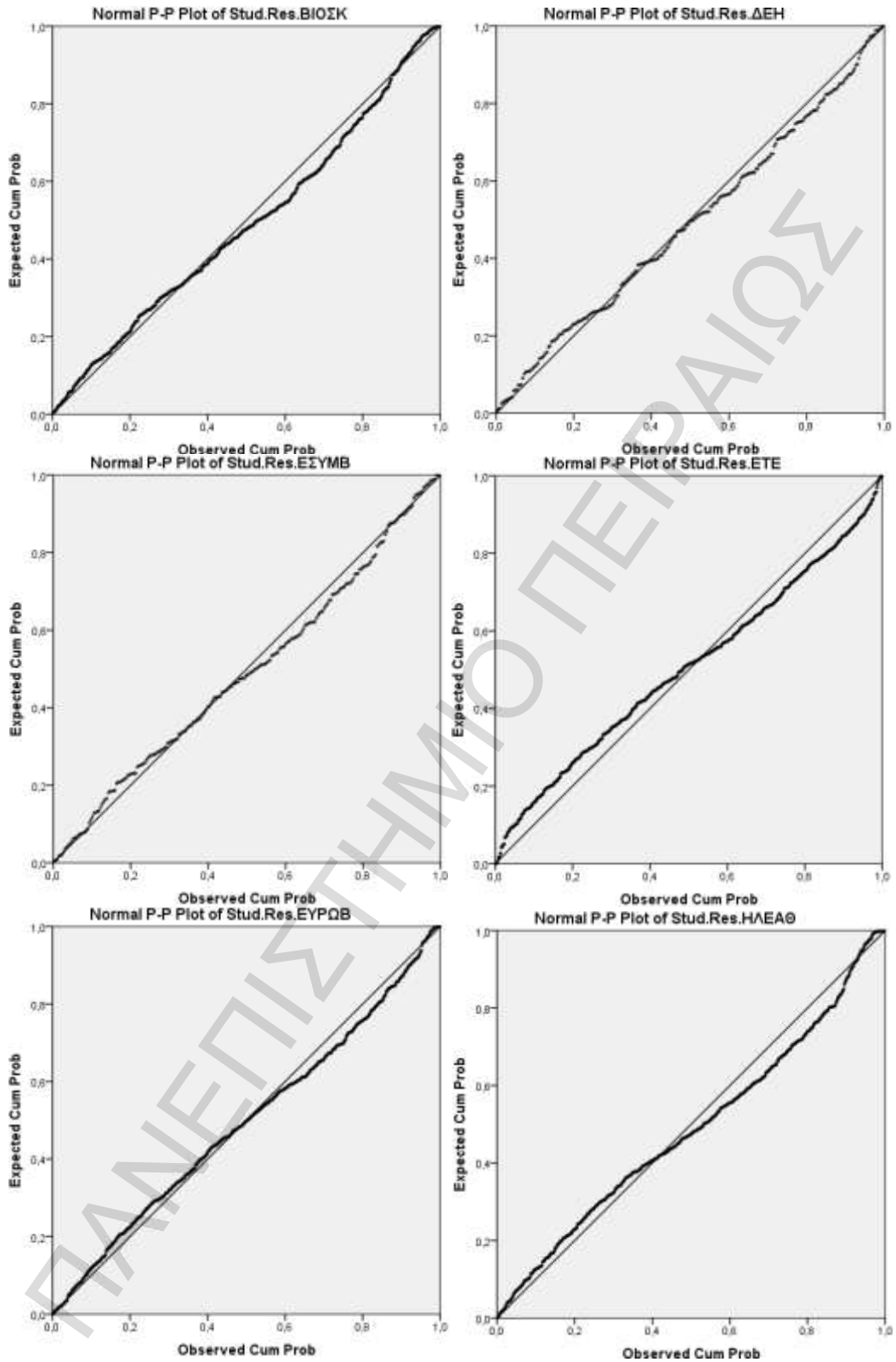
a. Dependent Variable: R_OTE

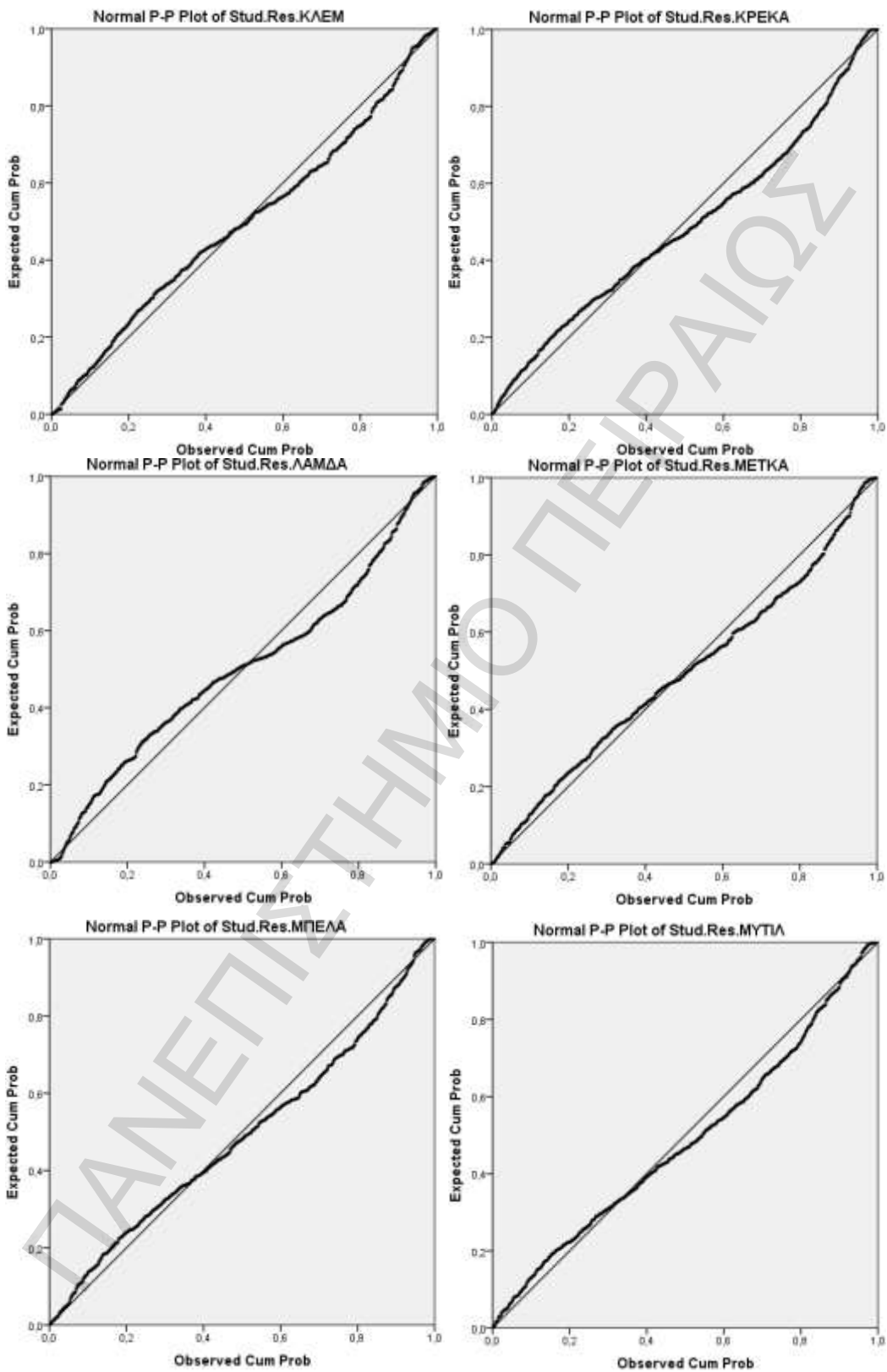
Έλεγχος Κανονικότητας

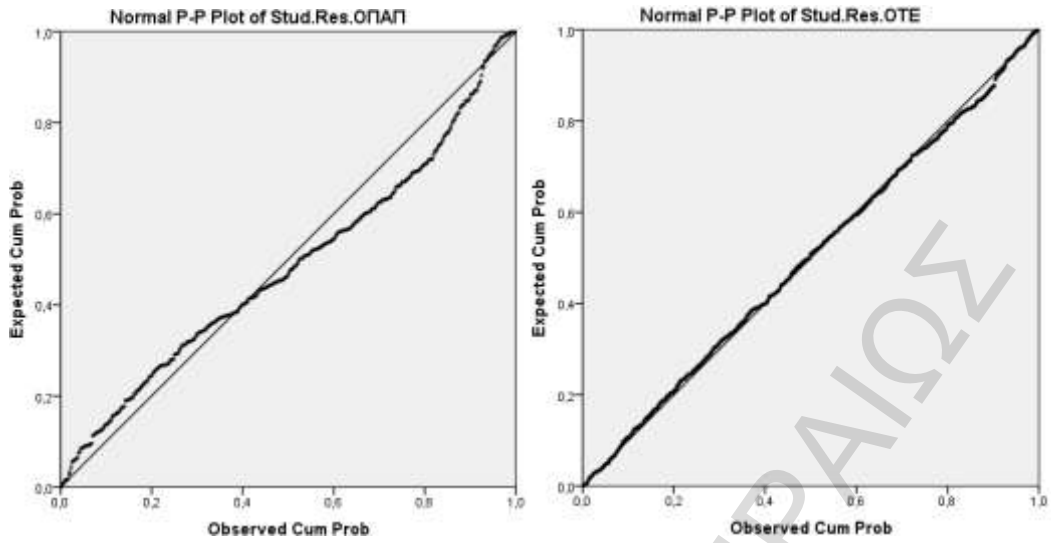
Γραφικός

- 2000-2002

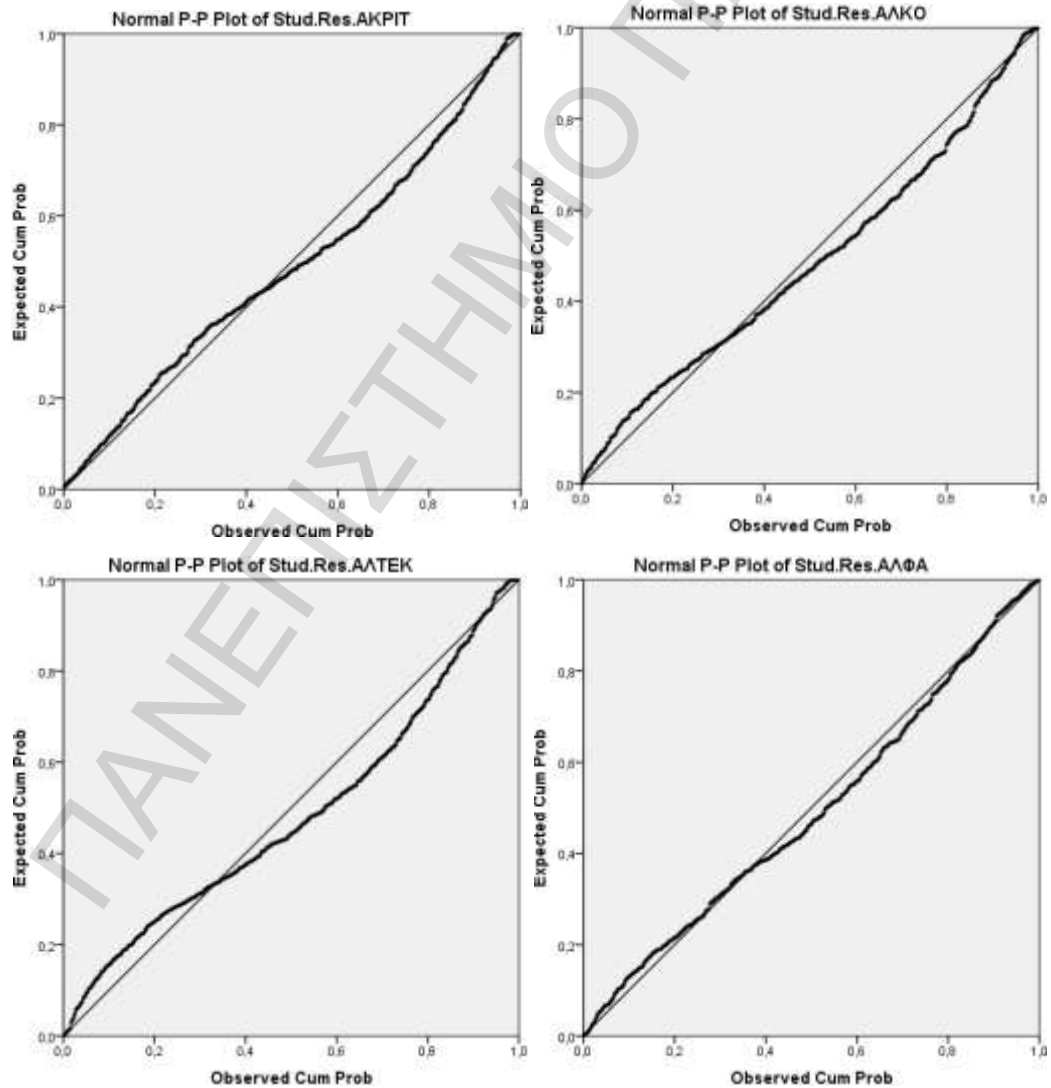


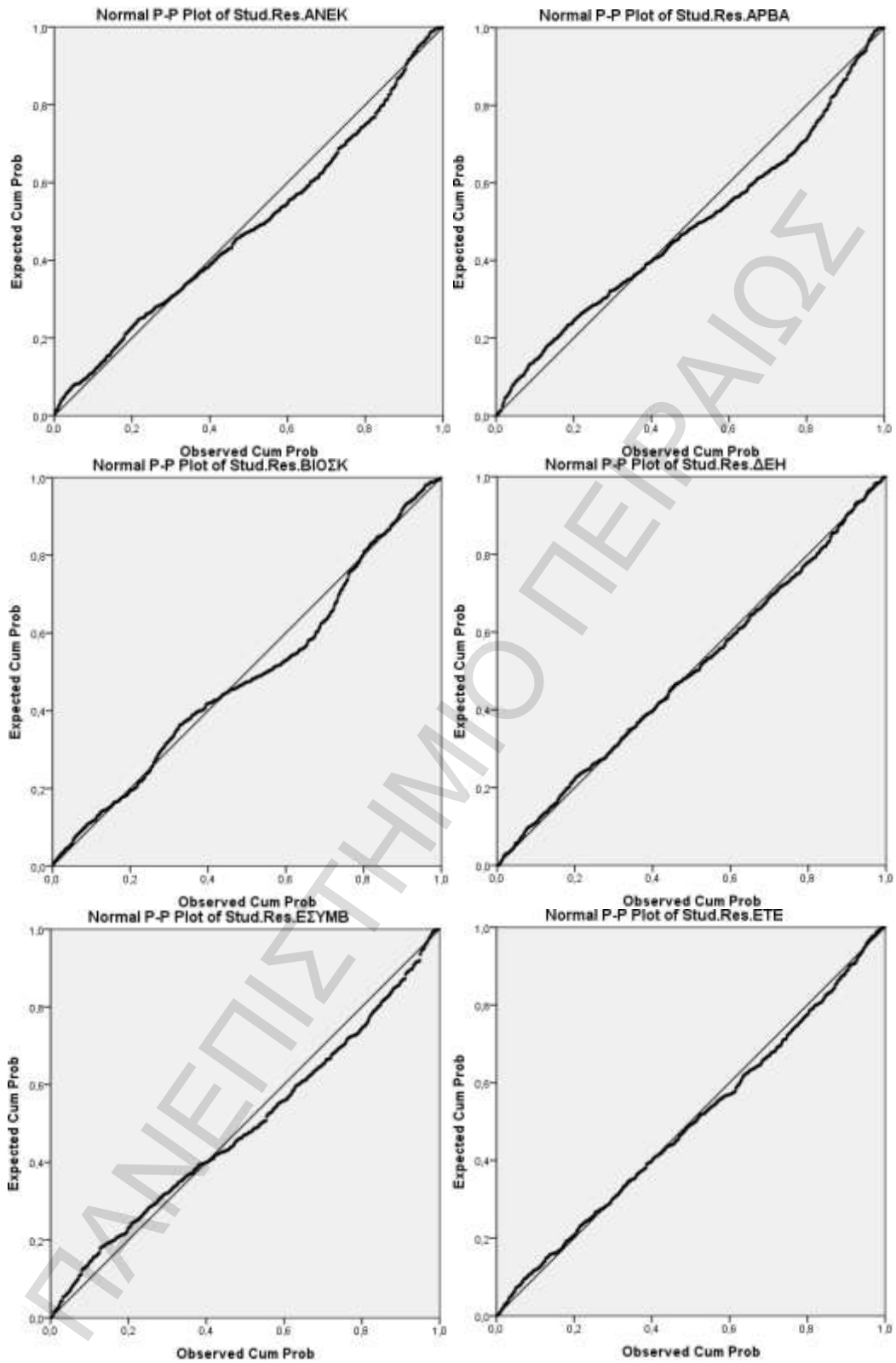


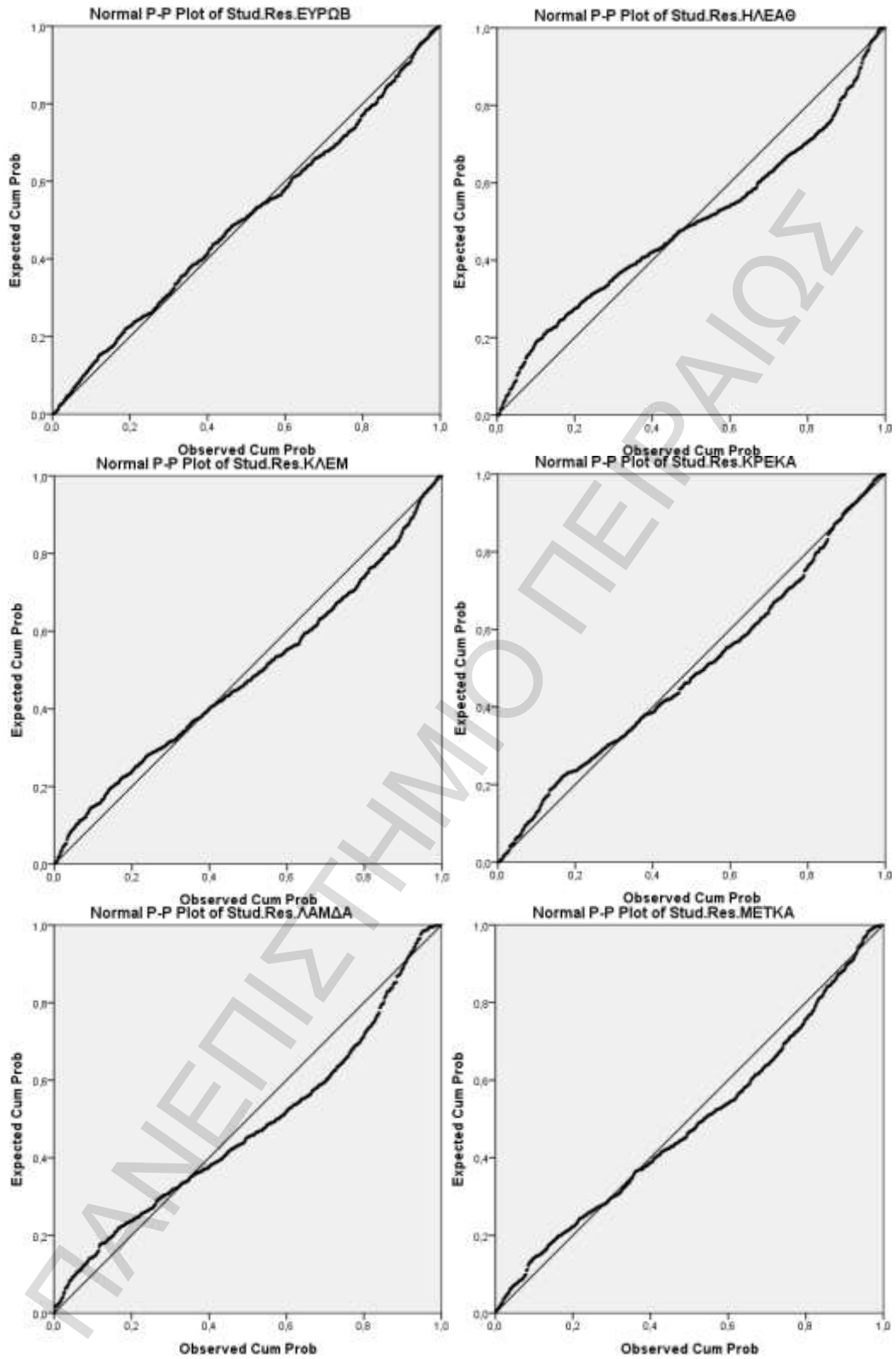


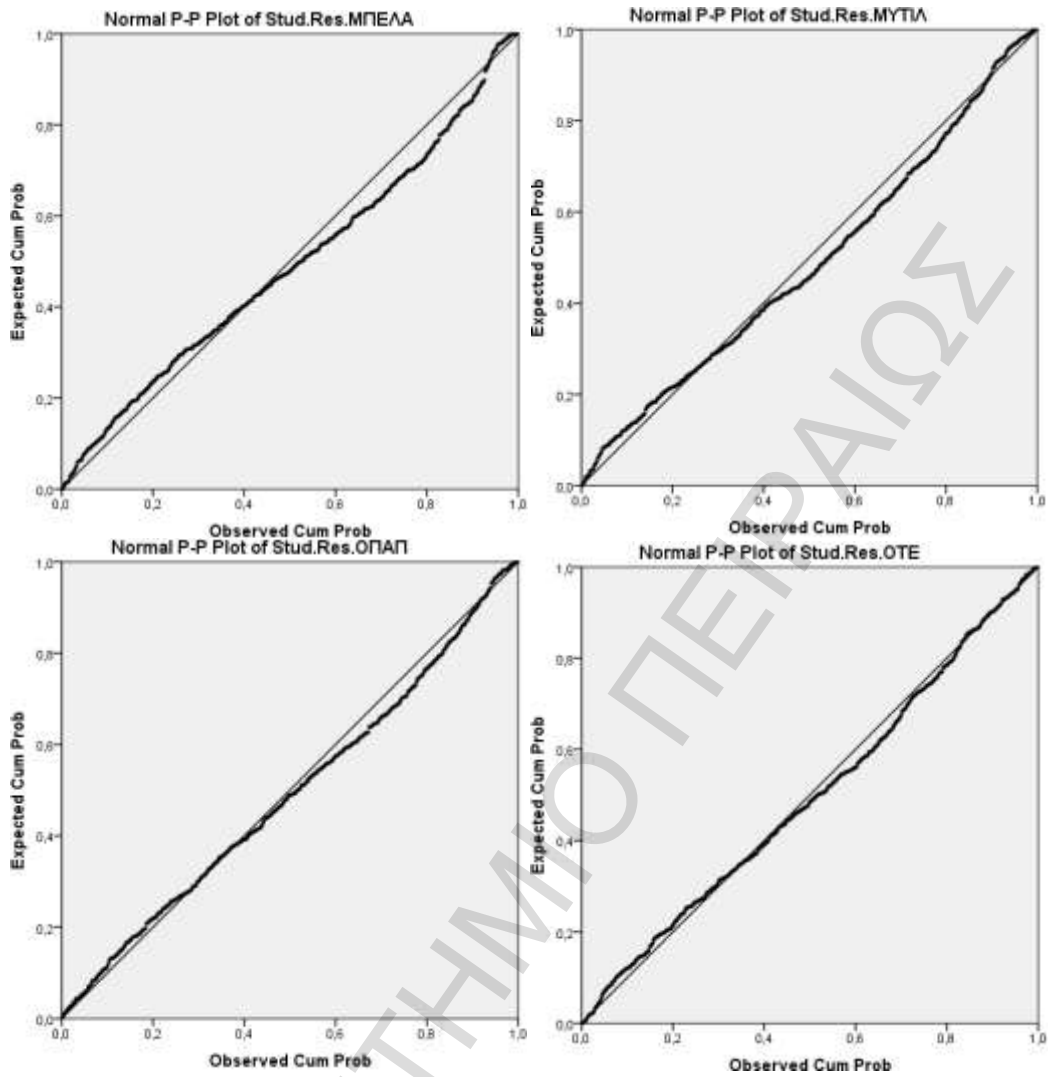


- 2003-2006

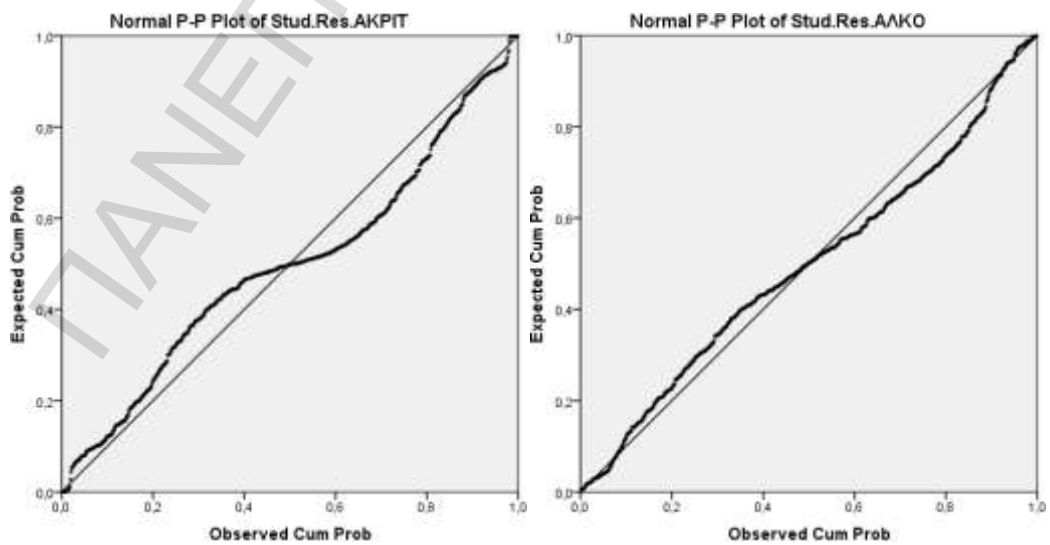


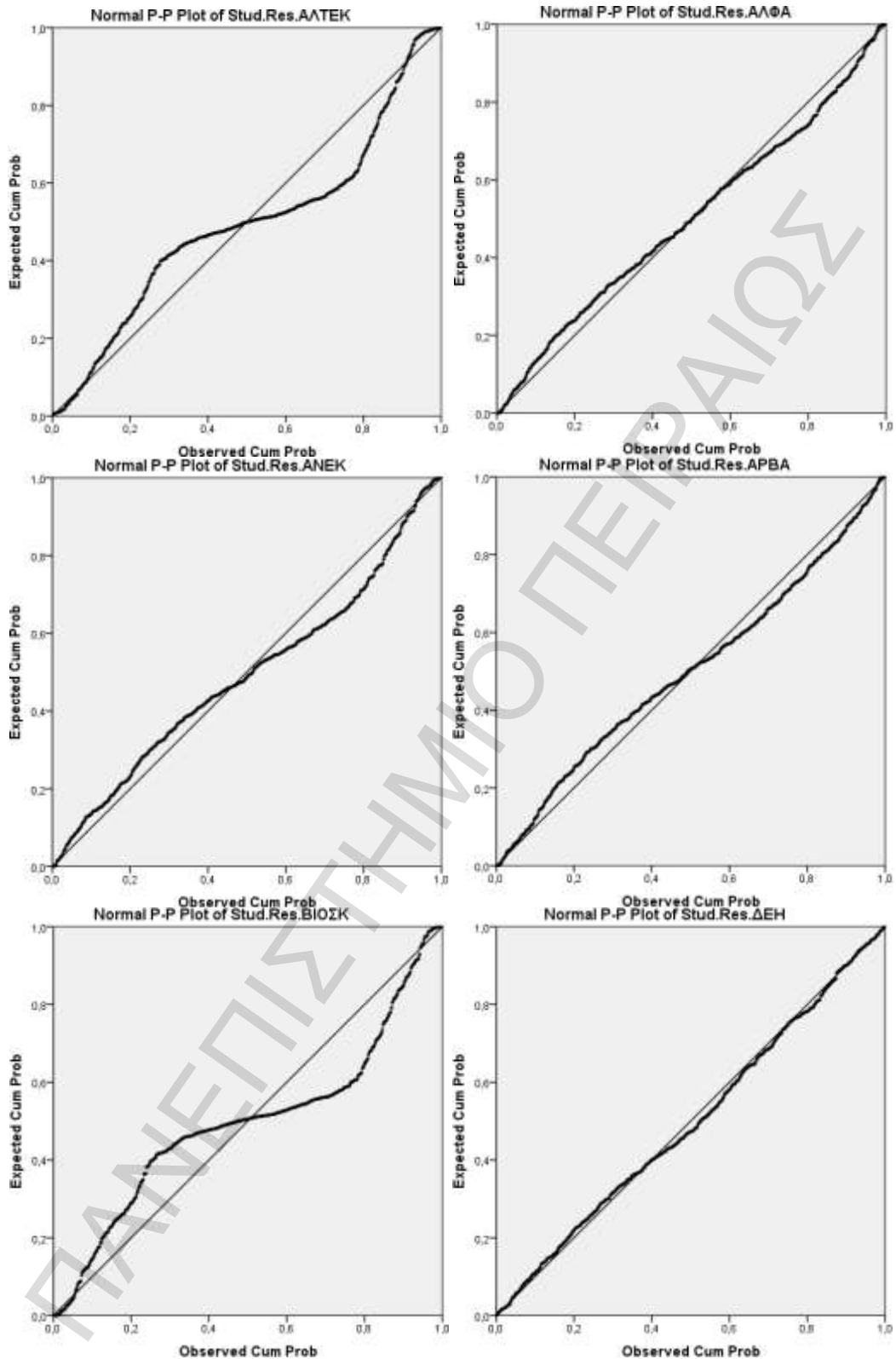


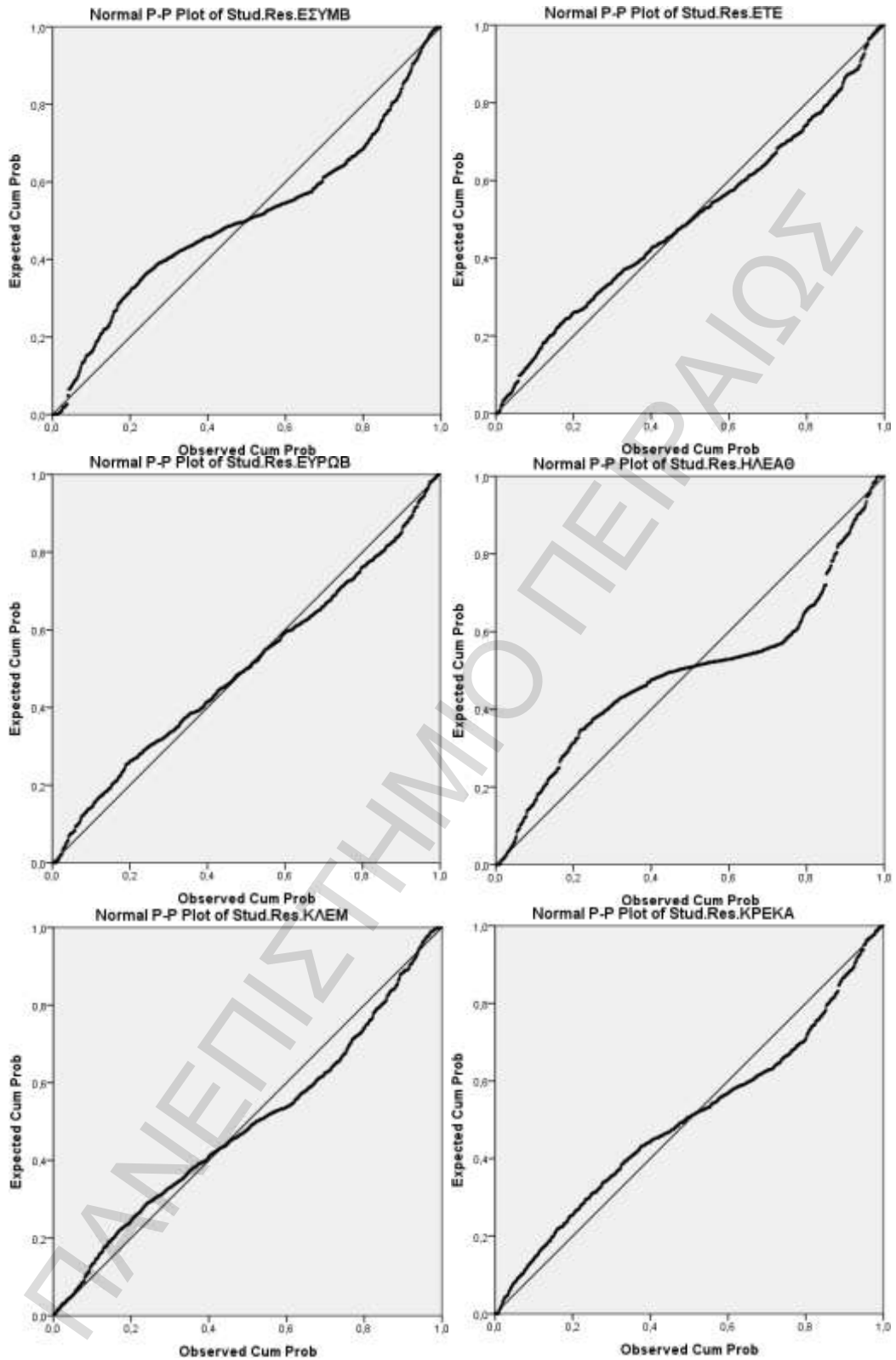


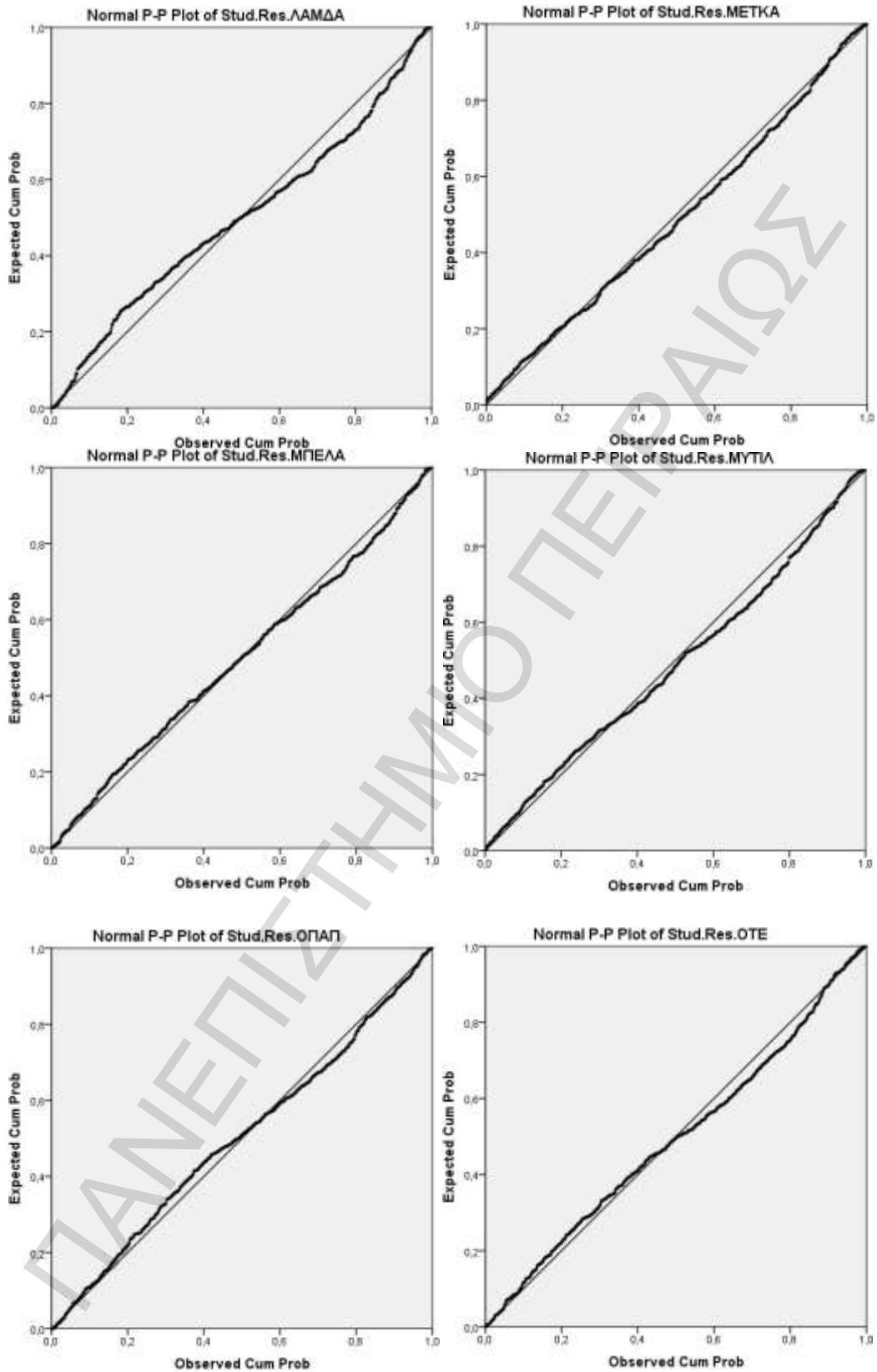


- 2009-2011





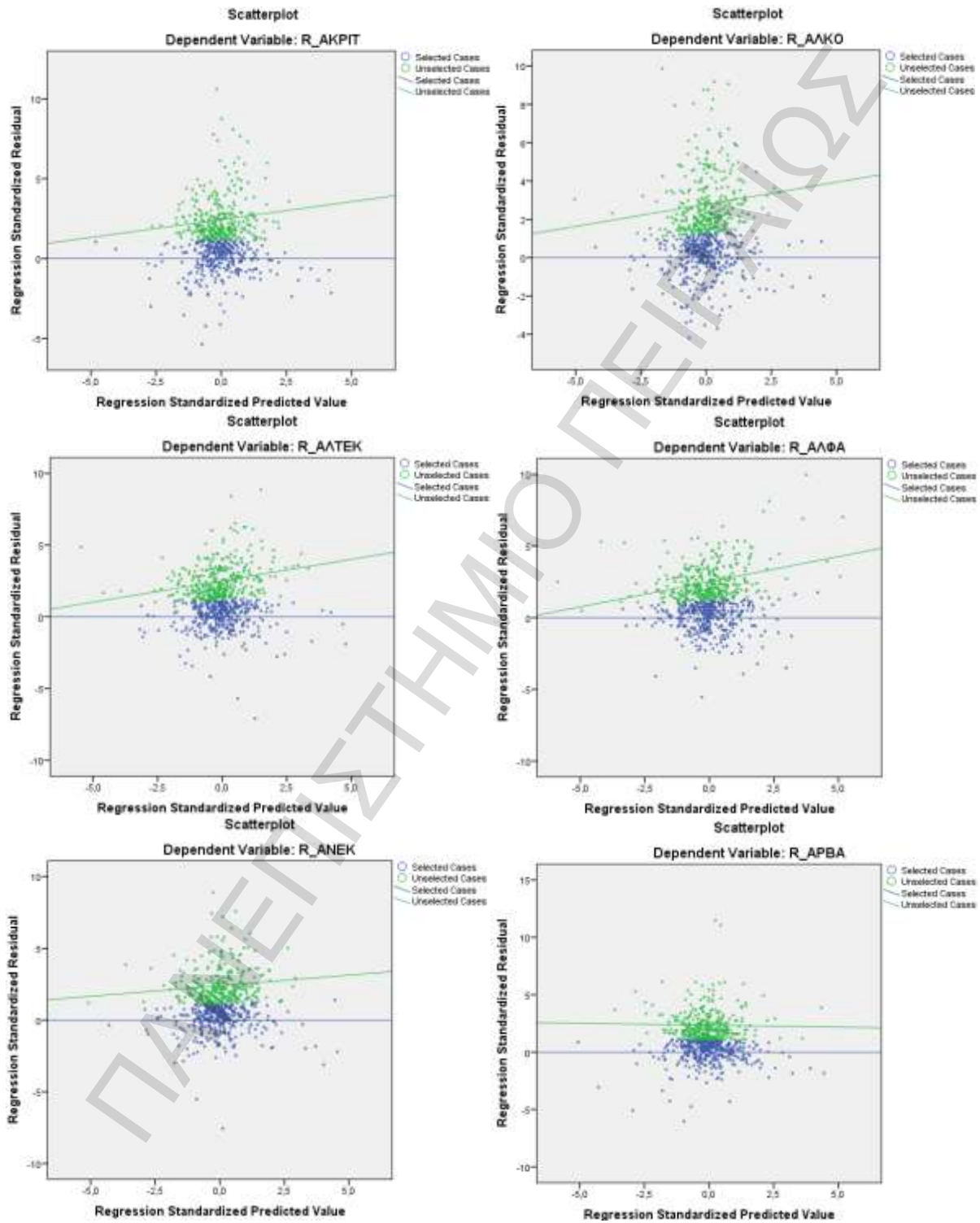


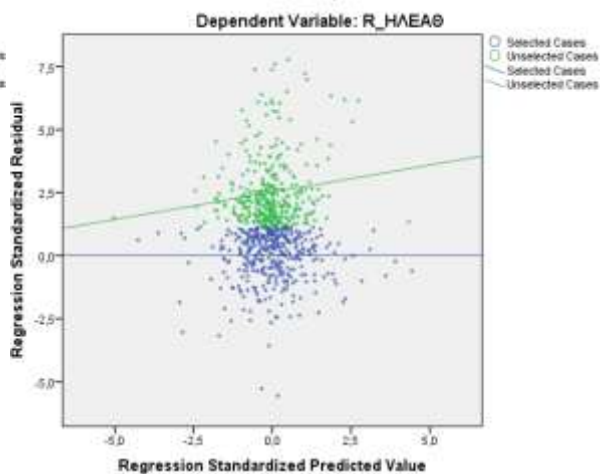
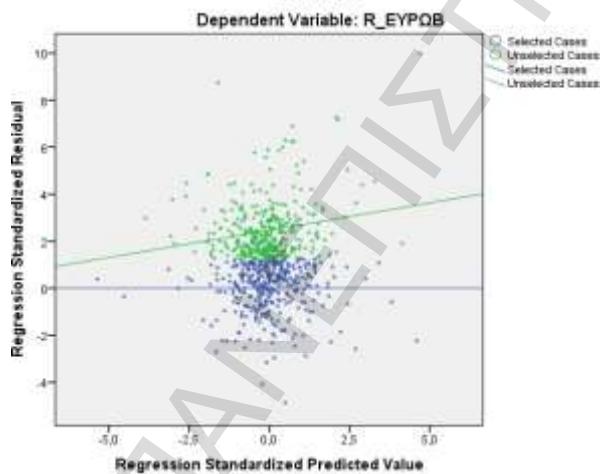
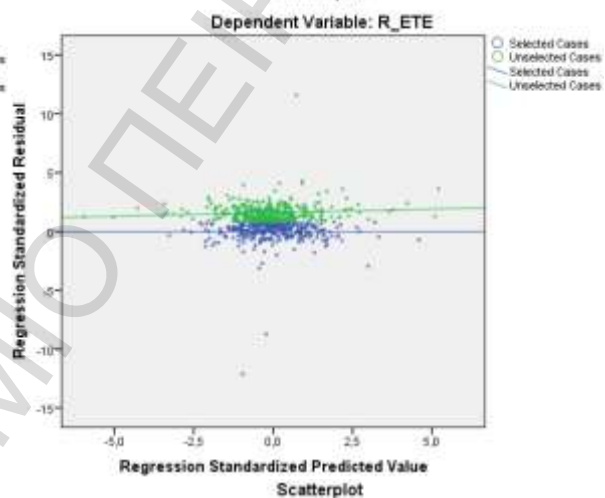
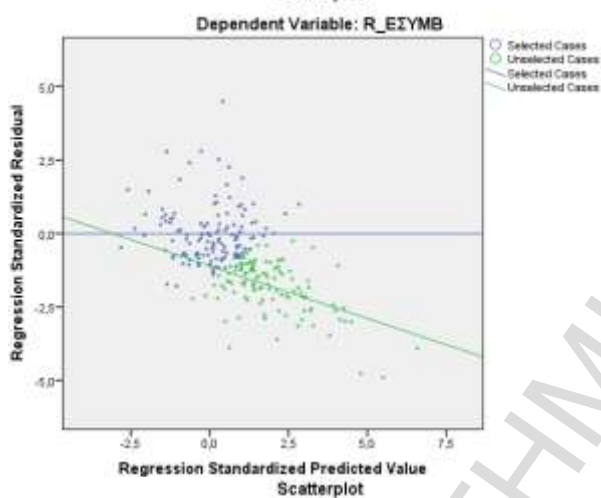
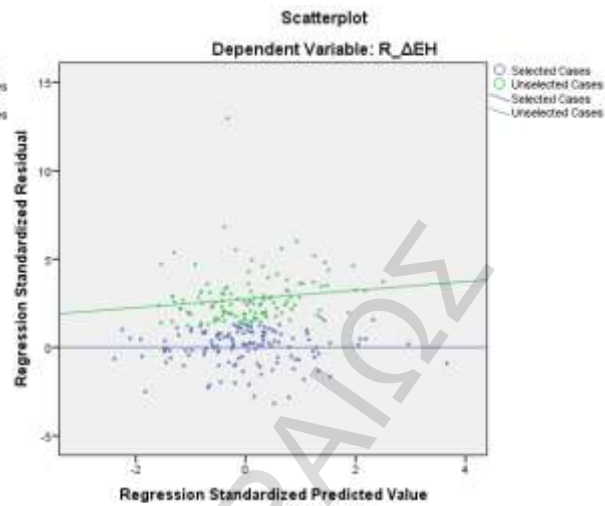
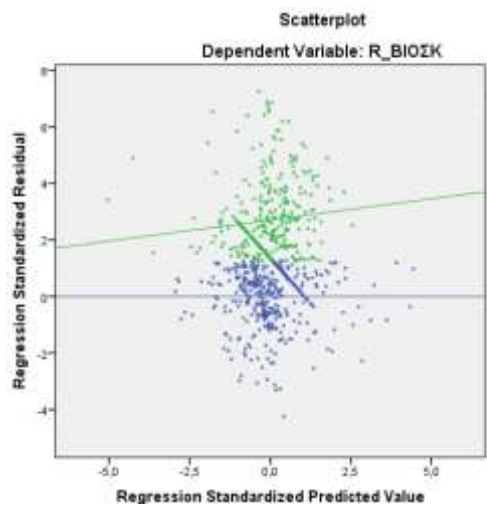


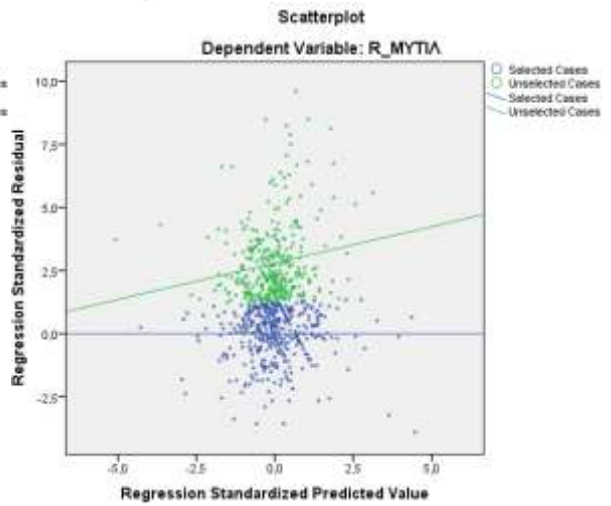
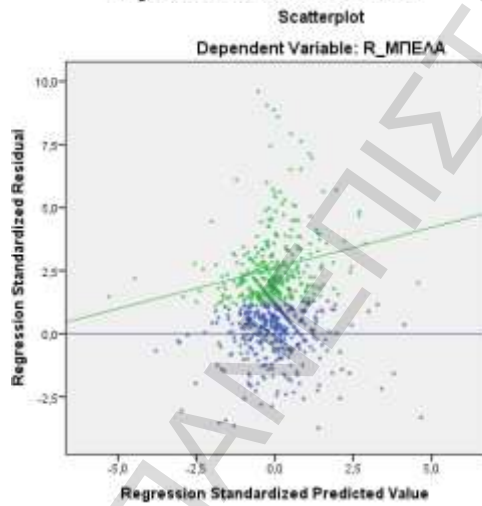
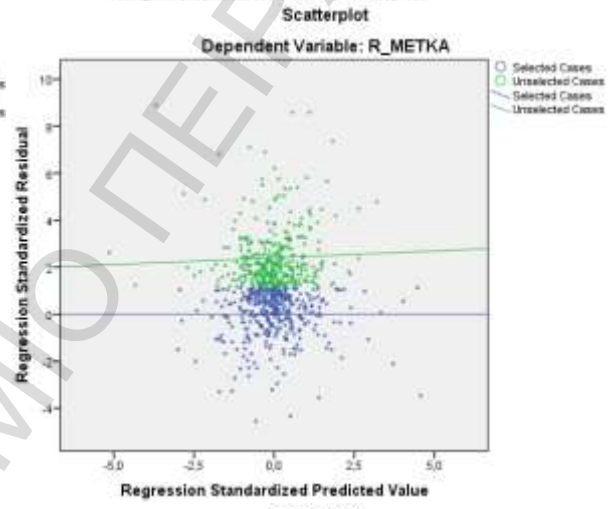
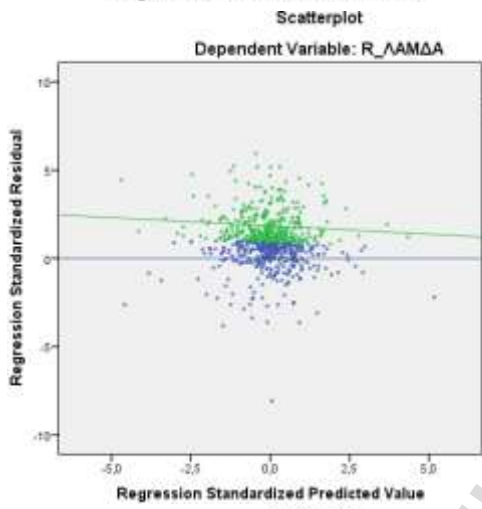
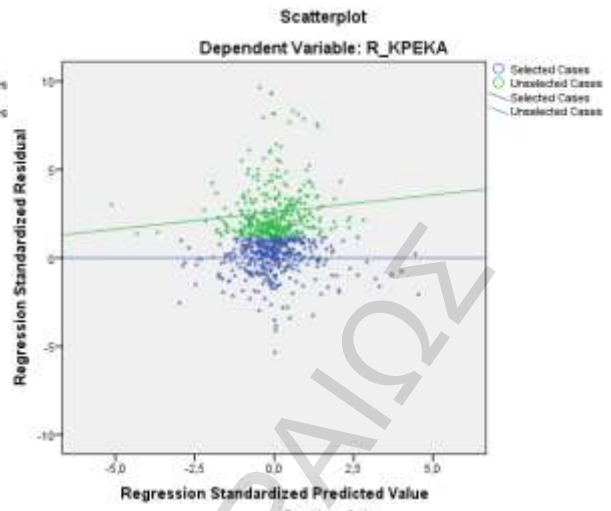
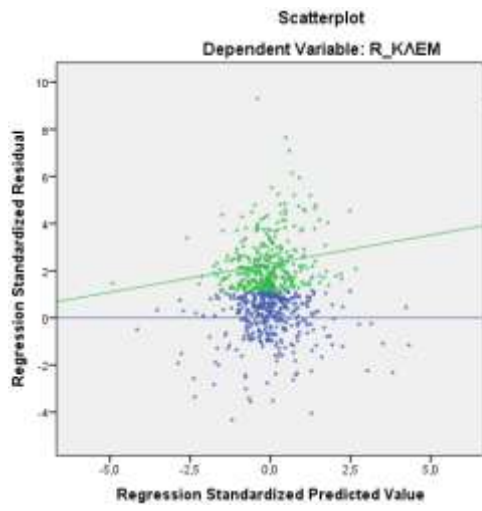
Έλεγχος Ομοσκεδαστικότητας

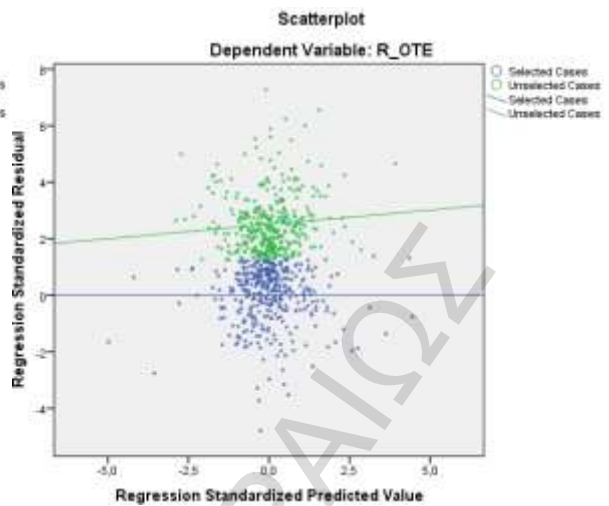
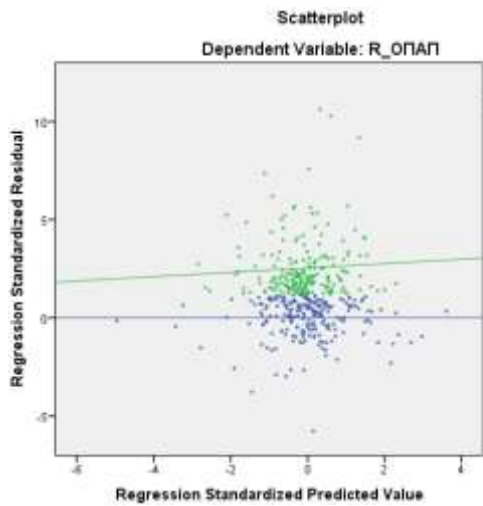
i. Γραφικός

- 2000-2002

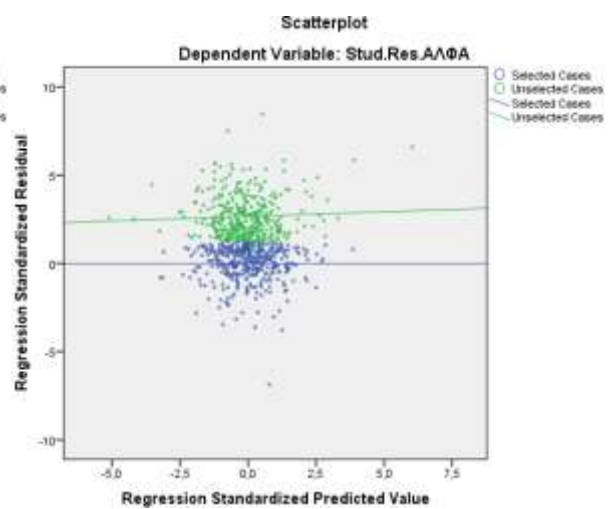
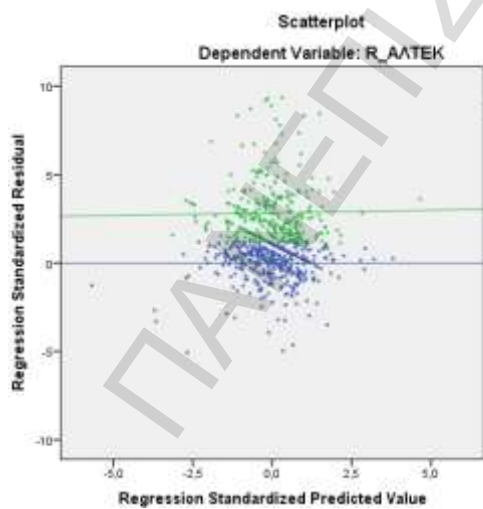
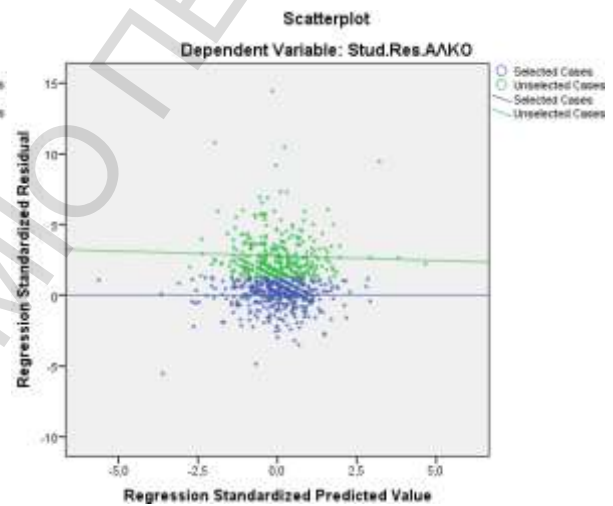
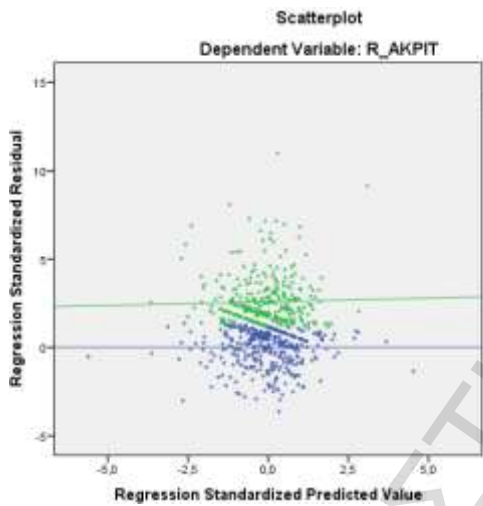


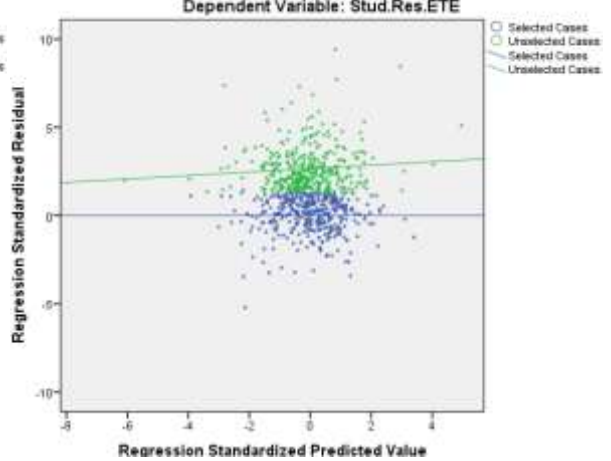
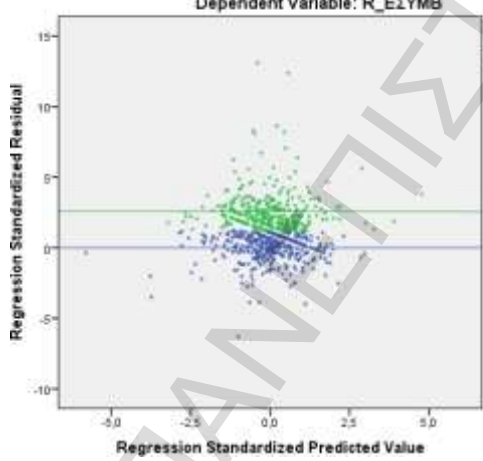
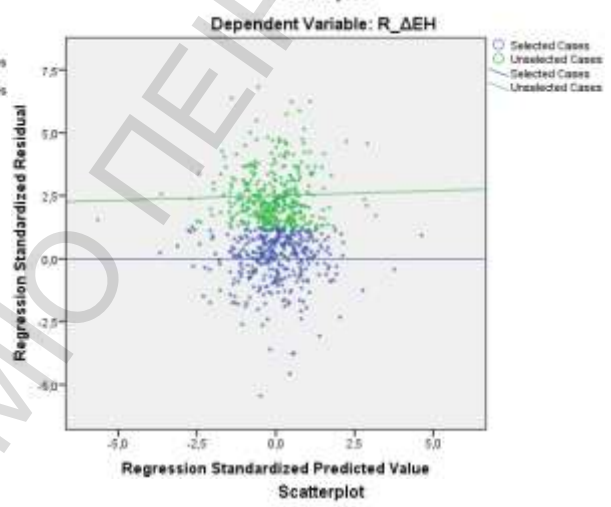
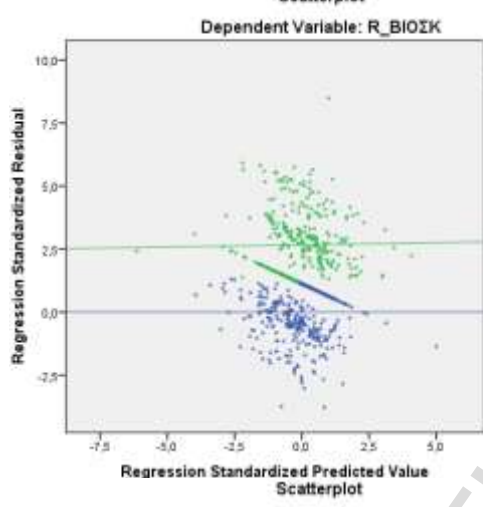
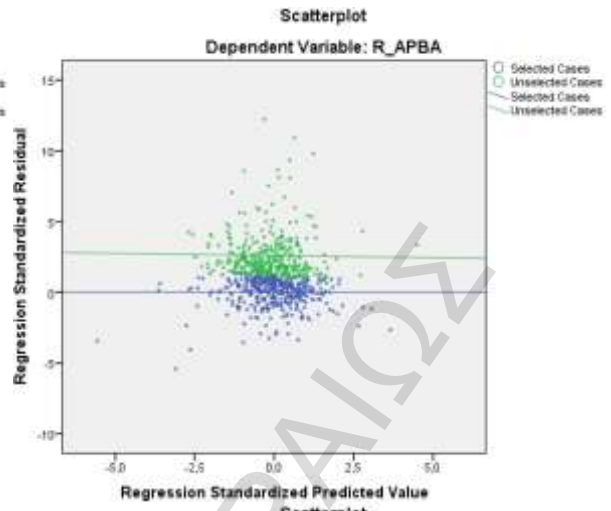
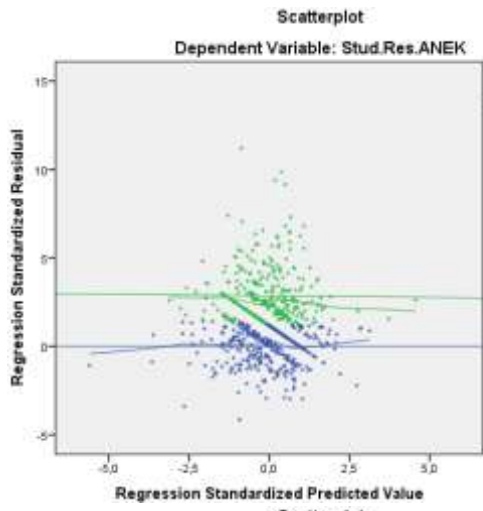


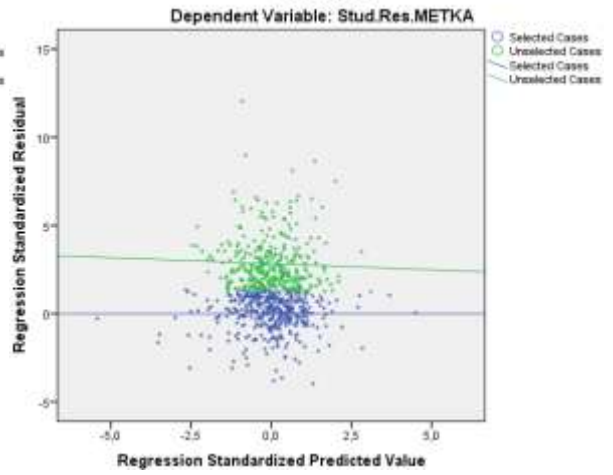
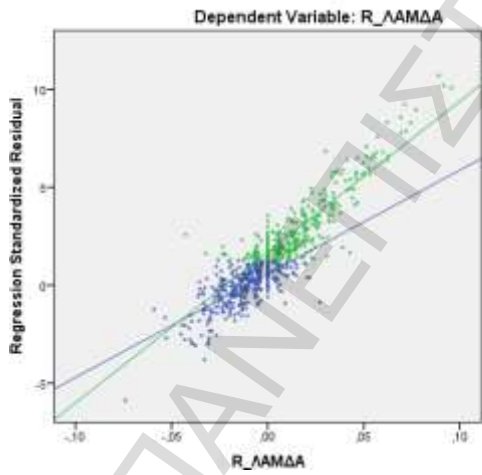
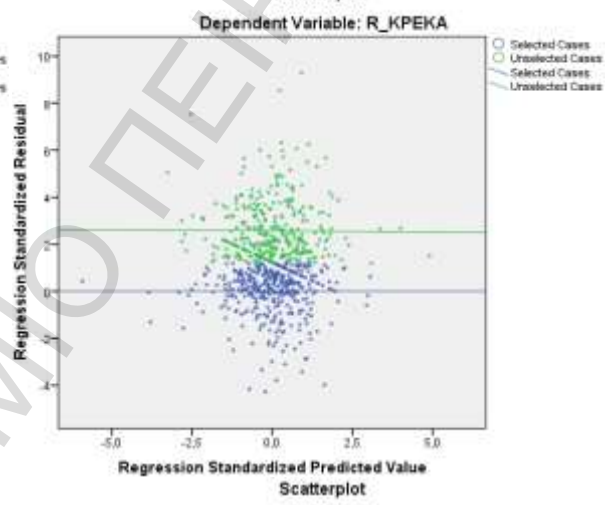
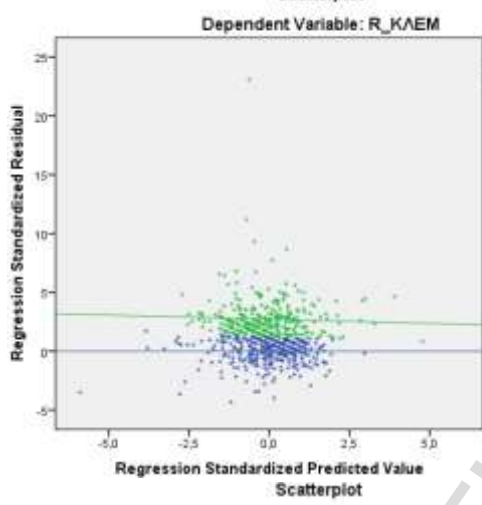
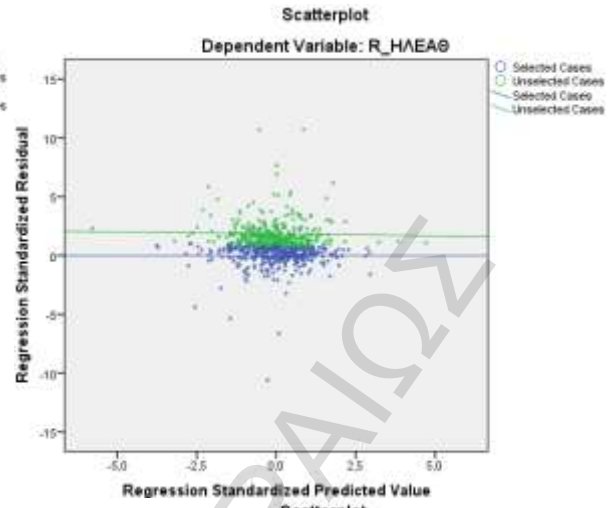
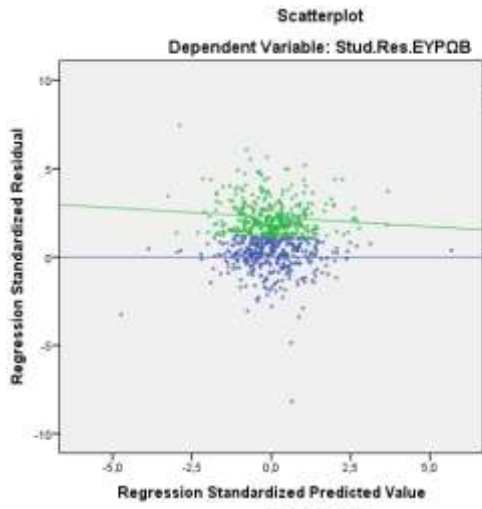


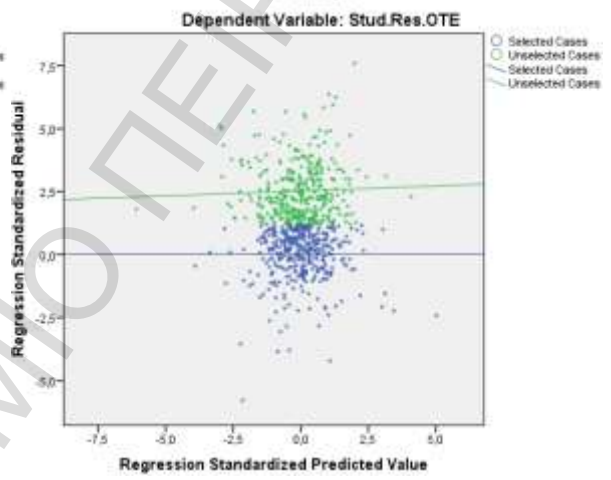
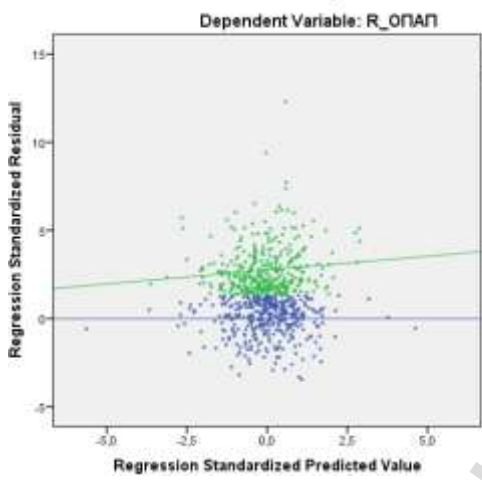
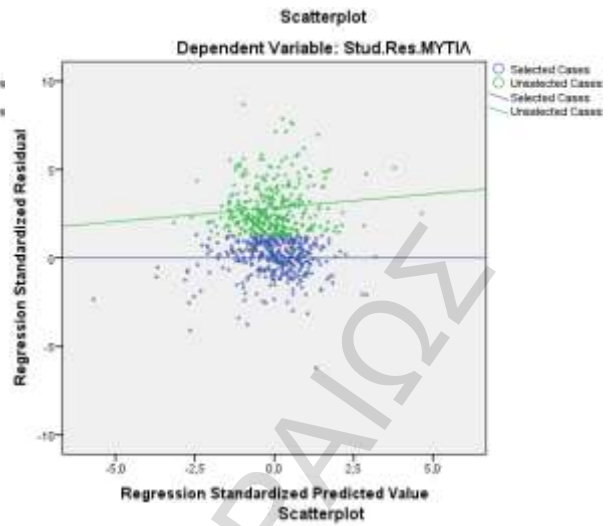
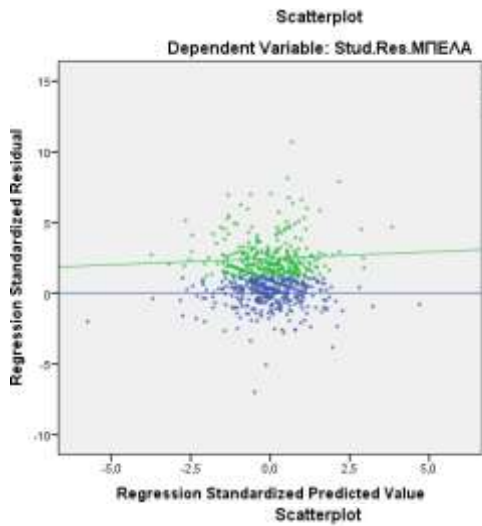


- 2003-2006

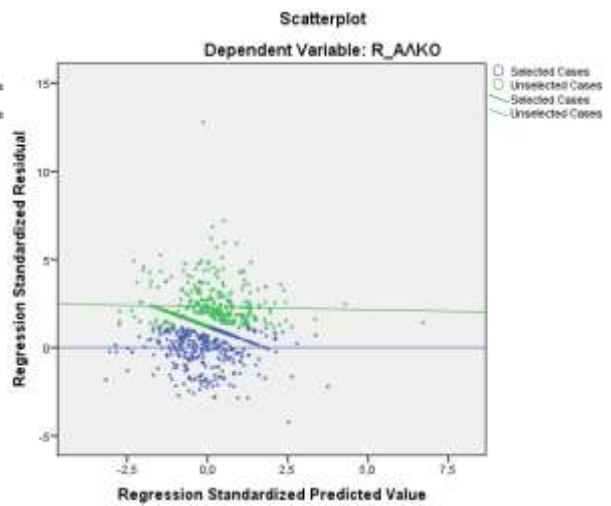
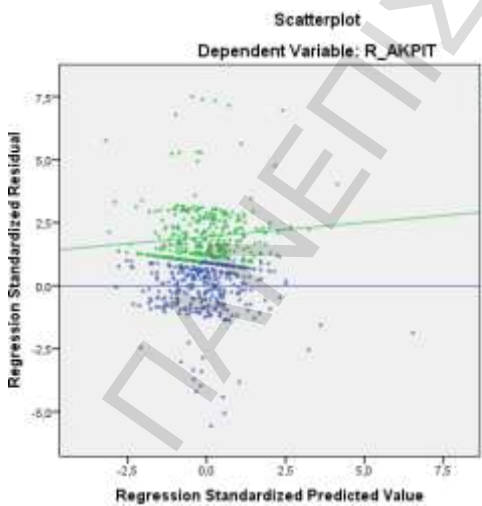


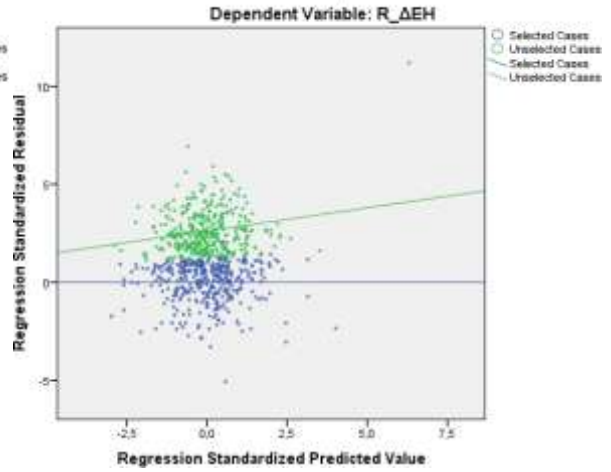
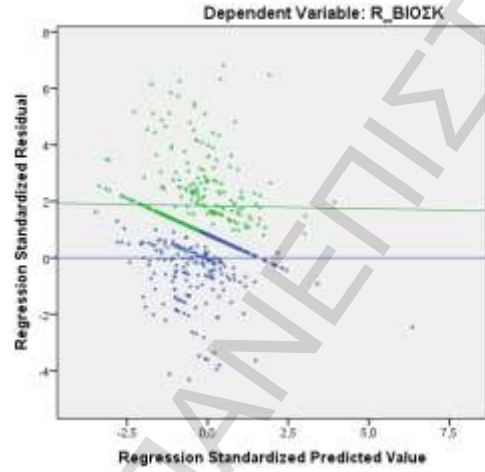
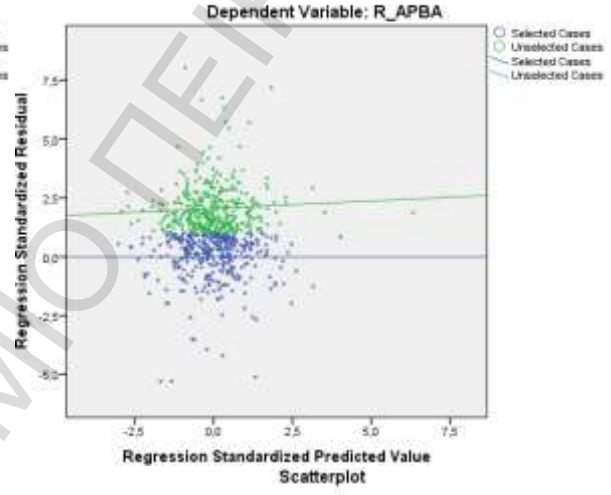
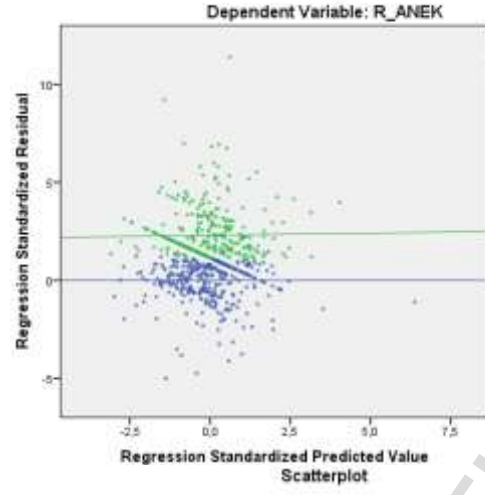
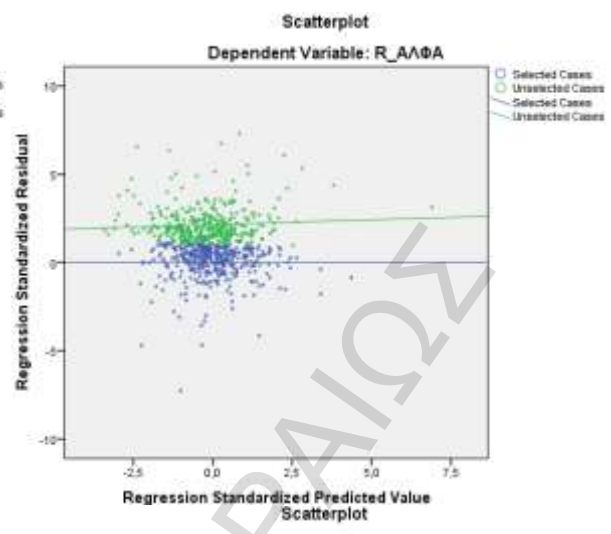
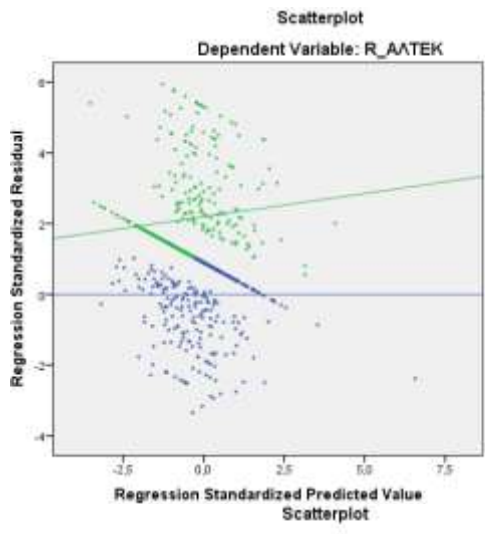


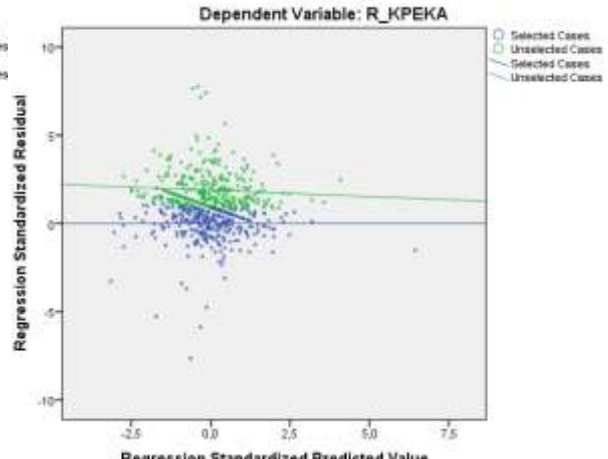
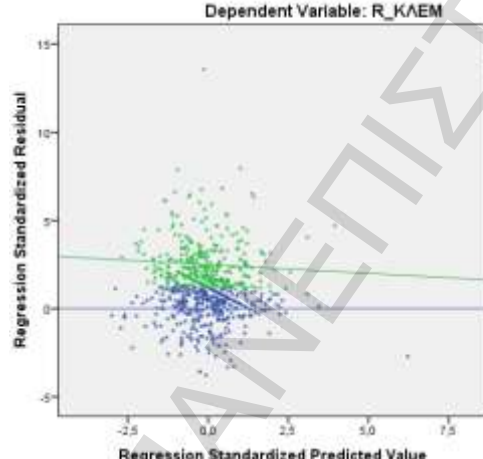
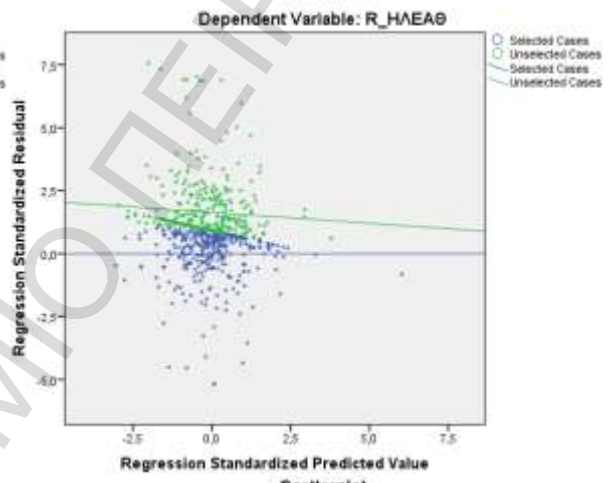
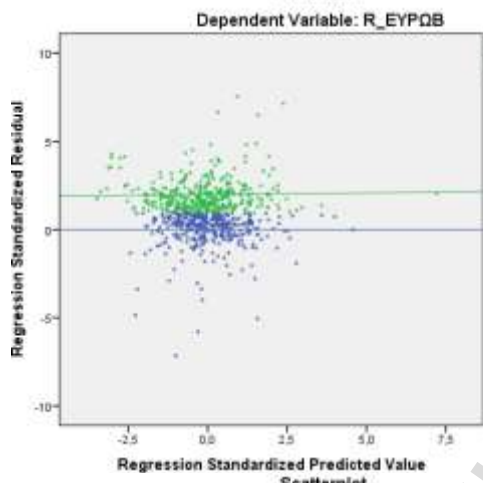
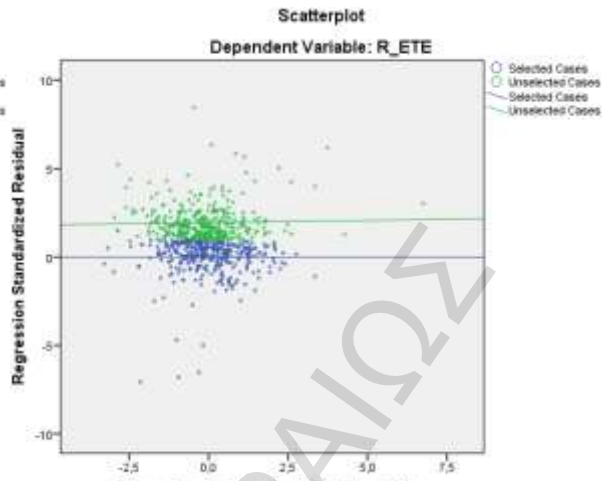
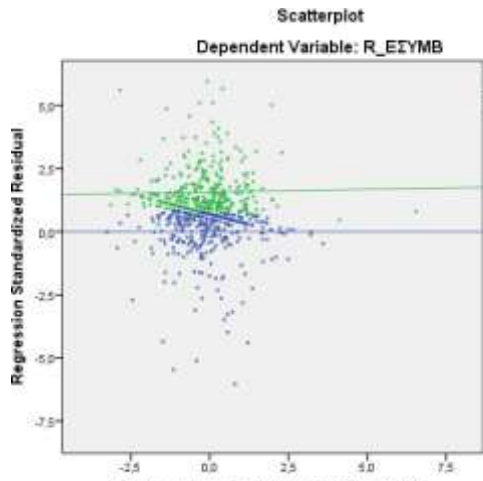


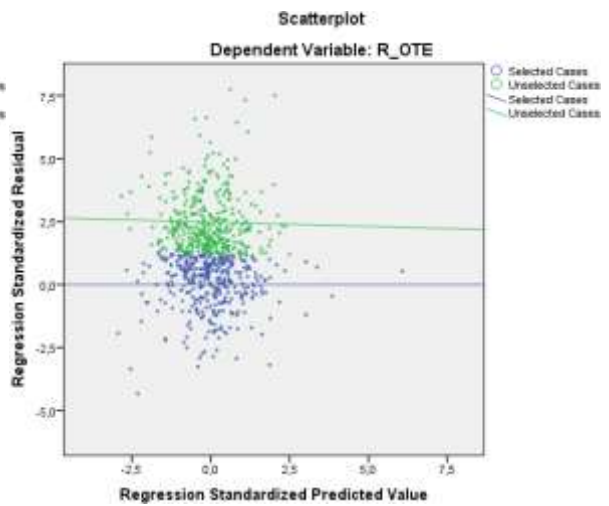
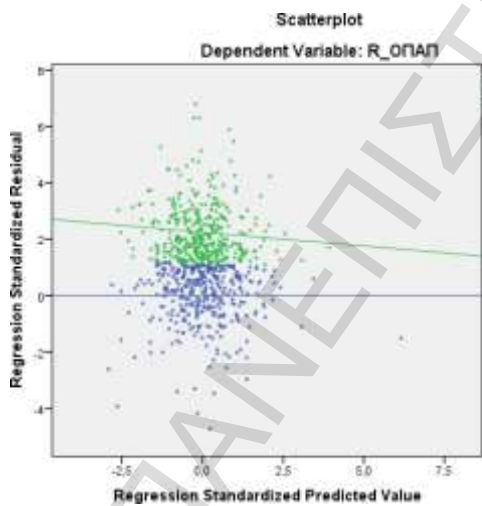
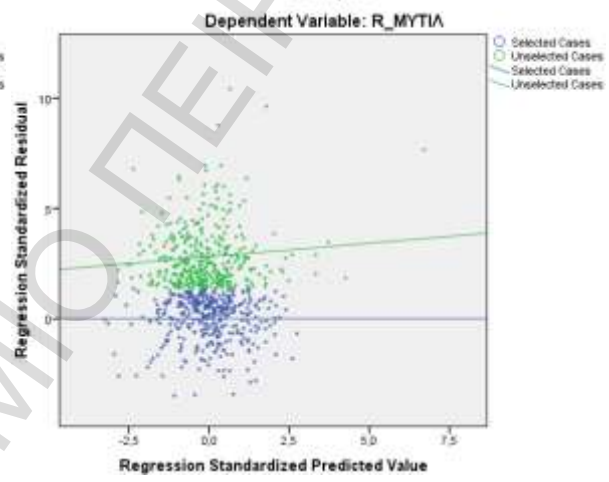
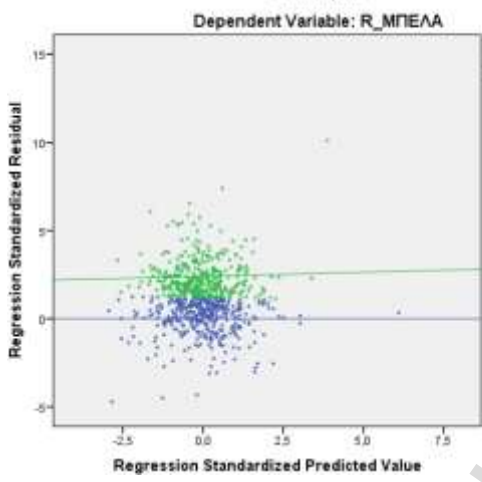
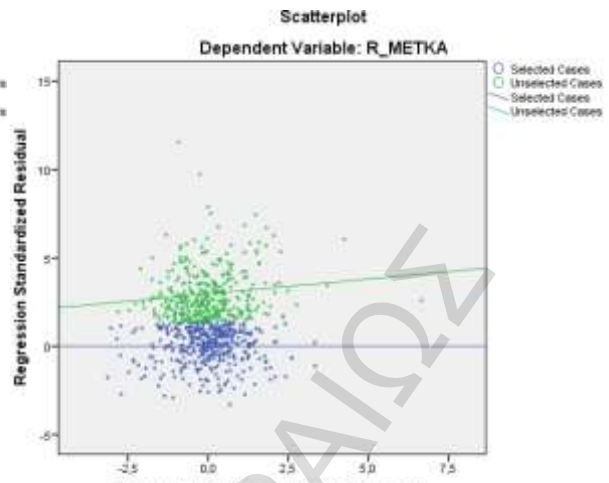
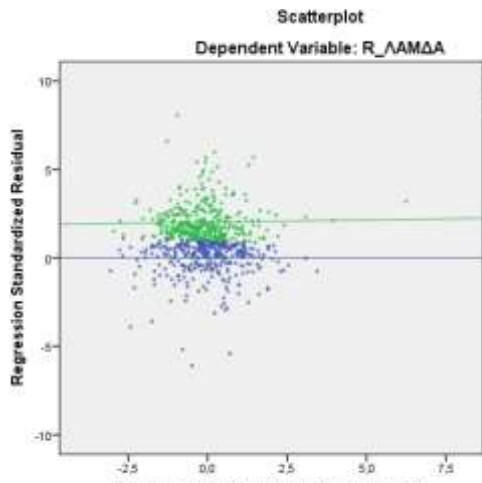


- 2009-2011









Έλεγχος Ομοσκεδαστικότητας

ii. Στατιστικός

- 2000-2002

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.AKPIT	Equal variances assumed	8,102	,005	-26,697	679	,000	-1,43164	,05363	-1,53693	-1,32635
	Equal variances not assumed			-26,618	619,771	,000	-1,43164	,05379	-1,53726	-1,32602

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ANKO	Equal variances assumed	36,740	,000	-29,419	746	,000	-1,46997	,04997	-1,56806	-1,37188
	Equal variances not assumed			-28,520	572,30	,000	-1,46997	,05154	-1,57121	-1,36874

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.A/TEK	Equal variances assumed	8,293	,004	-31,237	746	,000	-1,50756	,04826	-1,60231	-1,41282
	Equal variances not assumed			-31,025	704,271	,000	-1,50756	,04859	-1,60297	-1,41216

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.A/ΦΑ	Equal variances assumed	4,368	,037	-31,040	746	,000	-1,50375	,04845	-1,59885	-1,40864
	Equal variances not assumed			-30,860	708,89	,000	-1,50375	,04873	-1,59941	-1,40808

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ANEK	Equal variances assumed	6,942	,009	-29,827	746	,000	-1,47693	,04952	-1,57414	-1,37972
	Equal variances not assumed			-29,593	697,824	,000	-1,47693	,04991	-1,57492	-1,37894

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.APBA	Equal variances assumed	8,038	,005	-27,904	746	,000	-1,43289	,05135	-1,53370	-1,33209
	Equal variances not assumed			-27,470	656,829	,000	-1,43289	,05216	-1,53532	-1,33047

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.BIOΣK	Equal variances assumed	17,701	,000	-31,926	746	,000	-1,52266	,04769	-1,61629	-1,42903
	Equal variances not assumed			-31,419	652,388	,000	-1,52266	,04846	-1,61782	-1,42750

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΔEH	Equal variances assumed	2,058	,153	-17,746	254	,000	-1,48854	,08388	-1,65373	-1,32335
	Equal variances not assumed			-17,604	221,008	,000	-1,48854	,08456	-1,65518	-1,32190

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.EΣYMB	Equal variances assumed	3,282	,071	-17,948	240	,000	-1,51727	,08454	-1,68379	-1,35074
	Equal variances not assumed			-17,792	221,081	,000	-1,51727	,08528	-1,68533	-1,34920

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ETE	Equal variances assumed	,364	,546	-24,199	746	,000	-1,32727	,054847	-1,43494	-1,21959
	Equal variances not assumed			-24,011	687,321	,000	-1,32727	,055277	-1,43580	-1,21873

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.EYPQB	Equal variances assumed	1,542	,215	-30,414	746	,000	-1,48932	,04897	-1,58545	-1,39319
	Equal variances not assumed			-30,385	720,252	,000	-1,48932	,04901	-1,58555	-1,39309

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.H\AEAO	Equal variances assumed	12,399	,000	-29,154	746	,000	-1,46273	,05017	-1,56122	-1,36423
	Equal variances not assumed			-28,626	639,732	,000	-1,46273	,05110	-1,56307	-1,36239

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.K\AEM	Equal variances assumed	1,227	,268	-29,348	746	,000	-1,46471	,04991	-1,56269	-1,3667
	Equal variances not assumed			-29,283	728,541	,000	-1,46471	,05002	-1,56291	-1,3665

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.KPEKA	Equal variances assumed	22,444	,000	-27,804	746	,000	-1,43111	,05147	-1,53216	-1,33006
	Equal variances not assumed			-26,958	577,362	,000	-1,43111	,05309	-1,53538	-1,32684

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.\AMDA	Equal variances assumed	,274	,601	-26,006	746	,000	-1,38024	,05307	-1,48443	-1,27605
	Equal variances not assumed			-25,954	734,276	,000	-1,38024	,05318	-1,48465	-1,27584

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.METKA	Equal variances assumed	5,073	,025	-28,805	746	,000	-1,45245	,05042	-1,55144	-1,35346
	Equal variances not assumed			-28,680	695,555	,000	-1,45245	,05064	-1,55188	-1,35302

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΜΠΕ/Α	Equal variances assumed	12,586	,000	-29,297	746	,000	-1,46492	,05000	-1,56309	-1,36676
	Equal variances not assumed			-28,854	639,758	,000	-1,46492	,05077	-1,56462	-1,36523

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΜΥΤ/Α	Equal variances assumed	27,743	,000	-30,654	746	,000	-1,49969	,04892	-1,59573	-1,40364
	Equal variances not assumed			-29,678	582,012	,000	-1,49969	,05053	-1,59893	-1,40044

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΟΠΑΠ	Equal variances assumed	11,625	,001	-20,145	416	,000	-1,40751	,06987	-1,54486	-1,27017
	Equal variances not assumed			-19,719	332,429	,000	-1,40751	,07138	-1,54793	-1,26710

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΟΤΕ	Equal variances assumed	,189	,664	-34,178	746	,000	-1,56289	,04573	-1,65266	-1,47312
	Equal variances not assumed			-34,179	745,991	,000	-1,56289	,04573	-1,65266	-1,47313

- 2003-2006

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.AKPIT	Equal variances assumed	11,171	,001	-28,982	750	,000	-1,45778	,05030	-1,55652	-1,35904
	Equal variances not assumed			-28,309	617,657	,000	-1,45778	,05150	-1,55891	-1,35665

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.A\KO	Equal variances assumed	24,893	,000	-29,252	750	,000	-1,46442	,05006	-1,56270	-1,36614
	Equal variances not assumed			-28,324	567,50	,000	-1,46442	,05170	-1,56598	-1,36287

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.A\TEK	Equal variances assumed	54,057	,000	-29,098	750	,000	-1,47241	,05060	-1,57175	-1,37307
	Equal variances not assumed			-27,188	491,640	,000	-1,47241	,05416	-1,57881	-1,36600

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.A\DA	Equal variances assumed	12,508	,000	-33,301	750	,000	-1,54875	,04651	-1,64005	-1,45745
	Equal variances not assumed			-32,932	688,635	,000	-1,54875	,04703	-1,64109	-1,45642

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ANEK	Equal variances assumed	25,612	,000	-30,852	750	,000	-1,50221	,048691	-1,59780	-1,40663
	Equal variances not assumed			-29,740	568,241	,000	-1,50221	,050512	-1,60143	-1,40300

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.APBA	Equal variances assumed	21,242	,000	-27,276	750	,000	-1,41491	,05187	-1,5167	-1,3131
	Equal variances not assumed			-26,569	586,852	,000	-1,41491	,05325	-1,5195	-1,3103

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.BIOΣK	Equal variances assumed	16,498	,000	-32,403	750	,000	-1,53530	,04738	-1,62831	-1,44228
	Equal variances not assumed			-31,685	638,003	,000	-1,53530	,04846	-1,63045	-1,44015

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΔEH	Equal variances assumed	,987	,321	-33,555	750	,000	-1,54994	,04619	-1,64062	-1,45926
	Equal variances not assumed			-33,518	743,234	,000	-1,54994	,04624	-1,64072	-1,45916

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.EΣYMB	Equal variances assumed	7,411	,007	-28,775	750	,000	-1,45382	,05052	-1,55300	-1,35463
	Equal variances not assumed			-27,969	600,403	,000	-1,45382	,05198	-1,55590	-1,35173

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ETE	Equal variances assumed	5,056	,025	-32,523	750	,000	-1,53072	,047066	-1,62312	-1,43833
	Equal variances not assumed			-32,365	705,92	,000	-1,53072	,047296	-1,62358	-1,43787

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.EYPQB	Equal variances assumed	,477	,490	-31,265	750	,000	-1,50511	,048140	-1,59962	-1,41061
	Equal variances not assumed			-31,247	746,518	,000	-1,50511	,048168	-1,59967	-1,41055

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.HAEAO	Equal variances assumed	5,047	,025	-23,057	750	,000	-1,28900	,05590	-1,39875	-1,17925
	Equal variances not assumed			-22,913	708,439	,000	-1,28900	,05626	-1,39945	-1,17855

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.KAEM	Equal variances assumed	10,498	,001	-26,858	750	,000	-1,40489	,05231	-1,50758	-1,30221
	Equal variances not assumed			-25,866	540,346	,000	-1,40489	,05431	-1,51159	-1,29820

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.KPEKA	Equal variances assumed	18,351	,000	-31,171	750	,000	-1,50581	,04831	-1,60065	-1,41097
	Equal variances not assumed			-30,698	664,324	,000	-1,50581	,04905	-1,60213	-1,40949

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.AAMΔA	Equal variances assumed	77,861	,000	-28,850	750	,000	-1,46729	,05086	-1,56713	-1,36744
	Equal variances not assumed			-26,616	460,95	,000	-1,46729	,05513	-1,57562	-1,35895

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.METKA	Equal variances assumed	31,592	,000	-30,844	750	,000	-1,49986	,048628	-1,59532	-1,40440
	Equal variances not assumed			-29,972	589,297	,000	-1,49986	,050042	-1,59814	-1,40158

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΜΠΕΑΑ	Equal variances assumed	11,456	,001	-28,819	750	,000	-1,45206	,05039	-1,55097	-1,35315
	Equal variances not assumed			-28,414	656,618	,000	-1,45206	,05110	-1,55241	-1,35171

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.MYTIΛ	Equal variances assumed	25,884	,000	-33,133	750	,000	-1,54795	,046720	-1,63967	-1,45624
	Equal variances not assumed			-32,316	622,626	,000	-1,54795	,047900	-1,64202	-1,45389

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΟΠΑΠ	Equal variances assumed	10,727	,001	-31,921	750	,000	-1,51891	,04758	-1,61232	-1,42549
	Equal variances not assumed			-31,605	666,793	,000	-1,51891	,04806	-1,61327	-1,42454

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.OTE	Equal variances assumed	5,185	,023	-33,164	750	,000	-1,54357	,04654	-1,63495	-1,45220
	Equal variances not assumed			-33,064	732,206	,000	-1,54357	,04668	-1,63523	-1,45192

- 2009-2011

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.AKPIT	Equal variances assumed	,939	,333	-24,944	748	,000	-1,34838	,05406	-1,4545	-1,2423
	Equal variances not assumed			-24,896	733,382	,000	-1,34838	,05416	-1,4547	-1,2421

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.AAKO	Equal variances assumed	,707	,401	-28,743	748	,000	-1,44890	,05041	-1,54786	-1,34994
	Equal variances not assumed			-28,771	727,087	,000	-1,44890	,05036	-1,54777	-1,35003

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.AATEK	Equal variances assumed	8,202	,004	-24,082	748	,000	-1,32177	,05489	-1,42952	-1,21402
	Equal variances not assumed			-24,036	719,198	,000	-1,32177	,05499	-1,42973	-1,21381

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.AΛΦA	Equal variances assumed	,000	,985	-29,297	748	,000	-1,46257	,04992	-1,56057	-1,36457
	Equal variances not assumed			-29,297	747,742	,000	-1,46257	,04992	-1,56057	-1,36457

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ANEK	Equal variances assumed	7,518	,006	-27,173	748	,000	-1,41038	,05190	-1,51227	-1,30849
	Equal variances not assumed			-26,976	684,521	,000	-1,41038	,05228	-1,51303	-1,30773

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.APBA	Equal variances assumed	,125	,724	-28,106	748	,000	-1,43362	,05101	-1,53375	-1,33348
	Equal variances not assumed			-28,104	747,079	,000	-1,43362	,05101	-1,53376	-1,33347

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.BIOΣK	Equal variances assumed	,366	,545	-21,247	748	,000	-1,22856	,05782	-1,34208	-1,11504
	Equal variances not assumed			-21,322	747,251	,000	-1,22856	,05762	-1,34168	-1,11544

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΔEH	Equal variances assumed	,681	,409	-33,986	748	,000	-1,56206	,04596	-1,6523	-1,4718
	Equal variances not assumed			-33,822	720,235	,000	-1,56206	,04618	-1,6527	-1,4714

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.EΣYMB	Equal variances assumed	,400	,527	-22,263	748	,000	-1,26261	,05671	-1,37394	-1,15127
	Equal variances not assumed			-22,263	738,122	,000	-1,26261	,05671	-1,37395	-1,15127

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ETE	Equal variances assumed	,371	,543	-26,880	748	,000	-1,40264	,05218	-1,50508	-1,30020
	Equal variances not assumed			-26,887	747,797	,000	-1,40264	,05217	-1,50505	-1,30022

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.EYPQB	Equal variances assumed	,116	,733	-28,186	748	,000	-1,43570	,05094	-1,53570	-1,33571
	Equal variances not assumed			-28,186	744,072	,000	-1,43570	,05094	-1,53570	-1,33571

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.H\EAΘ	Equal variances assumed	,947	,331	-20,365	748	,000	-1,19688	,05877	-1,31226	-1,08151
	Equal variances not assumed			-20,525	748,0	,000	-1,19688	,05831	-1,31136	-1,08241

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.K\EM	Equal variances assumed	13,912	,000	-28,071	748	,000	-1,43418	,05109	-1,53448	-1,33388
	Equal variances not assumed			-27,658	639,385	,000	-1,43418	,05185	-1,53600	-1,33236

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.KPEKA	Equal variances assumed	,560	,454	-25,520	748	,000	-1,36471	,05348	-1,46970	-1,25973
	Equal variances not assumed			-25,521	747,136	,000	-1,36471	,05347	-1,46969	-1,25974

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.\AMΔA	Equal variances assumed	,143	,706	-27,238	748	,000	-1,41156	,05182	-1,51330	-1,30982
	Equal variances not assumed			-27,240	748,00	,000	-1,41156	,05182	-1,51329	-1,30983

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.METKA	Equal variances assumed	17,320	,000	-33,659	748	,000	-1,55418	,04617	-1,64483	-1,46353
	Equal variances not assumed			-33,145	639,81	,000	-1,55418	,04689	-1,64626	-1,46210

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΜΠΕ/ΑΑ	Equal variances assumed	,121	,728	-31,424	748	,000	-1,50949	,04804	-1,60379	-1,41518
	Equal variances not assumed			-31,424	742,793	,000	-1,50949	,04804	-1,60379	-1,41518

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΜΥΤ/Α	Equal variances assumed	14,220	,000	-31,831	748	,000	-1,51814	,04769	-1,61177	-1,42451
	Equal variances not assumed			-31,594	663,325	,000	-1,51814	,04805	-1,61250	-1,42379

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΟΠΑΠ	Equal variances assumed	,579	,447	-31,504	748	,000	-1,51069	,04795	-1,60482	-1,41655
	Equal variances not assumed			-31,480	743,331	,000	-1,51069	,04799	-1,60490	-1,41648

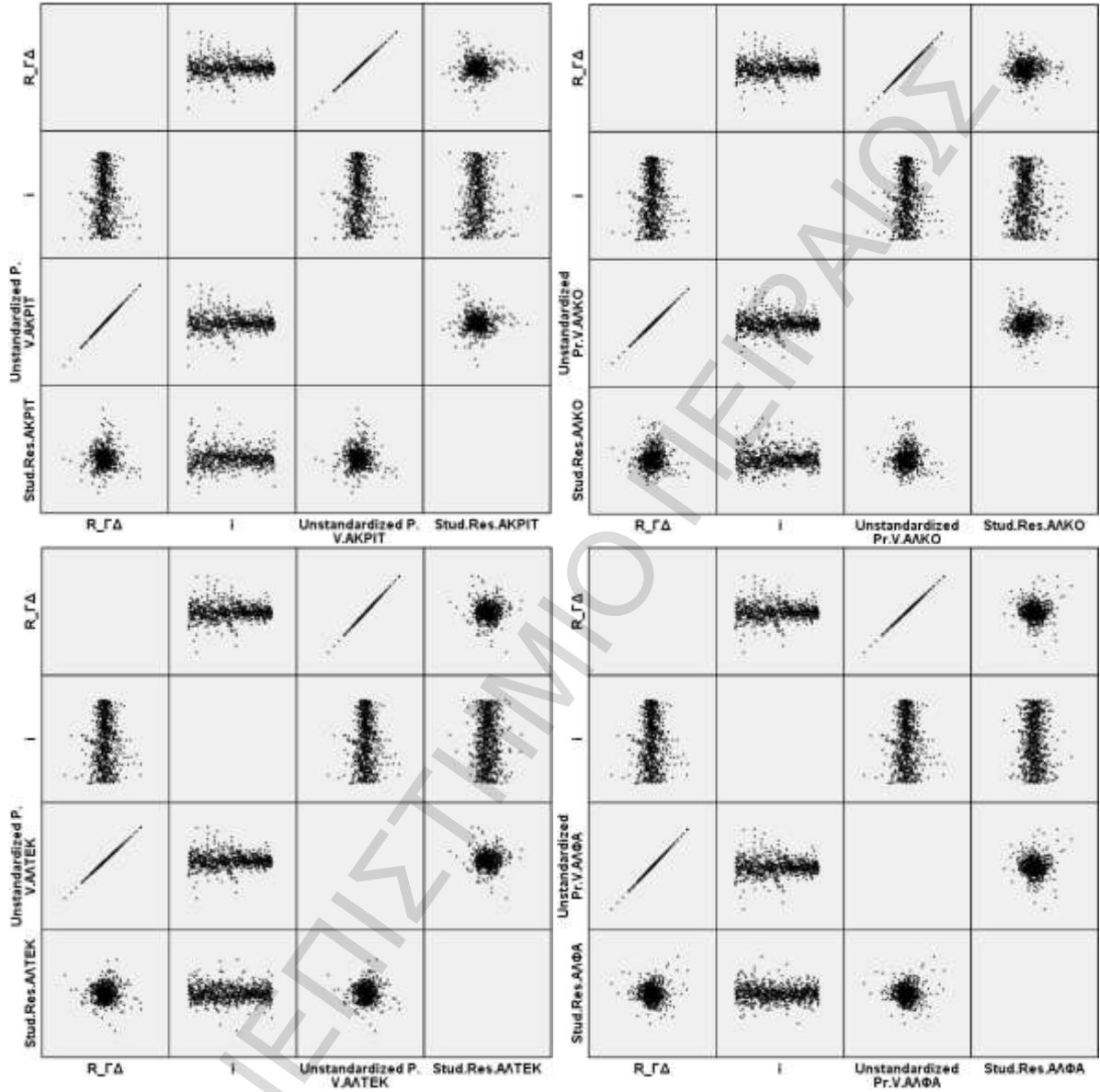
Independent Samples Test

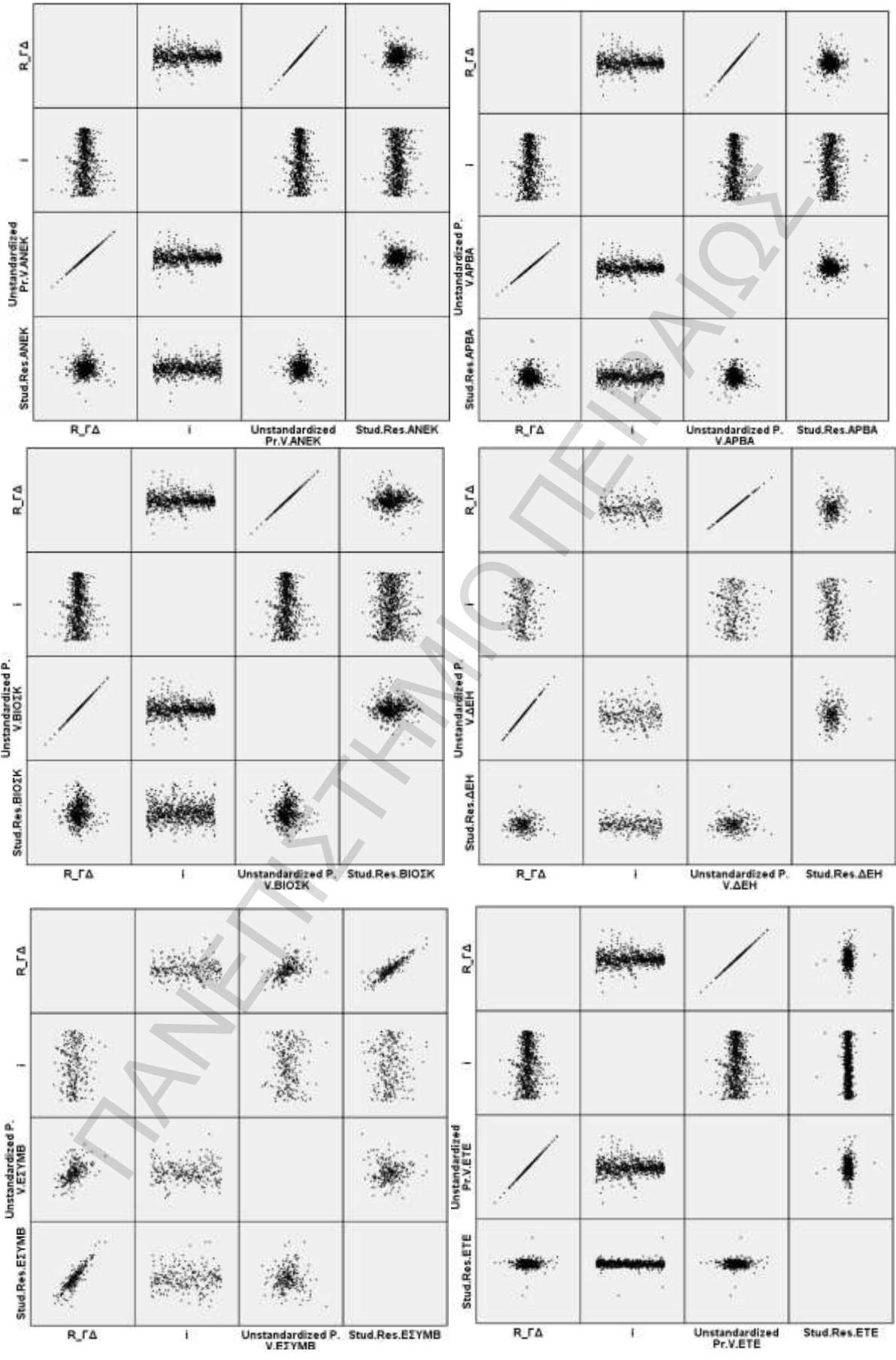
		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΟΤΕ	Equal variances assumed	4,460	,035	-31,053	748	,000	-1,50107	,04834	-1,59597	-1,40617
	Equal variances not assumed			-31,026	727,563	,000	-1,50107	,04838	-1,59605	-1,40609

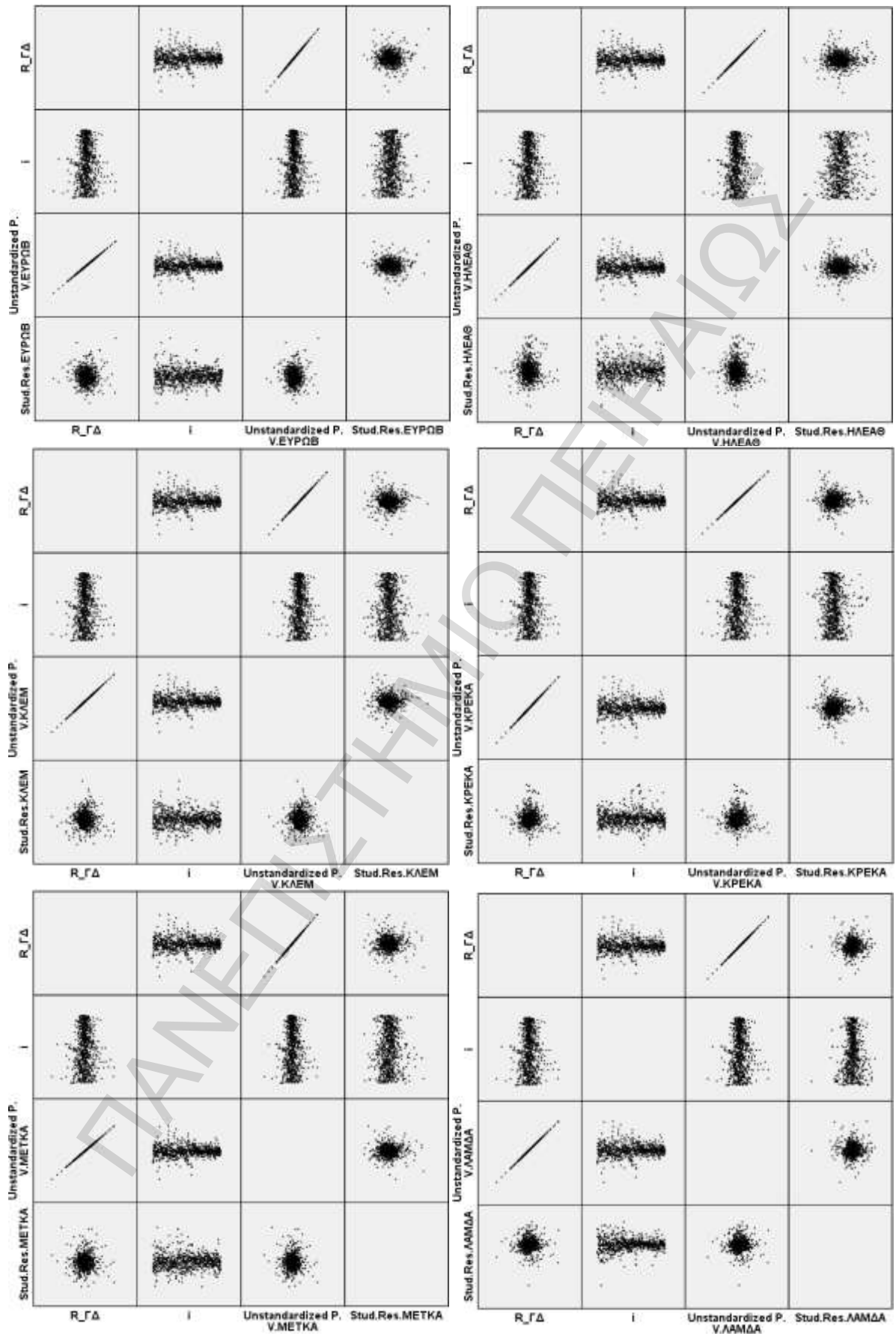
Έλεγχος Ανεξαρτησίας

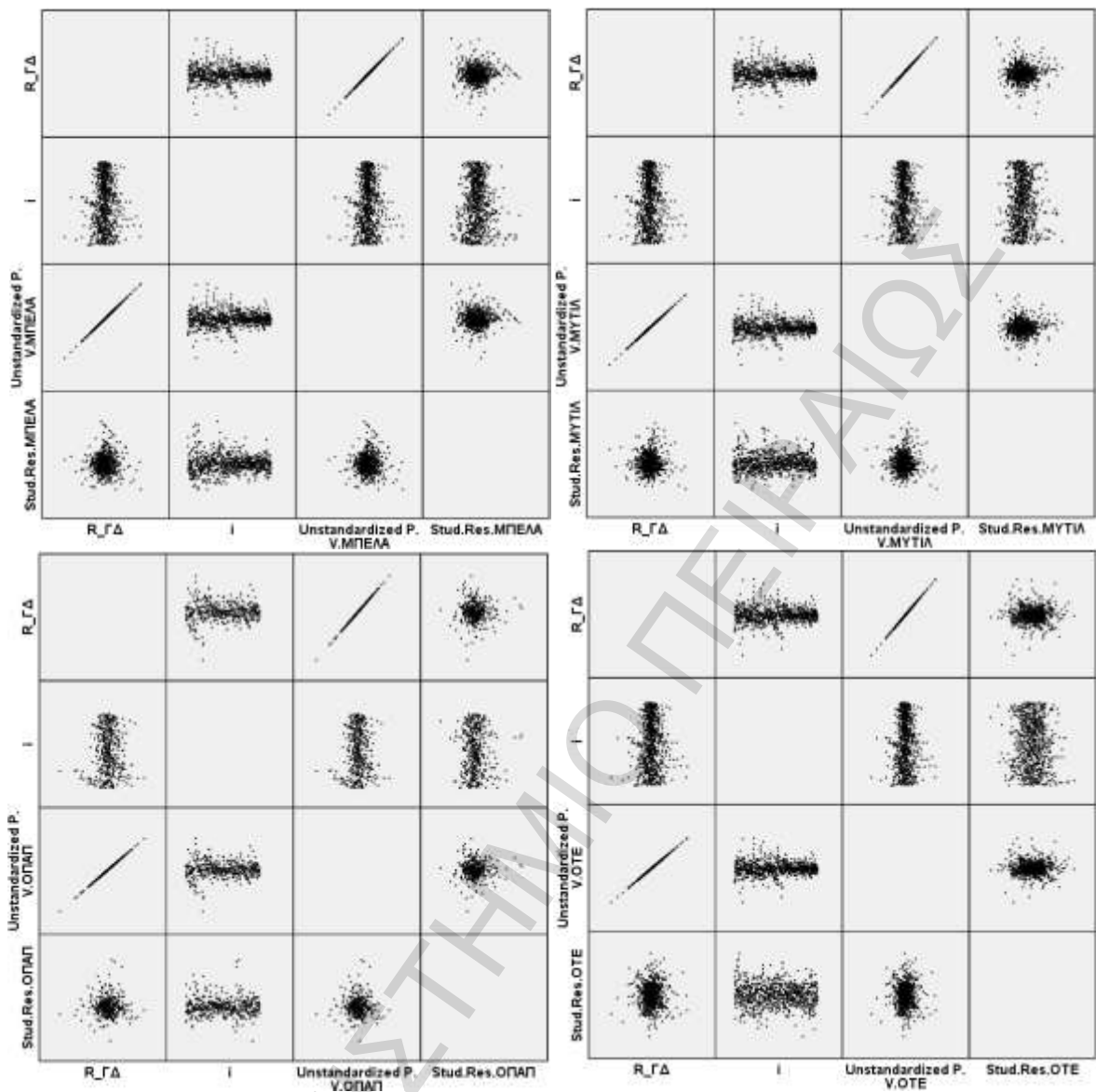
i. Γραφικός

- 2000-2002

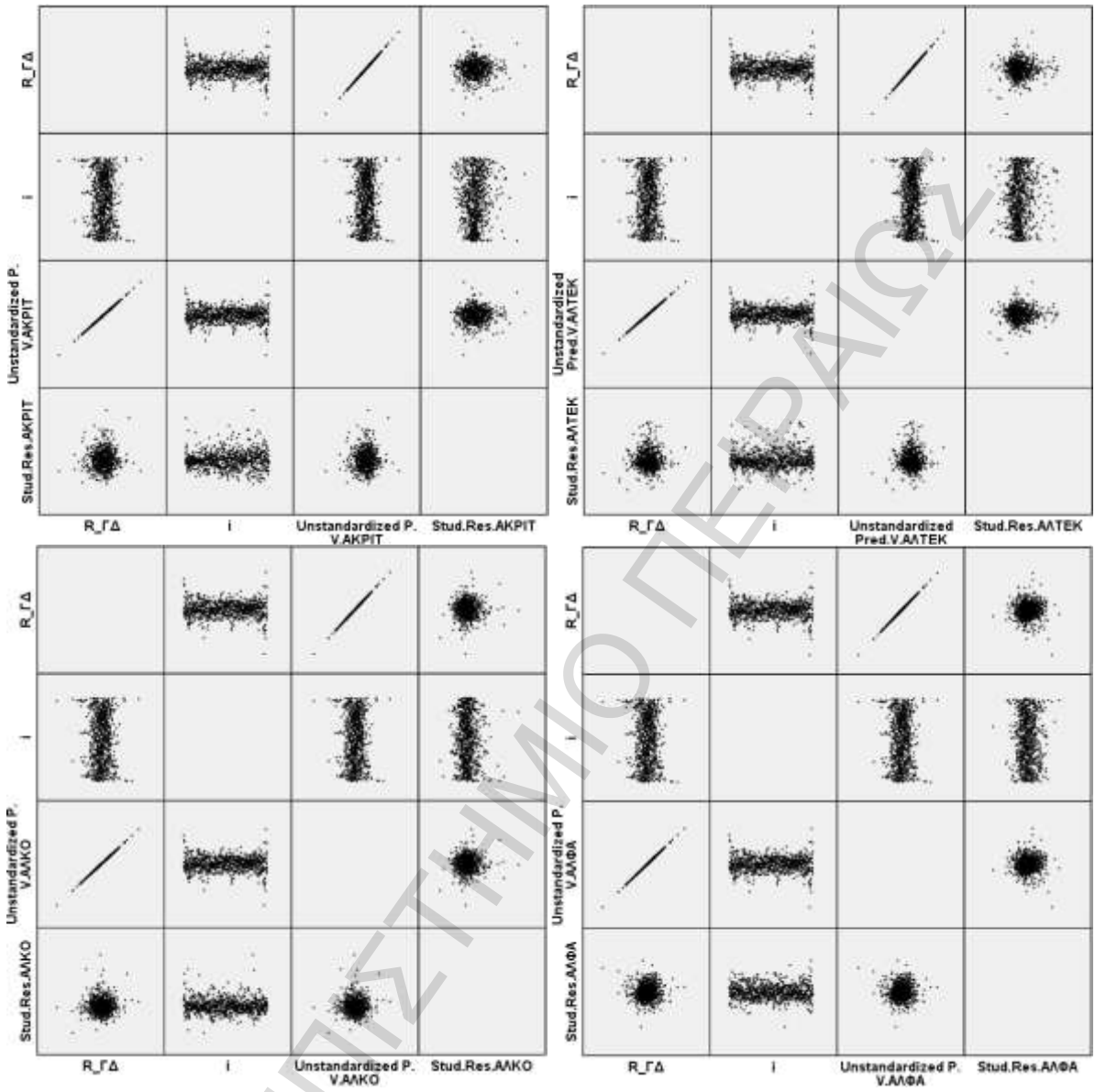


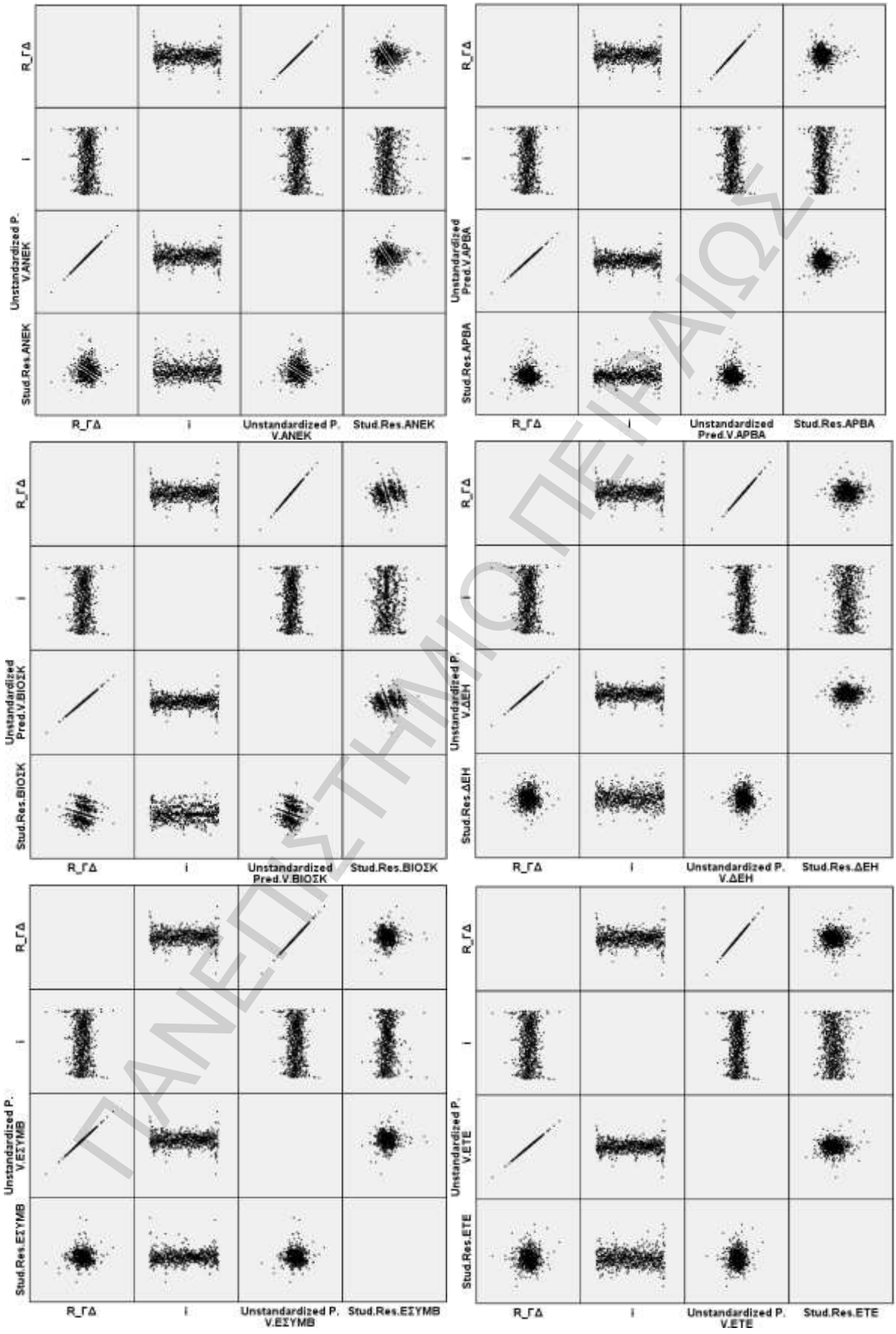


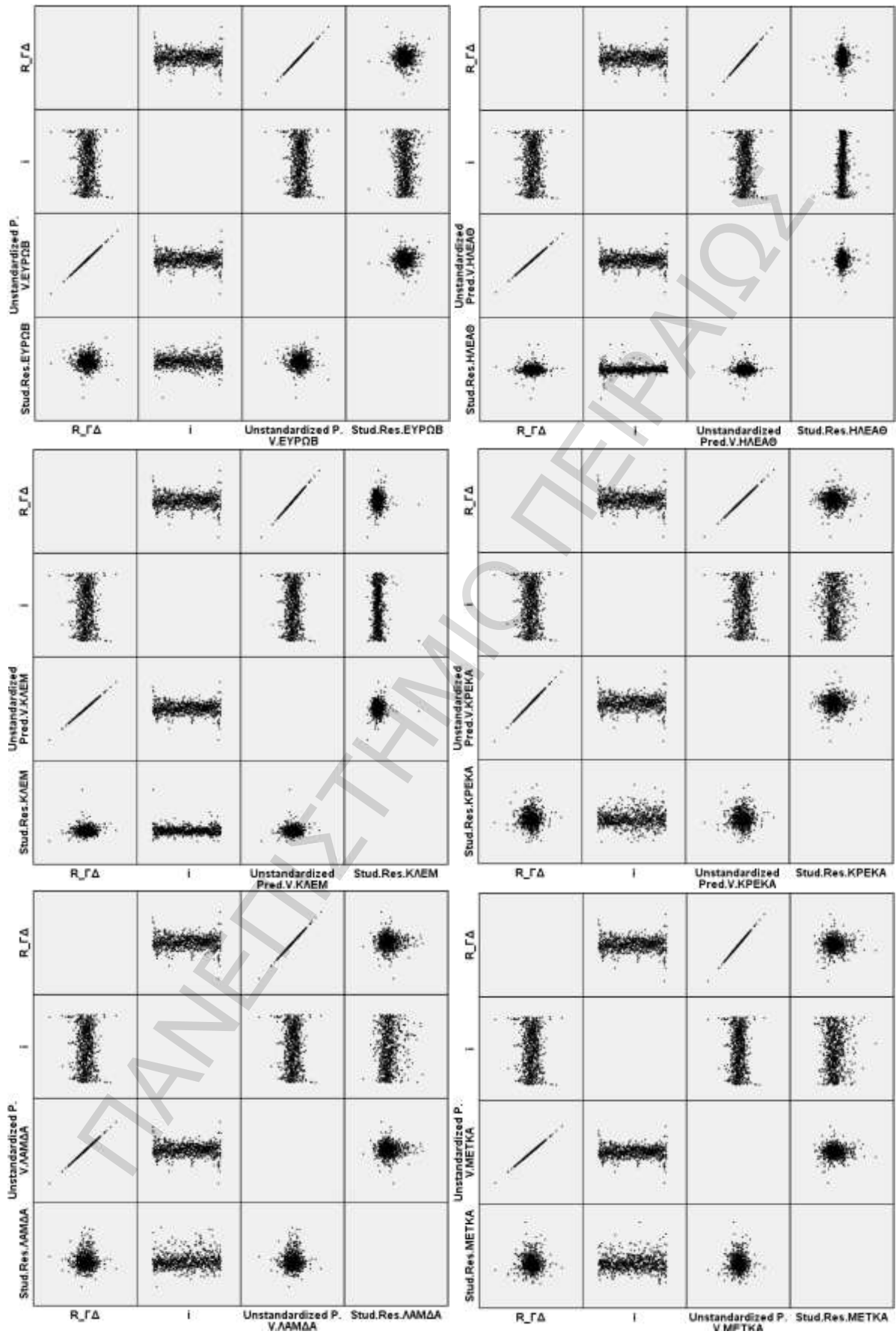


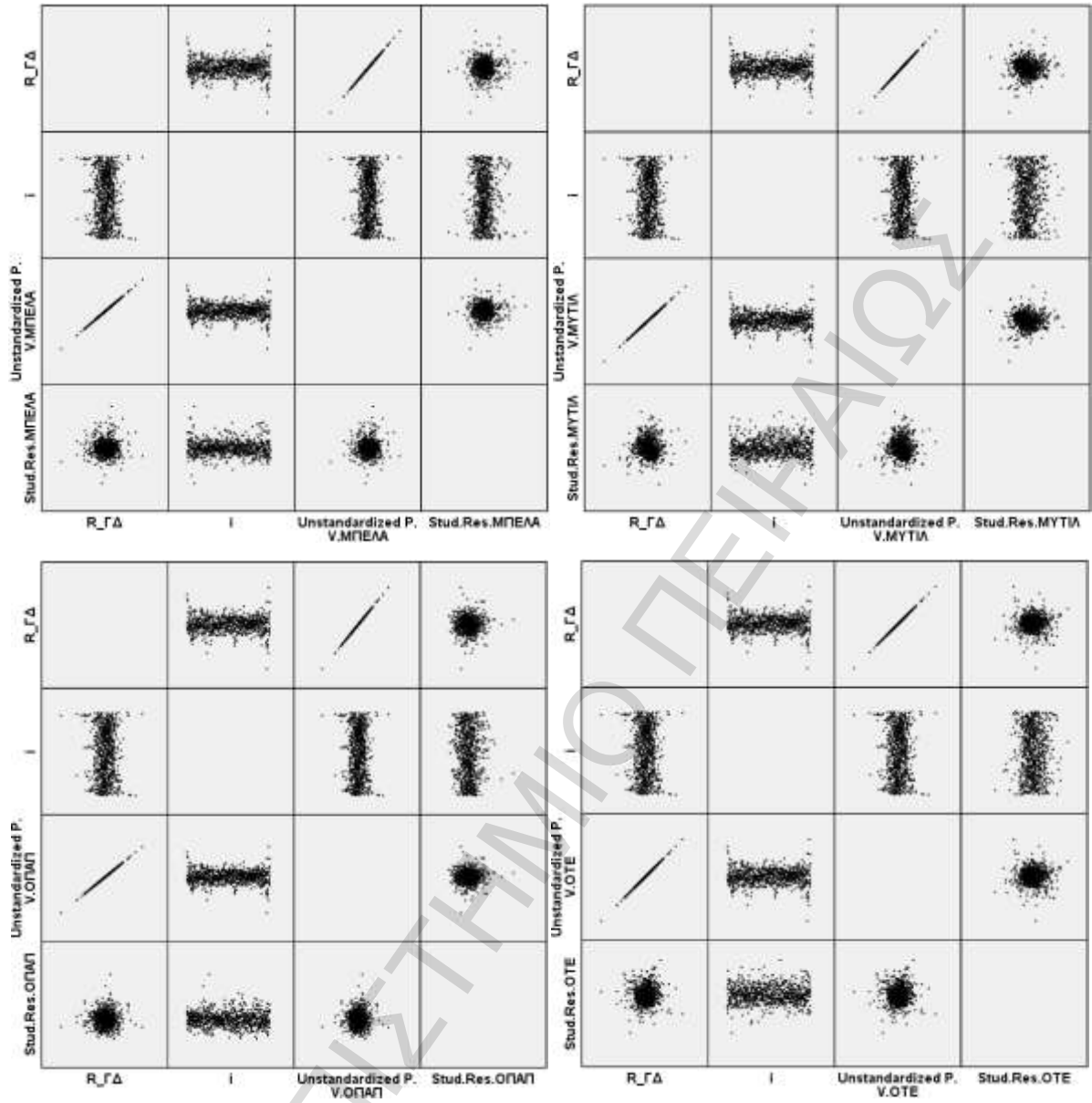


- 2003-2006

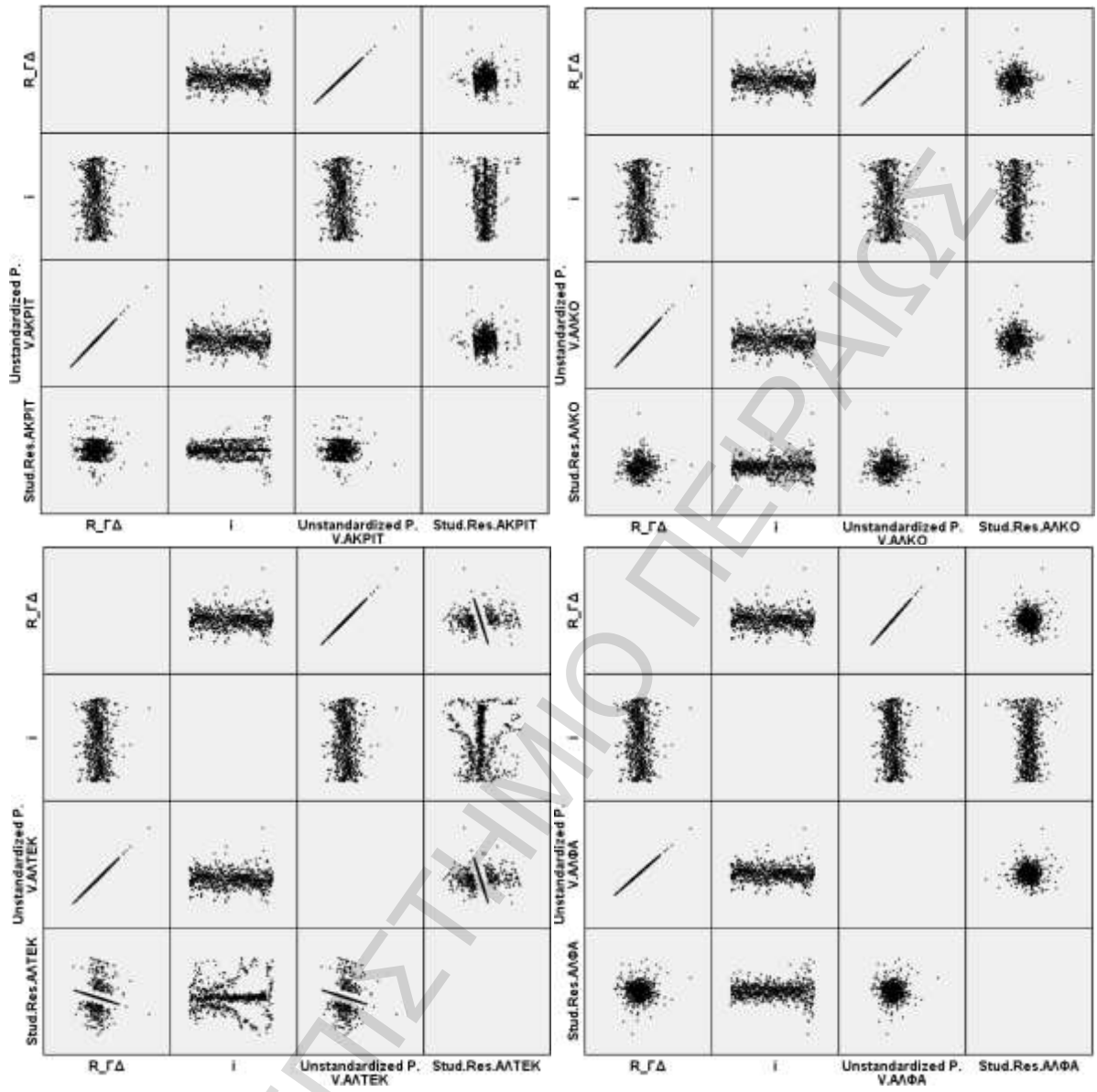


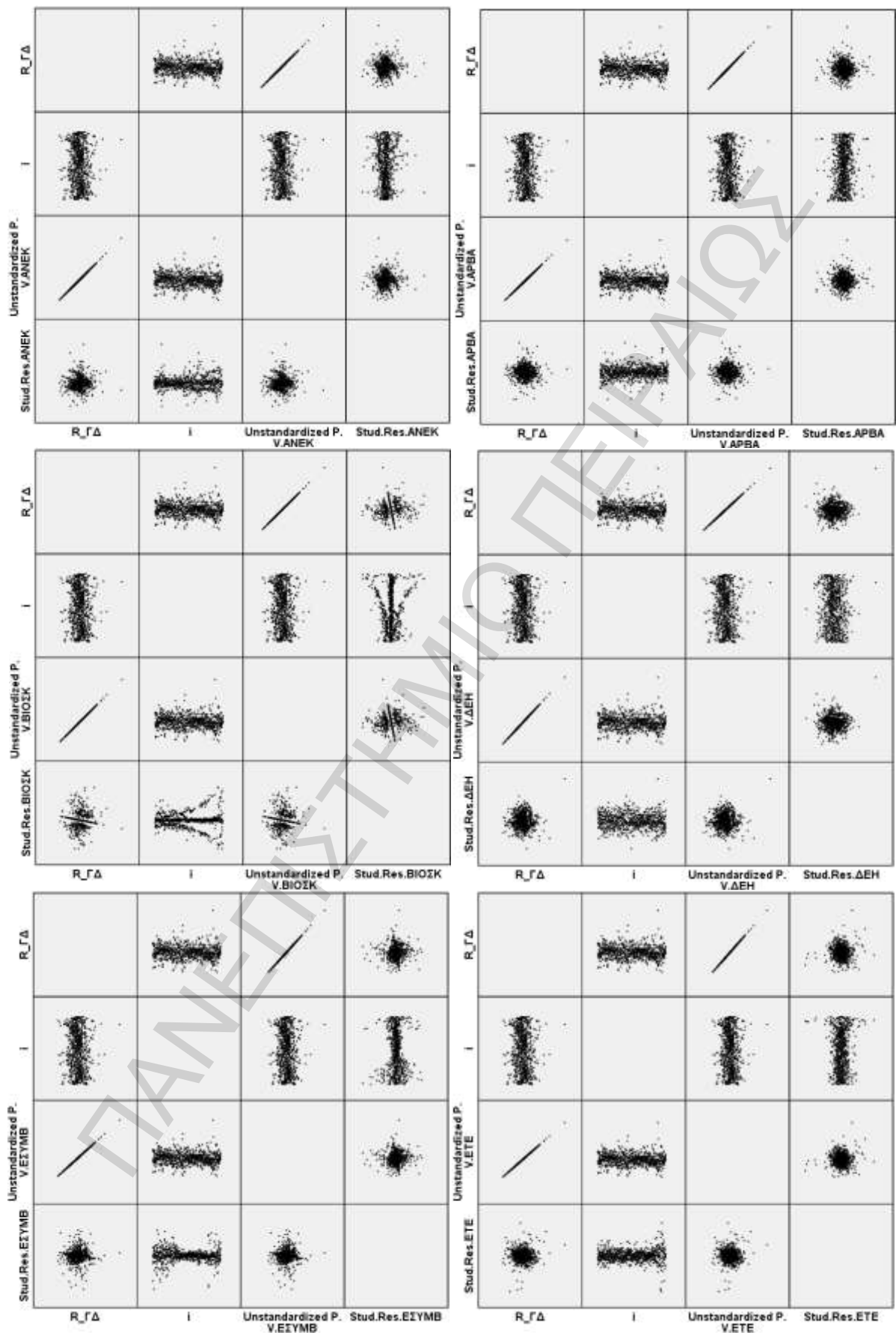


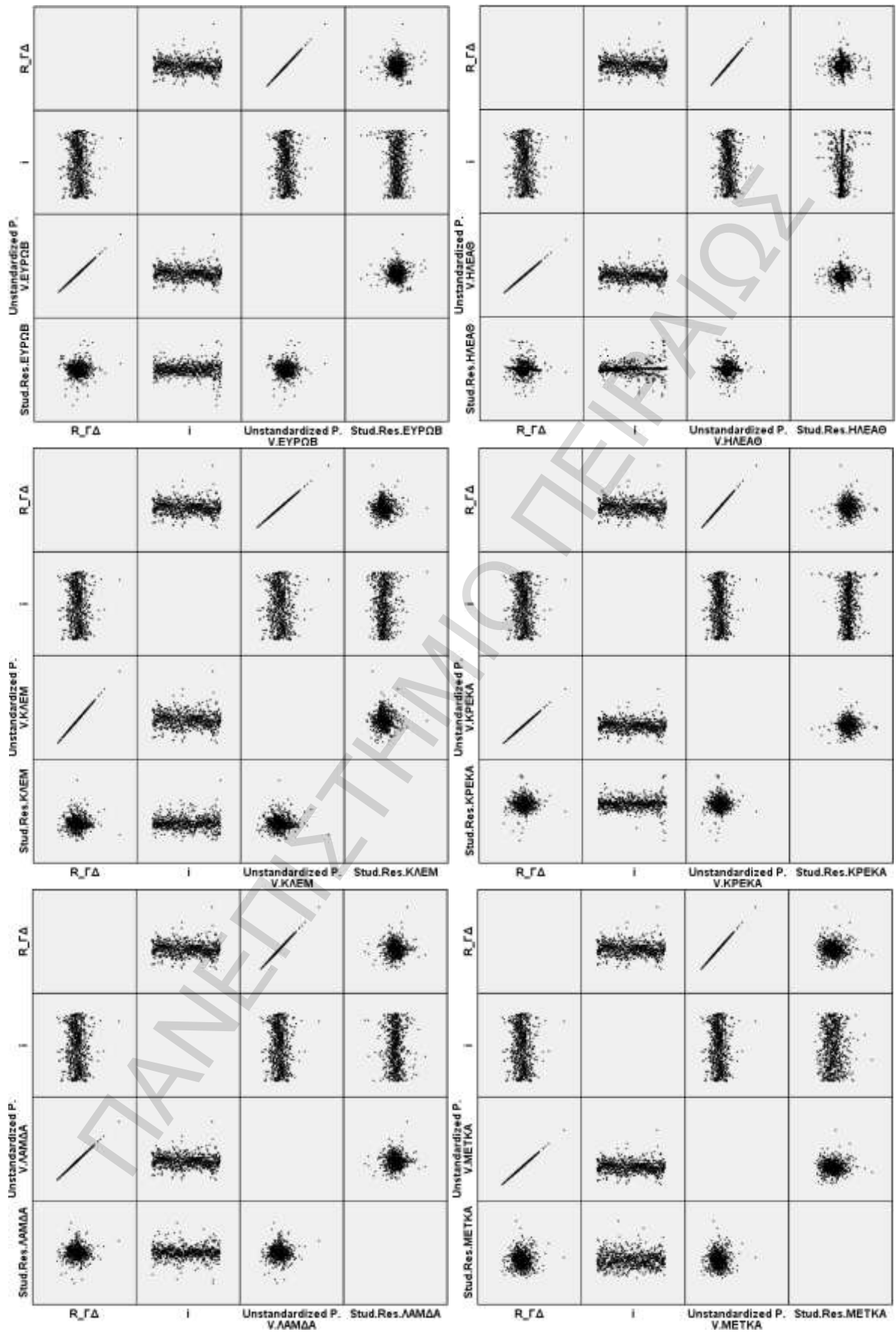


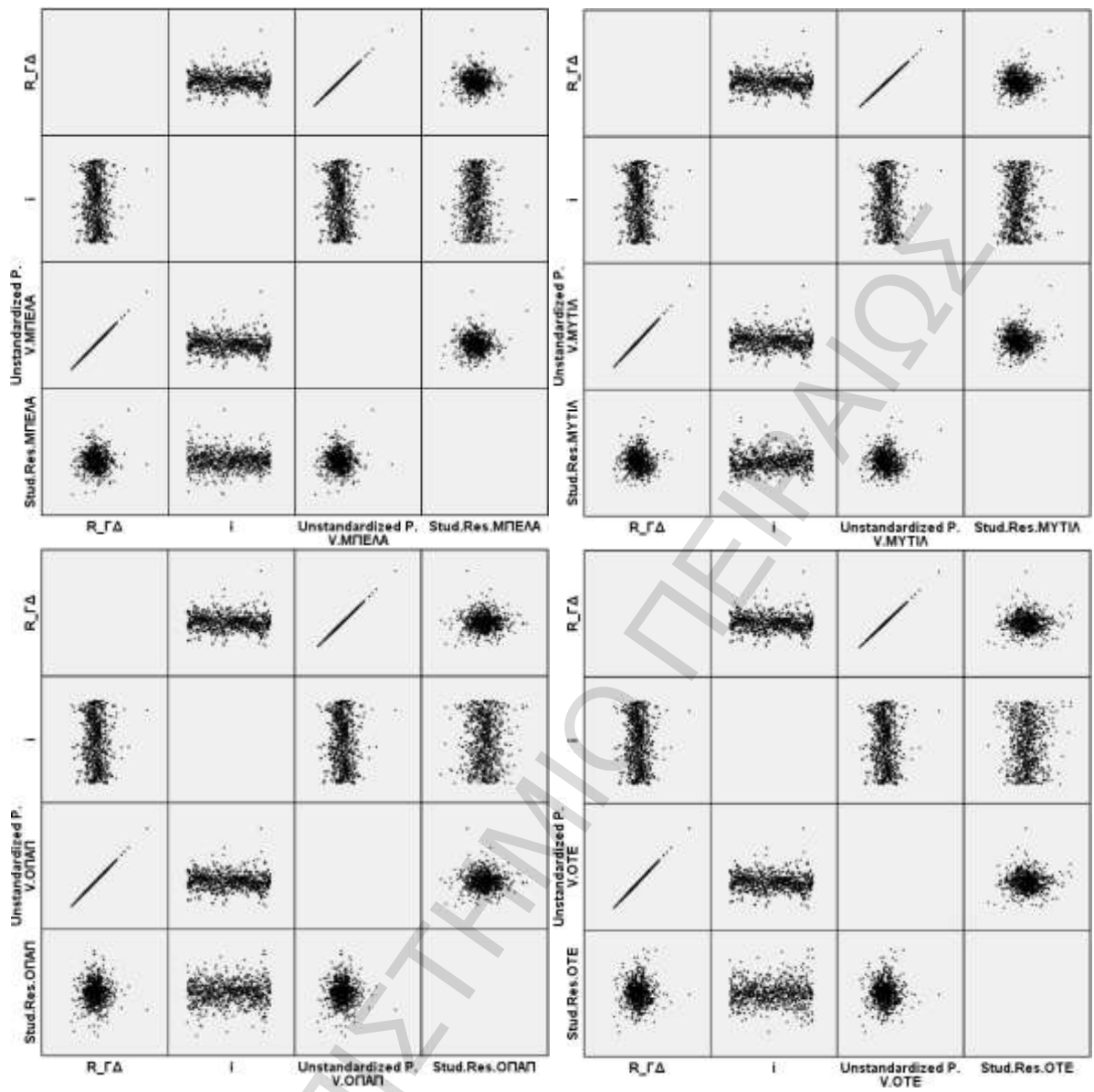


- 2009-2011









Έλεγχος Ανεξαρτησίας

ii. Στατιστικός

- 2000-2002

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. AKPIT		Stud.Res. AΛKO		Stud.Res. AΛTEK
Test Value ^a	-,02558	Test Value ^a	-,07011	Test Value ^a	-,07140
Cases < Test Value	340	Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374
Cases >= Test Value	341	Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374
Total Cases	681	Total Cases	748	Total Cases	748
Number of Runs	358	Number of Runs	355	Number of Runs	329
Z	1,266	Z	-1,464	Z	-3,366
Asymp. Sig. (2-tailed)	,206	Asymp. Sig. (2-tailed)	,143	Asymp. Sig. (2-tailed)	,001
a. Median		a. Median		a. Median	

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. AΛΦA		Stud.Res. ANEK		Stud.Res. APBA
Test Value ^a	-,04239	Test Value ^a	-,04839	Test Value ^a	-,05960
Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374
Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374
Total Cases	748	Total Cases	748	Total Cases	748
Number of Runs	363	Number of Runs	367	Number of Runs	376
Z	-,878	Z	-,585	Z	,073
Asymp. Sig. (2-tailed)	,380	Asymp. Sig. (2-tailed)	,558	Asymp. Sig. (2-tailed)	,942
a. Median		a. Median		a. Median	

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. BIOΣK		Stud.Res. ΔEH		Stud.Res. EΣYMB
Test Value ^a	-,05780	Test Value ^a	-,01203	Test Value ^a	-,04213
Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	128	Cases < Test Value	121
Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	128	Cases >= Test Value	121
Total Cases	748	Total Cases	256	Total Cases	242
Number of Runs	381	Number of Runs	126	Number of Runs	116
Z	,439	Z	-,376	Z	-,773
Asymp. Sig. (2-tailed)	,661	Asymp. Sig. (2-tailed)	,707	Asymp. Sig. (2-tailed)	,440
a. Median		a. Median		a. Median	

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res.ETE		Stud.Res. EYPQB		Stud.Res. HAEAO
Test Value ^a	,03495	Test Value ^a	-,00525	Test Value ^a	-,06461
Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374
Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374
Total Cases	748	Total Cases	748	Total Cases	748
Number of Runs	357	Number of Runs	350	Number of Runs	334
Z	-1,317	Z	-1,829	Z	-3,000
Asymp. Sig. (2-tailed)	,188	Asymp. Sig. (2-tailed)	,067	Asymp. Sig. (2-tailed)	,003
a. Median		a. Median		a. Median	

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΚΛΕΜ		Stud.Res. ΚΡΕΚΑ		Stud.Res. ΛΑΜΔΑ
Test Value ^a	-,02027	Test Value ^a	-,08126	Test Value ^a	,02147
Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374
Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374
Total Cases	748	Total Cases	748	Total Cases	748
Number of Runs	349	Number of Runs	335	Number of Runs	337
Z	-1,903	Z	-2,927	Z	-2,781
Asymp. Sig. (2-tailed)	,057	Asymp. Sig. (2-tailed)	,003	Asymp. Sig. (2-tailed)	,005

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΜΕΤΚΑ		Stud.Res. ΜΠΕΛΑ		Stud.Res. ΜΥΤΙΑ
Test Value ^a	-,03012	Test Value ^a	-,04630	Test Value ^a	-,08749
Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374
Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374
Total Cases	748	Total Cases	748	Total Cases	748
Number of Runs	350	Number of Runs	352	Number of Runs	334
Z	-1,829	Z	-1,683	Z	-3,000
Asymp. Sig. (2-tailed)	,067	Asymp. Sig. (2-tailed)	,092	Asymp. Sig. (2-tailed)	,003

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΟΠΑΠ		Stud.Res. ΟΤΕ
Test Value ^a	-,08394	Test Value ^a	,02378
Cases < Test Value	209	Cases < Test Value	374
Cases >= Test Value	209	Cases >= Test Value	374
Total Cases	418	Total Cases	748
Number of Runs	191	Number of Runs	380
Z	-1,861	Z	,366
Asymp. Sig. (2-tailed)	,063	Asymp. Sig. (2-tailed)	,714

a. Median

a. Median

- 2003-2006

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΑΚΡΠΤ		Stud.Res. ΑΛΚΟ		Stud.Res. ΑΛΤΕΚ
Test Value ^a	-,04942	Test Value ^a	-,08010	Test Value ^a	-,14413
Cases < Test Value	376	Cases < Test Value	376	Cases < Test Value	376
Cases >= Test Value	376	Cases >= Test Value	376	Cases >= Test Value	376
Total Cases	752	Total Cases	752	Total Cases	752
Number of Runs	399	Number of Runs	388	Number of Runs	387
Z	1,606	Z	,803	Z	,730
Asymp. Sig. (2-tailed)	,108	Asymp. Sig. (2-tailed)	,422	Asymp. Sig. (2-tailed)	,466

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΑΛΦΑ		Stud.Res. ΑΝΕΚ		Stud.Res. ΑΡΒΑ
Test Value ^a	-,09003	Test Value ^a	-,06863	Test Value ^a	-,04649
Cases < Test Value	376	Cases < Test Value	376	Cases < Test Value	376
Cases >= Test Value	376	Cases >= Test Value	376	Cases >= Test Value	376
Total Cases	752	Total Cases	752	Total Cases	752
Number of Runs	366	Number of Runs	380	Number of Runs	409
Z	-,803	Z	,219	Z	2,335
Asymp. Sig. (2-tailed)	,422	Asymp. Sig. (2-tailed)	,827	Asymp. Sig. (2-tailed)	,020

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΒΙΟΣΚ		Stud.Res. ΔΕΗ		Stud.Res. ΕΣΥΜΒ
Test Value ^a	-,06699	Test Value ^a	-,02386	Test Value ^a	-,07386
Cases < Test Value	376	Cases < Test Value	376	Cases < Test Value	376
Cases >= Test Value	376	Cases >= Test Value	376	Cases >= Test Value	376
Total Cases	752	Total Cases	752	Total Cases	752
Number of Runs	399	Number of Runs	363	Number of Runs	396
Z	1,606	Z	-1,022	Z	1,387
Asymp. Sig. (2-tailed)	,108	Asymp. Sig. (2-tailed)	,307	Asymp. Sig. (2-tailed)	,166

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res.ETE		Stud.Res. ΕΥΡΩΒ		Stud.Res. ΗΛΕΑΘ
Test Value ^a	-,02329	Test Value ^a	,01350	Test Value ^a	-,02444
Cases < Test Value	376	Cases < Test Value	376	Cases < Test Value	376
Cases >= Test Value	376	Cases >= Test Value	376	Cases >= Test Value	376
Total Cases	752	Total Cases	752	Total Cases	752
Number of Runs	373	Number of Runs	369	Number of Runs	386
Z	-,292	Z	-,584	Z	,657
Asymp. Sig. (2-tailed)	,770	Asymp. Sig. (2-tailed)	,559	Asymp. Sig. (2-tailed)	,511

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΚΑΕΜ		Stud.Res. ΚΡΕΚΑ		Stud.Res. ΛΑΜΔΑ
Test Value ^a	-,07142	Test Value ^a	-,06322	Test Value ^a	-,11853
Cases < Test Value	376	Cases < Test Value	376	Cases < Test Value	376
Cases >= Test Value	376	Cases >= Test Value	376	Cases >= Test Value	376
Total Cases	752	Total Cases	752	Total Cases	752
Number of Runs	397	Number of Runs	396	Number of Runs	363
Z	1,460	Z	1,387	Z	-1,022
Asymp. Sig. (2-tailed)	,144	Asymp. Sig. (2-tailed)	,166	Asymp. Sig. (2-tailed)	,307

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΜΕΤΚΑ		Stud.Res. ΜΠΕΛΑ		Stud.Res. ΜΥΤΙΑ
Test Value ^a	-,08503	Test Value ^a	-,05480	Test Value ^a	-,11150
Cases < Test Value	376	Cases < Test Value	376	Cases < Test Value	376
Cases >= Test Value	376	Cases >= Test Value	376	Cases >= Test Value	376
Total Cases	752	Total Cases	752	Total Cases	752
Number of Runs	362	Number of Runs	372	Number of Runs	348
Z	-1,095	Z	-,365	Z	-2,116
Asymp. Sig. (2-tailed)	,274	Asymp. Sig. (2-tailed)	,715	Asymp. Sig. (2-tailed)	,034

a. Median a. Median a. Median

Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΟΠΑΠ		Stud.Res. ΟΤΕ
Test Value ^a	-,02713	Test Value ^a	-,03798
Cases < Test Value	376	Cases < Test Value	376
Cases >= Test Value	376	Cases >= Test Value	376
Total Cases	752	Total Cases	752
Number of Runs	366	Number of Runs	352
Z	-,803	Z	-1,825
Asymp. Sig. (2-tailed)	,422	Asymp. Sig. (2-tailed)	,068

a. Median a. Median

- 2009-2011

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΑΚΡΙΤ		Stud.Res. ΑΛΚΟ		Stud.Res. ΑΛΤΕΚ
Test Value ^a	-,00370	Test Value ^a	,00570	Test Value ^a	-,00295
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	383	Number of Runs	447	Number of Runs	373
Z	,512	Z	5,189	Z	-,219
Asymp. Sig. (2-tailed)	,609	Asymp. Sig. (2-tailed)	,000	Asymp. Sig. (2-tailed)	,826

a. Median a. Median a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΑΛΦΑ		Stud.Res. ΑΝΕΚ		Stud.Res. ΑΡΒΑ
Test Value ^a	-,00938	Test Value ^a	-,03339	Test Value ^a	,01505
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	384	Number of Runs	423	Number of Runs	406
Z	,585	Z	3,435	Z	2,192
Asymp. Sig. (2-tailed)	,559	Asymp. Sig. (2-tailed)	,001	Asymp. Sig. (2-tailed)	,028

a. Median a. Median a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. BIOΣK		Stud.Res. HΛEAO		Stud.Res. ΔEH
Test Value ^a	,01440	Test Value ^a	,02025	Test Value ^a	-,06744
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	407	Number of Runs	355	Number of Runs	371
Z	2,265	Z	-1,535	Z	-,365
Asymp. Sig. (2-tailed)	,023	Asymp. Sig. (2-tailed)	,125	Asymp. Sig. (2-tailed)	,715

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. EΣYMB		Stud.Res.ETE		Stud.Res. EYPQB
Test Value ^a	-,00027	Test Value ^a	-,01265	Test Value ^a	-,00366
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	404	Number of Runs	389	Number of Runs	396
Z	2,046	Z	,950	Z	1,462
Asymp. Sig. (2-tailed)	,041	Asymp. Sig. (2-tailed)	,342	Asymp. Sig. (2-tailed)	,144

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. KAEM		Stud.Res. KPEKA		Stud.Res. ΛAMΔA
Test Value ^a	-,04936	Test Value ^a	,01792	Test Value ^a	,00092
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	388	Number of Runs	390	Number of Runs	425
Z	,877	Z	1,023	Z	3,581
Asymp. Sig. (2-tailed)	,381	Asymp. Sig. (2-tailed)	,306	Asymp. Sig. (2-tailed)	,000

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. METKA		Stud.Res. MΠEΛA		Stud.Res. MYTIA
Test Value ^a	-,05719	Test Value ^a	,00022	Test Value ^a	-,04058
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	386	Number of Runs	379	Number of Runs	393
Z	,731	Z	,219	Z	1,242
Asymp. Sig. (2-tailed)	,465	Asymp. Sig. (2-tailed)	,826	Asymp. Sig. (2-tailed)	,214

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΟΠΑΠ		Stud.Res. ΟΤΕ
Test Value ^a	,02058	Test Value ^a	-,00656
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	362	Number of Runs	389
Z	-1,023	Z	,950
Asymp. Sig. (2-tailed)	,306	Asymp. Sig. (2-tailed)	,342

a. Median

a. Median

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙΙ

Πολλαπλή Γραμμική Παλινδρόμηση-Μέθοδος Dimson

model summary

- 2000-2002

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,623 ^a	,388	,385	,02245

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_AKPIT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,798 ^a	,637	,635	,02103

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_AΛTEK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,648 ^a	,420	,417	,02209

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ANEK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,569 ^a	,323	,321	,03968

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_BIOΣK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,470 ^a	,221	,211	,03455

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_EΣYMB

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,802 ^a	,643	,641	,01046

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_EYPQB

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,665 ^a	,442	,439	,02195

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_KAEM

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,630 ^a	,397	,394	,03068

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_AΛKO

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,840 ^a	,706	,705	,01148

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_AΛΦA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,616 ^a	,380	,377	,01808

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_APBA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,564 ^a	,318	,310	,00982

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΔEH

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,798 ^a	,637	,635	,01366

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ETE

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,581 ^a	,338	,335	,02326

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_HAEO

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,556 ^a	,309	,306	,04059

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_KPEKA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,573 ^a	,328	,326	,02653

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΛΑΜΔΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,671 ^a	,450	,448	,02290

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,532 ^a	,283	,278	,01736

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,723 ^a	,522	,521	,02073

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_METKA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,772 ^a	,596	,595	,01924

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_MYTIA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,730 ^a	,532	,530	,01342

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΟΤΕ

- 2003-2006

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,314 ^a	,098	,095	,02421

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_AKPIT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,406 ^a	,165	,161	,04360

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΑΛΤΕΚ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,497 ^a	,247	,244	,02129

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ANEK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,253 ^a	,064	,060	,05534

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_BIOZK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,411 ^a	,169	,165	,02517

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_EΣYMB

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,489 ^a	,239	,236	,02862

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_AΛKO

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,721 ^a	,520	,518	,01194

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΑΛΦΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,536 ^a	,287	,284	,01546

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_APBA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,512 ^a	,263	,260	,01263

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΔΕΗ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,803 ^a	,644	,643	,01070

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΕΤΕ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,738 ^a	,545	,544	,01044

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_EYPQB

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,489 ^a	,239	,236	,01597

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_KAEM

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,446 ^a	,199	,196	,01936

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΛAMΔA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,424 ^a	,180	,177	,01561

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_MΠEAA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,514 ^a	,264	,261	,01419

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,242 ^a	,058	,055	,02120

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_HAEAG

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,339 ^a	,115	,111	,03459

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_KPEKA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,624 ^a	,389	,387	,01838

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_METKA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,636 ^a	,405	,403	,01918

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_MYTIA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,650 ^a	,422	,420	,01215

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_OTE

- 2009-2011

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,105 ^a	,011	,007	,06577

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_AKPIT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,194 ^a	,038	,034	,06825

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ATEK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,389 ^a	,152	,148	,03867

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ANEK

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,386 ^a	,149	,145	,04124

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_AVKO

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,818 ^a	,669	,667	,02747

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΑΦA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,399 ^a	,159	,156	,02413

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_APBA

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,202 ^a	,041	,037	,06127

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΒΙΟΣΚ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,208 ^a	,043	,039	,01993

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΕΣΥΜΒ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,835 ^a	,697	,695	,02744

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΕΥΡΩΒ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,431 ^a	,186	,182	,02656

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΚΑΕΜ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,343 ^a	,118	,114	,02817

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΑΜΔΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,501 ^a	,251	,248	,02191

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,585 ^a	,342	,339	,02297

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,589 ^a	,347	,345	,02342

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΔΕΗ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,876 ^a	,767	,766	,02155

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΕΤΕ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,146 ^a	,021	,017	,04441

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΗΛΕΑΘ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,360 ^a	,130	,126	,04093

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΚΡΕΚΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,642 ^a	,412	,410	,01864

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΜΕΤΚΑ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,812 ^a	,660	,659	,02053

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΜΥΤΙΛ

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,617 ^a	,380	,378	,02136

a. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

b. Dependent Variable: R_ΟΤΕ

ANOVA

- 2000-2002

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,215	3	,072	142,374	,000 ^b
	Residual	,340	675	,001		
	Total	,556	678			

a. Dependent Variable: R_AKPIT

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,460	3	,153	162,767	,000 ^b
	Residual	,698	742	,001		
	Total	1,158	745			

a. Dependent Variable: R_AKKO

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,575	3	,192	433,752	,000 ^b
	Residual	,328	742	,000		
	Total	,904	745			

a. Dependent Variable: R_AΛTEK

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,235	3	,078	593,463	,000 ^b
	Residual	,098	742	,000		
	Total	,332	745			

a. Dependent Variable: R_AΛΦA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,262	3	,087	178,856	,000 ^b
	Residual	,362	742	,000		
	Total	,624	745			

a. Dependent Variable: R_ANEK

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,148	3	,049	151,324	,000 ^b
	Residual	,243	742	,000		
	Total	,391	745			

a. Dependent Variable: R_APBA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,559	3	,186	118,266	,000 ^b
	Residual	1,168	742	,002		
	Total	1,727	745			

a. Dependent Variable: R_BIOΣK

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,011	3	,004	38,931	,000 ^b
	Residual	,024	250	,000		
	Total	,035	253			

a. Dependent Variable: R_ΔEH

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,080	3	,027	22,300	,000 ^b
	Residual	,282	236	,001		
	Total	,362	239			

a. Dependent Variable: R_EΣYMB

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,243	3	,081	433,503	,000 ^b
	Residual	,138	742	,000		
	Total	,381	745			

a. Dependent Variable: R_ETE

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,146	3	,049	444,715	,000 ^b
	Residual	,081	742	,000		
	Total	,227	745			

a. Dependent Variable: R_EYPQB

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,205	3	,068	126,234	,000 ^b
	Residual	,401	742	,001		
	Total	,606	745			

a. Dependent Variable: R_HΛEAΘ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,283	3	,094	195,614	,000 ^b
	Residual	,357	742	,000		
	Total	,640	745			

a. Dependent Variable: R_KΛEM

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,547	3	,182	110,638	,000 ^b
	Residual	1,223	742	,002		
	Total	1,770	745			

a. Dependent Variable: R_KPEKA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,255	3	,085	120,862	,000 ^b
	Residual	,522	742	,001		
	Total	,777	745			

a. Dependent Variable: R_ΛΑΜΔΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1
ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,349	3	,116	270,636	,000 ^b
	Residual	,319	742	,000		
	Total	,668	745			

a. Dependent Variable: R_METKA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1
ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,318	3	,106	202,246	,000 ^b
	Residual	,389	742	,001		
	Total	,707	745			

a. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1
ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,405	3	,135	365,185	,000 ^b
	Residual	,275	742	,000		
	Total	,680	745			

a. Dependent Variable: R_MYTIΛ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1
ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,049	3	,016	54,327	,000 ^b
	Residual	,124	412	,000		
	Total	,173	415			

a. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,152	3	,051	281,451	,000 ^b
	Residual	,134	742	,000		
	Total	,286	745			

a. Dependent Variable: R_OTE

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

- 2003-2006

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,048	3	,016	27,161	,000 ^b
	Residual	,437	746	,001		
	Total	,485	749			

a. Dependent Variable: R_AKPIT

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,192	3	,064	78,127	,000 ^b
	Residual	,611	746	,001		
	Total	,803	749			

a. Dependent Variable: R_AKNO

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,280	3	,093	49,019	,000 ^b
	Residual	1,418	746	,002		
	Total	1,698	749			

a. Dependent Variable: R_AATEK

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,115	3	,038	269,445	,000 ^b
	Residual	,106	746	,000		
	Total	,222	749			

a. Dependent Variable: R_ΑΦΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,111	3	,037	81,536	,000 ^b
	Residual	,338	746	,000		
	Total	,449	749			

a. Dependent Variable: R_ΑΝΕΚ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,072	3	,024	100,207	,000 ^b
	Residual	,178	746	,000		
	Total	,250	749			

a. Dependent Variable: R_ΑΡΒΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,157	3	,052	17,042	,000 ^b
	Residual	2,284	746	,003		
	Total	2,441	749			

a. Dependent Variable: R_ΒΙΟΣΚ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,042	3	,014	88,541	,000 ^b
	Residual	,119	746	,000		
	Total	,161	749			

a. Dependent Variable: R_ΔΕΗ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,096	3	,032	50,458	,000 ^b
	Residual	,473	746	,001		
	Total	,569	749			

a. Dependent Variable: R_ΕΣΥΜΒ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,155	3	,052	449,932	,000 ^b
	Residual	,085	746	,000		
	Total	,240	749			

a. Dependent Variable: R_ΕΤΕ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,098	3	,033	298,262	,000 ^b
	Residual	,081	746	,000		
	Total	,179	749			

a. Dependent Variable: R_ΕΥΡΩΒ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,021	3	,007	15,414	,000 ^b
	Residual	,335	746	,000		
	Total	,356	749			

a. Dependent Variable: R_ΗΛΕΑΘ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,060	3	,020	78,176	,000 ^b
	Residual	,190	746	,000		
	Total	,250	749			

a. Dependent Variable: R_ΚΛΕΜ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,116	3	,039	32,307	,000 ^b
	Residual	,892	746	,001		
	Total	1,008	749			

a. Dependent Variable: R_KPEKA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,069	3	,023	61,721	,000 ^b
	Residual	,280	746	,000		
	Total	,349	749			

a. Dependent Variable: R_ΛΑΜΔΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,160	3	,053	158,379	,000 ^b
	Residual	,252	746	,000		
	Total	,412	749			

a. Dependent Variable: R_METKA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,040	3	,013	54,655	,000 ^b
	Residual	,182	746	,000		
	Total	,222	749			

a. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,187	3	,062	169,339	,000 ^b
	Residual	,274	746	,000		
	Total	,461	749			

a. Dependent Variable: R_MYTIA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,054	3	,018	89,263	,000 ^b
	Residual	,150	746	,000		
	Total	,204	749			

a. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,080	3	,027	181,583	,000 ^b
	Residual	,110	746	,000		
	Total	,190	749			

a. Dependent Variable: R_ΟΤΕ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

- 2009-2011

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,036	3	,012	2,738	,043 ^b
	Residual	3,218	744	,004		
	Total	3,253	747			

a. Dependent Variable: R_AKPIT

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,221	3	,074	43,339	,000 ^b
	Residual	1,265	744	,002		
	Total	1,487	747			

a. Dependent Variable: R_AKKO

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,136	3	,045	9,736	,000 ^b
	Residual	3,466	744	,005		
	Total	3,602	747			

a. Dependent Variable: R_AΛTEK

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,134	3	,378	500,560	,000 ^b
	Residual	,562	744	,001		
	Total	1,695	747			

a. Dependent Variable: R_AΛΦA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,199	3	,066	44,323	,000 ^b
	Residual	1,112	744	,001		
	Total	1,311	747			

a. Dependent Variable: R_ANEK

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,082	3	,027	46,974	,000 ^b
	Residual	,433	744	,001		
	Total	,515	747			

a. Dependent Variable: R_APBA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,119	3	,040	10,578	,000 ^b
	Residual	2,793	744	,004		
	Total	2,913	747			

a. Dependent Variable: R_BIOΣK

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,217	3	,072	131,990	,000 ^b
	Residual	,408	744	,001		
	Total	,625	747			

a. Dependent Variable: R_ΔEH

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ₂, R_ΓΔ, R_ΓΔ₁

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,013	3	,004	11,210	,000 ^b
	Residual	,296	744	,000		
	Total	,309	747			

a. Dependent Variable: R_ΕΣΥΜΒ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ₂, R_ΓΔ, R_ΓΔ₁

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,137	3	,379	815,770	,000 ^b
	Residual	,346	744	,000		
	Total	1,483	747			

a. Dependent Variable: R_ΕΤΕ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ₂, R_ΓΔ, R_ΓΔ₁

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,286	3	,429	569,194	,000 ^b
	Residual	,560	744	,001		
	Total	1,847	747			

a. Dependent Variable: R_ΕΥΡΩΒ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ₂, R_ΓΔ, R_ΓΔ₁

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,032	3	,011	5,384	,001 ^b
	Residual	1,468	744	,002		
	Total	1,500	747			

a. Dependent Variable: R_HΛEAΘ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,120	3	,040	56,547	,000 ^b
	Residual	,525	744	,001		
	Total	,644	747			

a. Dependent Variable: R_KΛEM

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,186	3	,062	36,970	,000 ^b
	Residual	1,246	744	,002		
	Total	1,432	747			

a. Dependent Variable: R_KPEKA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,079	3	,026	33,119	,000 ^b
	Residual	,590	744	,001		
	Total	,669	747			

a. Dependent Variable: R_ΛAMΔA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,181	3	,060	173,786	,000 ^b
	Residual	,259	744	,000		
	Total	,440	747			

a. Dependent Variable: R_METKA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,119	3	,040	82,997	,000 ^b
	Residual	,357	744	,000		
	Total	,477	747			

a. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,608	3	,203	481,417	,000 ^b
	Residual	,313	744	,000		
	Total	,922	747			

a. Dependent Variable: R_MYTIA

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,204	3	,068	128,820	,000 ^b
	Residual	,393	744	,001		
	Total	,596	747			

a. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,208	3	,069	152,131	,000 ^b
	Residual	,340	744	,000		
	Total	,548	747			

a. Dependent Variable: R_OTE

b. Predictors: (Constant), R_ΓΔ_2, R_ΓΔ, R_ΓΔ_1

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Συντελεστής b

- 2000-2002

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,001	,001		-1,003	,316
	R_ΓΔ	1,077	,078	,630	13,730	,000
	R_ΓΔ_1	,036	,079	,032	,464	,643
	R_ΓΔ_2	-,052	,052	-,056	-,996	,320

a. Dependent Variable: R_AKPIT

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,028	,068		,413	,680
	R_ΓΔ	1,504	,102	,641	14,689	,000
	R_ΓΔ_1	,036	,102	,023	,346	,729
	R_ΓΔ_2	-,064	,067	-,051	-,956	,340

a. Dependent Variable: R_AKO

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,115	,047		2,461	,014
	R_ΓΔ	1,778	,070	,859	25,341	,000
	R_ΓΔ_1	-,095	,070	-,069	-1,350	,177
	R_ΓΔ_2	-,021	,046	-,019	-,462	,644

a. Dependent Variable: R_AATEK

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,021	,025		,826	,409
	R_ΓΔ	1,081	,038	,861	28,222	,000
	R_ΓΔ_1	-,069	,038	-,083	-1,806	,071
	R_ΓΔ_2	,048	,025	,071	1,906	,057

a. Dependent Variable: R_AΑΦΑ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,041	,049		-,838	,402
	R_ΓΔ	1,063	,074	,618	14,417	,000
	R_ΓΔ_1	,113	,074	,099	1,528	,127
	R_ΓΔ_2	-,073	,048	-,078	-1,505	,133

a. Dependent Variable: R_ANEK

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,015	,040		-,384	,701
	R_ΓΔ	,818	,060	,600	13,555	,000
	R_ΓΔ_1	,063	,060	,070	1,049	,294
	R_ΓΔ_2	-,048	,040	-,065	-1,215	,225

a. Dependent Variable: R_APBA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,113	,088		-1,286	,199
	R_ΓΔ	1,474	,132	,515	11,136	,000
	R_ΓΔ_1	,317	,133	,167	2,393	,017
	R_ΓΔ_2	-,205	,087	-,133	-2,354	,019

a. Dependent Variable: R_BIOΣK

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,001	,001		2,079	,039
	R_ΓΔ	,642	,082	,588	7,858	,000
	R_ΓΔ_1	-,008	,082	-,010	-,098	,922
	R_ΓΔ_2	-,017	,057	-,028	-,306	,760

a. Dependent Variable: R_ΔEH

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,001	,002		-,617	,538
	R_ΓΔ	1,806	,291	,509	6,207	,000
	R_ΓΔ_1	-,127	,291	-,051	-,435	,664
	R_ΓΔ_2	-,015	,204	-,007	-,074	,941

a. Dependent Variable: R_EΣYMB

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,005	,030		,161	,872
	R_ΓΔ	1,081	,046	,804	23,713	,000
	R_ΓΔ_1	-,059	,046	-,066	-1,297	,195
	R_ΓΔ_2	,054	,030	,075	1,807	,071

a. Dependent Variable: R_ETE

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,051	,023		-2,185	,029
	R_ΓΔ	,773	,035	,744	22,145	,000
	R_ΓΔ_1	,063	,035	,091	1,798	,073
	R_ΓΔ_2	-,012	,023	-,022	-,530	,596

a. Dependent Variable: R_EYPOB

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,133	,052		-2,574	,010
	R_ΓΔ	,828	,078	,488	10,670	,000
	R_ΓΔ_1	,117	,078	,104	1,511	,131
	R_ΓΔ_2	,015	,051	,017	,297	,766

a. Dependent Variable: R_HAEAG

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,047	,049		-,975	,330
	R_ΓΔ	1,100	,073	,631	15,011	,000
	R_ΓΔ_1	,105	,073	,090	1,428	,154
	R_ΓΔ_2	-,057	,048	-,061	-1,190	,234

a. Dependent Variable: R_KAEM

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,019	,090		-,209	,835
	R_ΓΔ	1,591	,135	,549	11,747	,000
	R_ΓΔ_1	-,043	,136	-,022	-,318	,751
	R_ΓΔ_2	,063	,089	,040	,706	,480

a. Dependent Variable: R_KPEKA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-1,095	,059		-18,619	,000
	R_ΓΔ	-1,176	,089	-,612	-13,278	,000
	R_ΓΔ_1	1,020	,089	,799	11,514	,000
	R_ΓΔ_2	,073	,058	,071	1,258	,209

a. Dependent Variable: R_ΛAMΔA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,022	,046		-,473	,637
	R_ΓΔ	1,262	,069	,708	18,233	,000
	R_ΓΔ_1	,040	,069	,034	,585	,559
	R_ΓΔ_2	-,019	,046	-,020	-,419	,676

a. Dependent Variable: R_METKA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,057	,051		1,124	,262
	R_ΓΔ	1,279	,076	,698	16,733	,000
	R_ΓΔ_1	,052	,076	,043	,678	,498
	R_ΓΔ_2	-,108	,050	-,109	-2,140	,033

a. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΛ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,016	,043		,373	,710
	R_ΓΔ	1,404	,064	,782	21,874	,000
	R_ΓΔ_1	,018	,064	,015	,277	,782
	R_ΓΔ_2	-,035	,042	-,036	-,835	,404

a. Dependent Variable: R_MYTIA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,003	,001		2,972	,003
	R_ΓΔ	,894	,087	,625	10,229	,000
	R_ΓΔ_1	-,064	,088	-,065	-,730	,466
	R_ΓΔ_2	-,073	,060	-,093	-1,208	,228

a. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,018	,030		,599	,549
	R_ΓΔ	,870	,045	,747	19,436	,000
	R_ΓΔ_1	-,040	,045	-,052	-,903	,367
	R_ΓΔ_2	,023	,029	,036	,779	,436

a. Dependent Variable: R_OTE

- 2003-2006

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-,001	,001		-1,051	,294
R_ΓΔ	,838	,126	,340	6,661	,000
R_ΓΔ_1	-,274	,125	-,162	-2,186	,029
R_ΓΔ_2	,187	,085	,137	2,186	,029

a. Dependent Variable: R_AKPIT

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-,001	,001		-,764	,445
R_ΓΔ	1,730	,149	,545	11,627	,000
R_ΓΔ_1	-,297	,148	-,137	-2,006	,045
R_ΓΔ_2	,116	,101	,066	1,145	,253

a. Dependent Variable: R_AAKO

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,001	,002		,553	,581
R_ΓΔ	2,265	,227	,491	9,991	,000
R_ΓΔ_1	-,443	,226	-,140	-1,962	,050
R_ΓΔ_2	,033	,154	,013	,212	,832

a. Dependent Variable: R_AATEK

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,000		,634	,526
R_ΓΔ	1,184	,062	,710	19,071	,000
R_ΓΔ_1	,083	,062	,072	1,335	,182
R_ΓΔ_2	-,067	,042	-,073	-1,587	,113

a. Dependent Variable: R_AΛΦA

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		-,559	,577
R_ΓΔ	1,193	,111	,503	10,781	,000
R_ΓΔ_1	-,077	,110	-,047	-,695	,487
R_ΓΔ_2	,061	,075	,047	,812	,417

a. Dependent Variable: R_ANEK

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,001		
	R_ΓΔ	,914	,080	,516	11,368
	R_ΓΔ_1	-,209	,080	-,172	-2,608
	R_ΓΔ_2	,216	,055	,221	3,962

a. Dependent Variable: R_APBA

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,002		
	R_ΓΔ	1,308	,288	,236	4,546
	R_ΓΔ_1	,196	,286	,052	,684
	R_ΓΔ_2	-,114	,195	-,037	-,584

a. Dependent Variable: R_BIOΣK

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,000		
	R_ΓΔ	,781	,066	,549	11,889
	R_ΓΔ_1	-,008	,065	-,008	-,117
	R_ΓΔ_2	-,044	,045	-,056	-,982

a. Dependent Variable: R_ΔEH

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,001		
	R_ΓΔ	1,027	,131	,385	7,849
	R_ΓΔ_1	-,115	,130	-,063	-,881
	R_ΓΔ_2	,165	,089	,112	1,857

a. Dependent Variable: R_EZYMB

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,000		
	R_ΓΔ	1,408	,056	,811	25,294
	R_ΓΔ_1	,040	,055	,033	,719
	R_ΓΔ_2	-,055	,038	-,057	-,1451

a. Dependent Variable: R_ETE

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-1,316E-5	,000		-,034	,973
	R_ΓΔ	1,058	,054	,706	19,483	,000
	R_ΓΔ_1	,107	,054	,104	1,975	,049
	R_ΓΔ_2	-,064	,037	-,077	-1,723	,085

a. Dependent Variable: R_EYPOB

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-3,538E-5	,001		-,045	,964
	R_ΓΔ	,462	,110	,219	4,191	,000
	R_ΓΔ_1	,048	,110	,033	,433	,665
	R_ΓΔ_2	-,004	,075	-,003	-,051	,959

a. Dependent Variable: R_HAEAO

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,001		-,415	,678
	R_ΓΔ	,843	,083	,476	10,148	,000
	R_ΓΔ_1	-,131	,083	-,108	-1,590	,112
	R_ΓΔ_2	,141	,056	,144	2,501	,013

a. Dependent Variable: R_KAEM

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,002	,001		-1,399	,162
	R_ΓΔ	1,314	,180	,369	7,305	,000
	R_ΓΔ_1	-,066	,179	-,027	-,371	,710
	R_ΓΔ_2	-,040	,122	-,020	-,323	,746

a. Dependent Variable: R_KPEKA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,001		-,487	,626
	R_ΓΔ	,780	,101	,373	7,746	,000
	R_ΓΔ_1	,060	,100	,042	,601	,548
	R_ΓΔ_2	,071	,068	,061	1,036	,300

a. Dependent Variable: R_ΛAMΔA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,001		-,164	,870
	R_ΓΔ	1,393	,096	,613	14,577	,000
	R_ΓΔ_1	-,121	,095	-,078	-1,272	,204
	R_ΓΔ_2	,137	,065	,109	2,116	,035

a. Dependent Variable: R_ΜΕΤΚΑ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,001	,001		2,015	,044
	R_ΓΔ	,726	,081	,435	8,943	,000
	R_ΓΔ_1	-,171	,081	-,149	-2,112	,035
	R_ΓΔ_2	,139	,055	,151	2,525	,012

a. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,001	,001		1,010	,313
	R_ΓΔ	1,387	,100	,577	13,906	,000
	R_ΓΔ_1	,002	,099	,001	,022	,982
	R_ΓΔ_2	,122	,068	,092	1,797	,073

a. Dependent Variable: R_ΜΥΤΙΑ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,001	,001		1,843	,066
	R_ΓΔ	,900	,074	,562	12,194	,000
	R_ΓΔ_1	-,057	,073	-,052	-,772	,441
	R_ΓΔ_2	-,019	,050	-,022	-,386	,699

a. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,000		-,286	,775
	R_ΓΔ	,995	,063	,644	15,749	,000
	R_ΓΔ_1	-,098	,063	-,093	-1,560	,119
	R_ΓΔ_2	,101	,043	,118	2,356	,019

a. Dependent Variable: R_ΟΤΕ

- 2009-2011

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,002	,002		,623	,533
	R_ΓΔ	,311	,156	,104	1,991	,047
	R_ΓΔ_1	-,100	,157	-,048	-,637	,524
	R_ΓΔ_2	,093	,110	,054	,850	,396

a. Dependent Variable: R_AKPIT

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,002		-,107	,915
	R_ΓΔ	,753	,098	,373	7,677	,000
	R_ΓΔ_1	-,027	,099	-,019	-,270	,787
	R_ΓΔ_2	,052	,069	,045	,762	,446

a. Dependent Variable: R_AAKO

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,001	,003		,397	,692
	R_ΓΔ	,507	,162	,162	3,125	,002
	R_ΓΔ_1	,087	,163	,040	,534	,593
	R_ΓΔ_2	,007	,114	,004	,060	,952

a. Dependent Variable: R_AΛTEK

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,001		-,192	,848
	R_ΓΔ	1,780	,065	,826	27,240	,000
	R_ΓΔ_1	,017	,066	,011	,257	,798
	R_ΓΔ_2	-,038	,046	-,030	-,836	,404

a. Dependent Variable: R_AΛΦA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,001	,001		-,670	,503
	R_ΓΔ	,591	,092	,312	6,432	,000
	R_ΓΔ_1	,087	,092	,066	,945	,345
	R_ΓΔ_2	,045	,064	,041	,703	,482

a. Dependent Variable: R_ANEK

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,001	,001		,565	,572
R_ΓΔ	,405	,057	,341	7,059	,000
R_ΓΔ_1	,081	,058	,097	1,402	,161
R_ΓΔ_2	-,019	,040	-,028	-,476	,634

a. Dependent Variable: R_APBA

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,002		,110	,912
R_ΓΔ	,181	,146	,064	1,245	,214
R_ΓΔ_1	,362	,146	,183	2,472	,014
R_ΓΔ_2	-,068	,102	-,041	-,665	,507

a. Dependent Variable: R_BIOΣK

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		-,345	,730
R_ΓΔ	,720	,056	,551	12,934	,000
R_ΓΔ_1	,026	,056	,029	,473	,637
R_ΓΔ_2	,023	,039	,030	,579	,563

a. Dependent Variable: R_ΔEH

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,001	,001		1,442	,150
R_ΓΔ	,211	,047	,230	4,452	,000
R_ΓΔ_1	,001	,048	,001	,020	,984
R_ΓΔ_2	-,025	,033	-,047	-,761	,447

a. Dependent Variable: R_EΣYMB

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		,147	,883
R_ΓΔ	1,918	,051	,952	37,418	,000
R_ΓΔ_1	-,126	,052	-,089	-2,442	,015
R_ΓΔ_2	-,035	,036	-,030	-,972	,331

a. Dependent Variable: R_ETE

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,001		-,401	,688
	R_ΓΔ	1,917	,065	,853	29,370	,000
	R_ΓΔ_1	,009	,066	,005	,130	,897
	R_ΓΔ_2	-,053	,046	-,041	-1,169	,243

a. Dependent Variable: R_EYFΩB

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,002	,002		-1,176	,240
	R_ΓΔ	-,050	,106	-,025	-,470	,638
	R_ΓΔ_1	,334	,106	,236	3,151	,002
	R_ΓΔ_2	-,125	,074	-,106	-1,690	,091

a. Dependent Variable: R_HAEOΘ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	5,441E-5	,001		,056	,956
	R_ΓΔ	,410	,063	,309	6,487	,000
	R_ΓΔ_1	,095	,063	,102	1,496	,135
	R_ΓΔ_2	,047	,044	,061	1,071	,285

a. Dependent Variable: R_KAEM

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,002		,277	,782
	R_ΓΔ	,633	,097	,320	6,508	,000
	R_ΓΔ_1	,031	,098	,022	,319	,750
	R_ΓΔ_2	,044	,068	,038	,648	,517

a. Dependent Variable: R_KPEKA

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,000	,001		,286	,775
	R_ΓΔ	,334	,067	,247	4,981	,000
	R_ΓΔ_1	,113	,067	,119	1,672	,095
	R_ΓΔ_2	,002	,047	,002	,034	,973

a. Dependent Variable: R_ΛAMΔA

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,001	,001		1,378	,169
R_ΓΔ	,657	,044	,599	14,810	,000
R_ΓΔ_1	,055	,045	,072	1,237	,217
R_ΓΔ_2	-,011	,031	-,017	-,347	,729

a. Dependent Variable: R_METKA

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,001	,001		,924	,356
R_ΓΔ	,530	,052	,464	10,181	,000
R_ΓΔ_1	,021	,052	,026	,399	,690
R_ΓΔ_2	,019	,037	,029	,525	,599

a. Dependent Variable: R_MΠEΛA

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,002	,001		2,058	,040
R_ΓΔ	1,333	,049	,839	27,307	,000
R_ΓΔ_1	,026	,049	,023	,530	,597
R_ΓΔ_2	-,076	,034	-,082	-2,221	,027

a. Dependent Variable: R_MYTIA

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,000	,001		-,198	,843
R_ΓΔ	,722	,055	,565	13,210	,000
R_ΓΔ_1	-,017	,055	-,019	-,314	,754
R_ΓΔ_2	,043	,038	,058	1,129	,259

a. Dependent Variable: R_OPAP

Coefficients^a

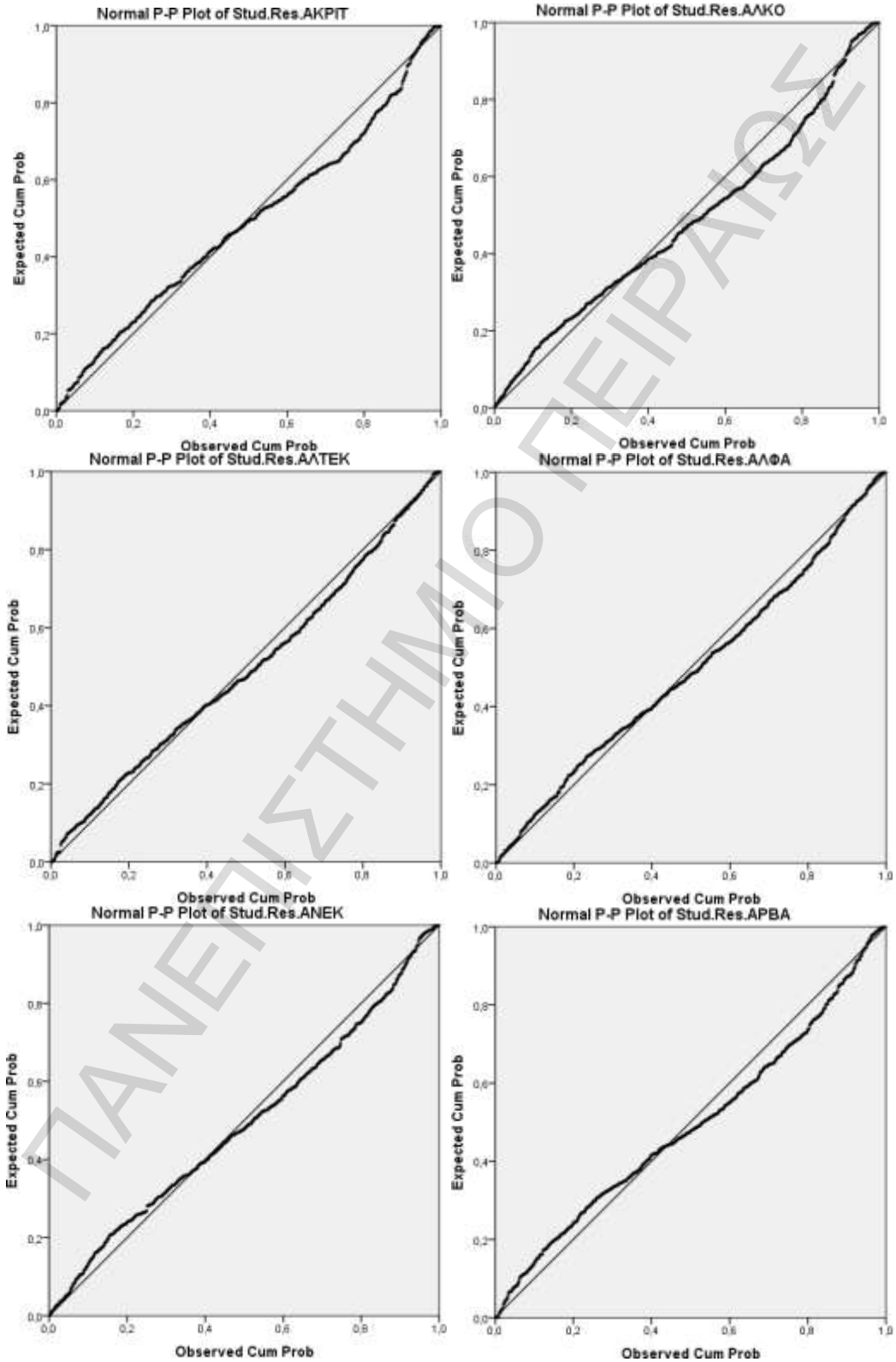
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-,001	,001		-1,003	,316
R_ΓΔ	,756	,051	,618	14,889	,000
R_ΓΔ_1	-,011	,051	-,013	-,220	,826
R_ΓΔ_2	,010	,036	,015	,292	,770

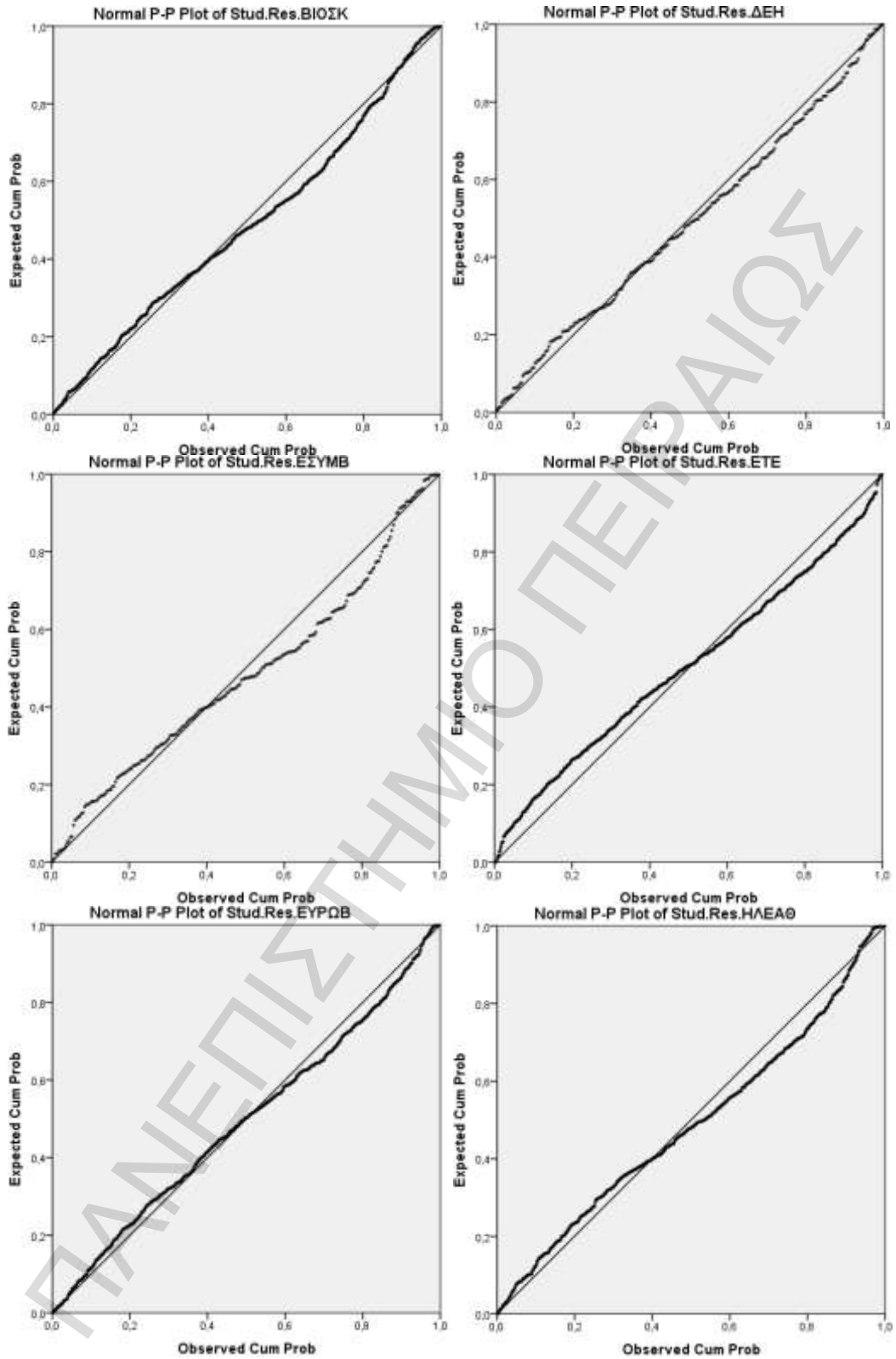
a. Dependent Variable: R_OTE

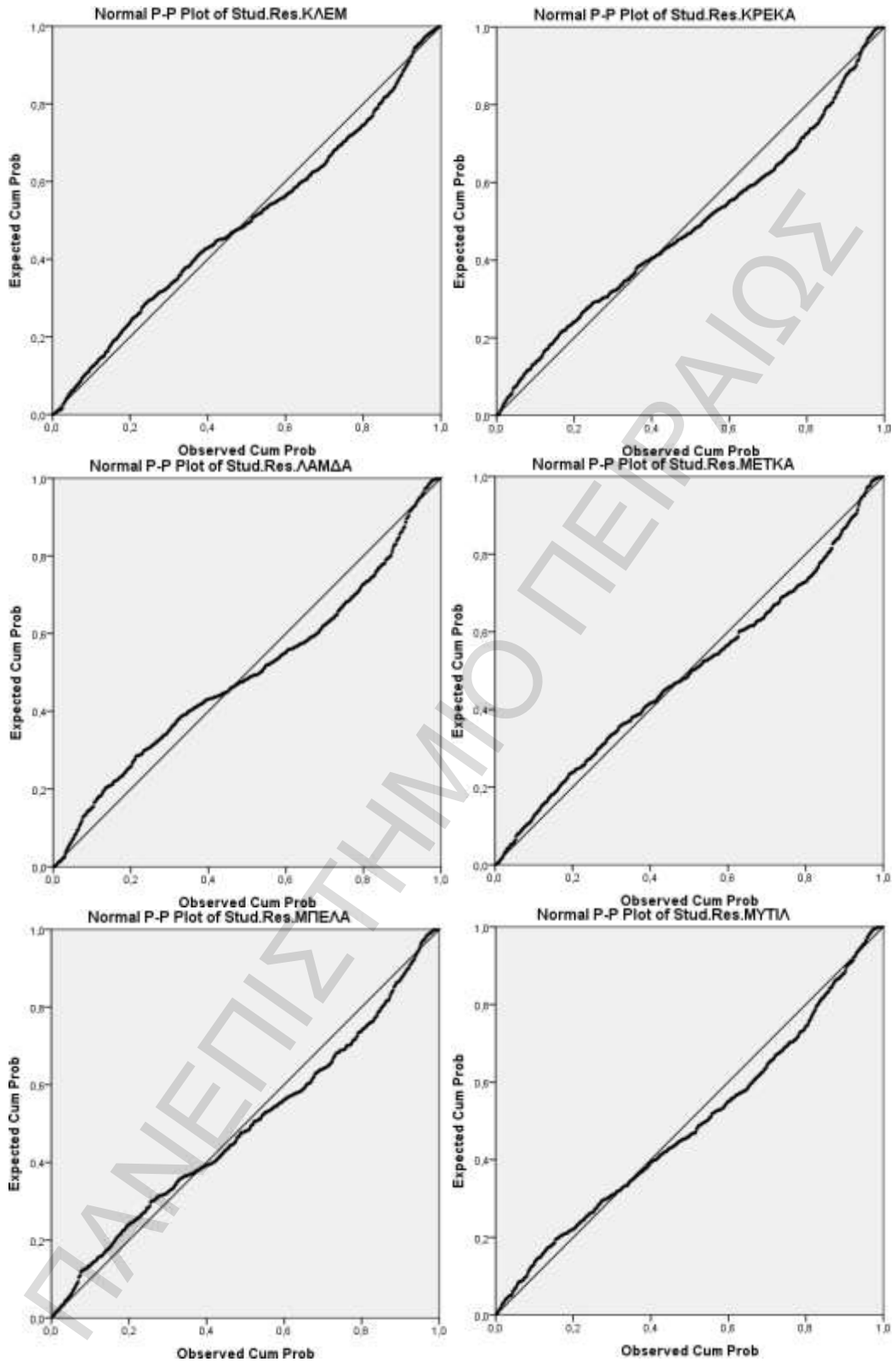
Έλεγχος Κανονικότητας

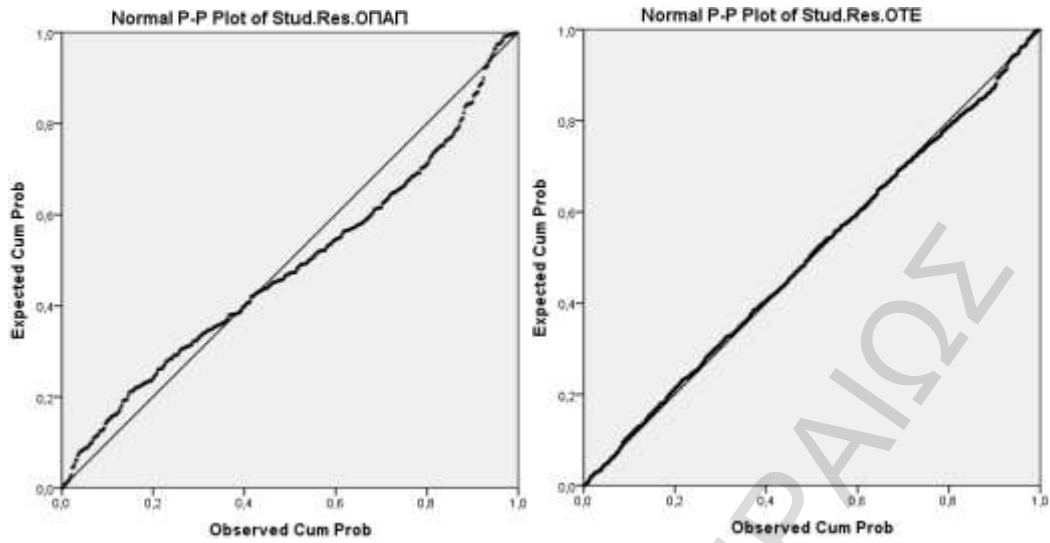
i. Γραφικός

- 2000-2002

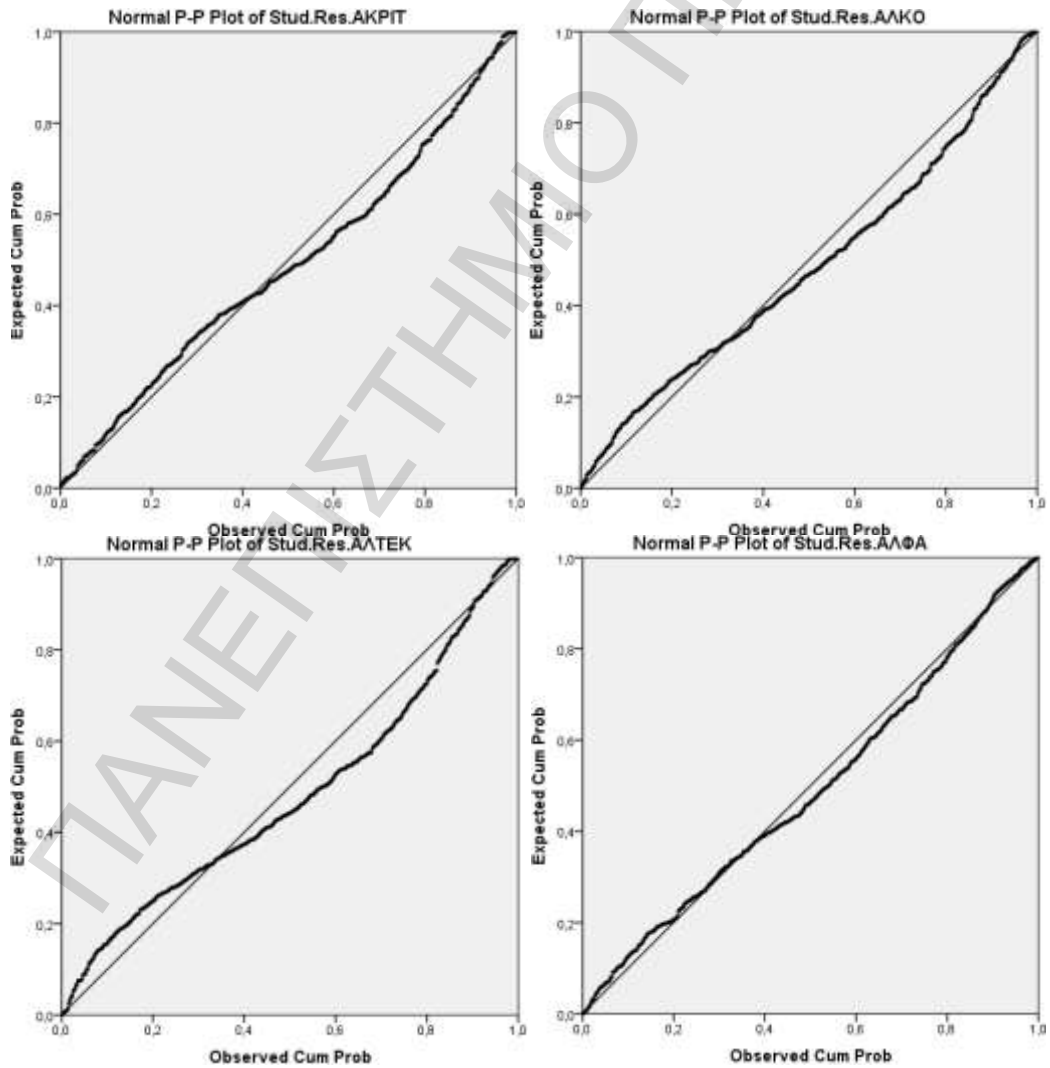


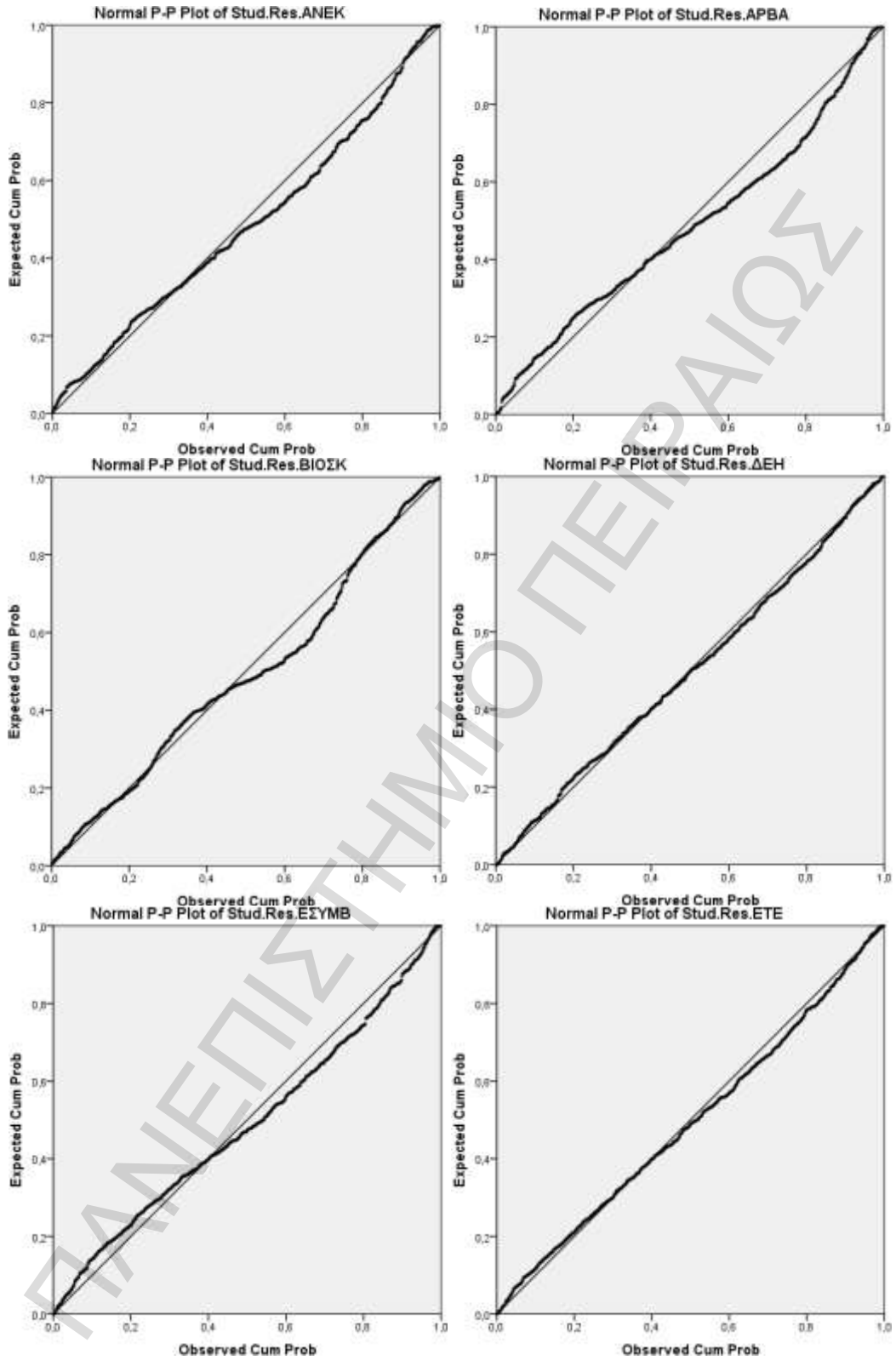


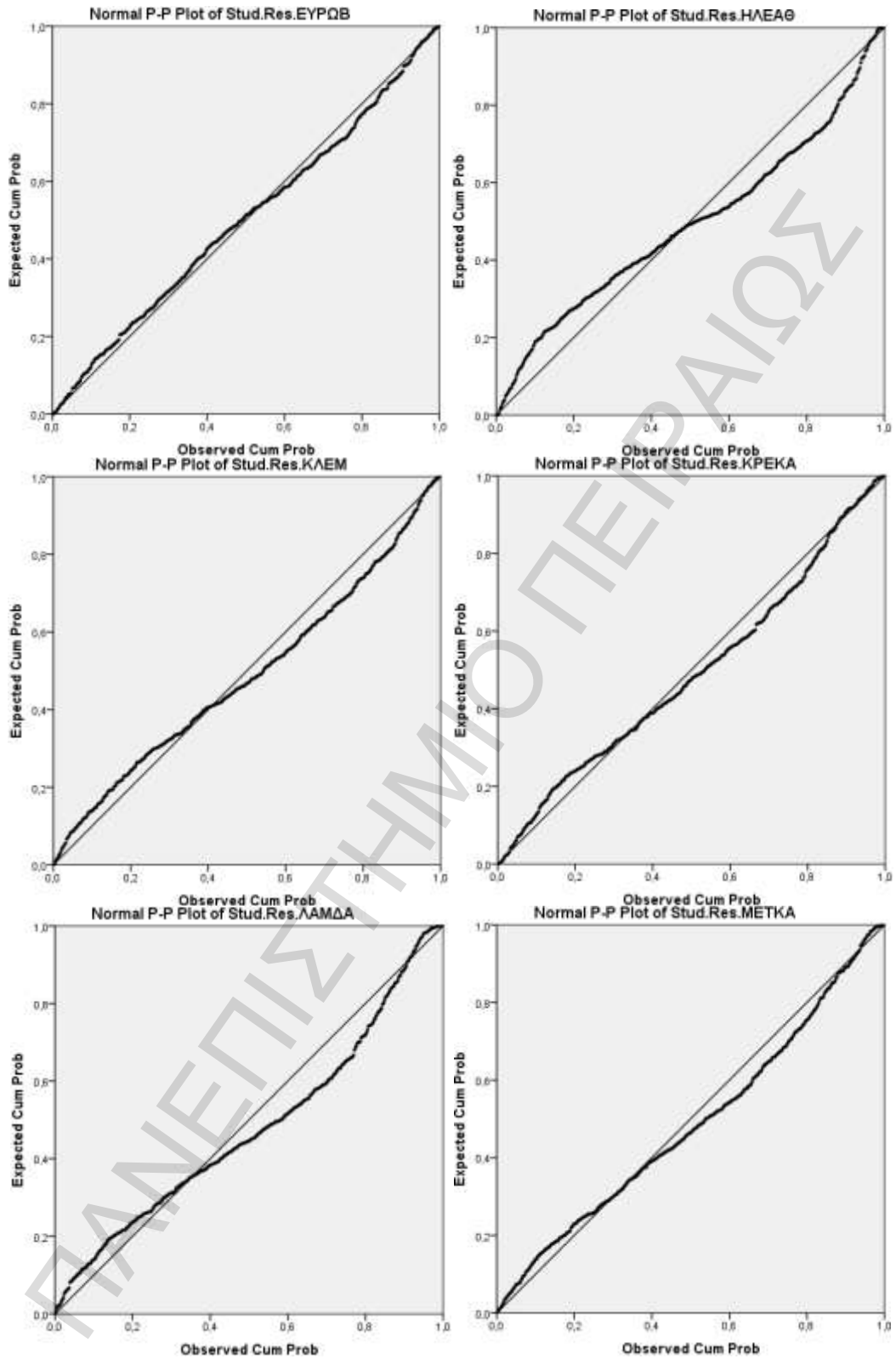


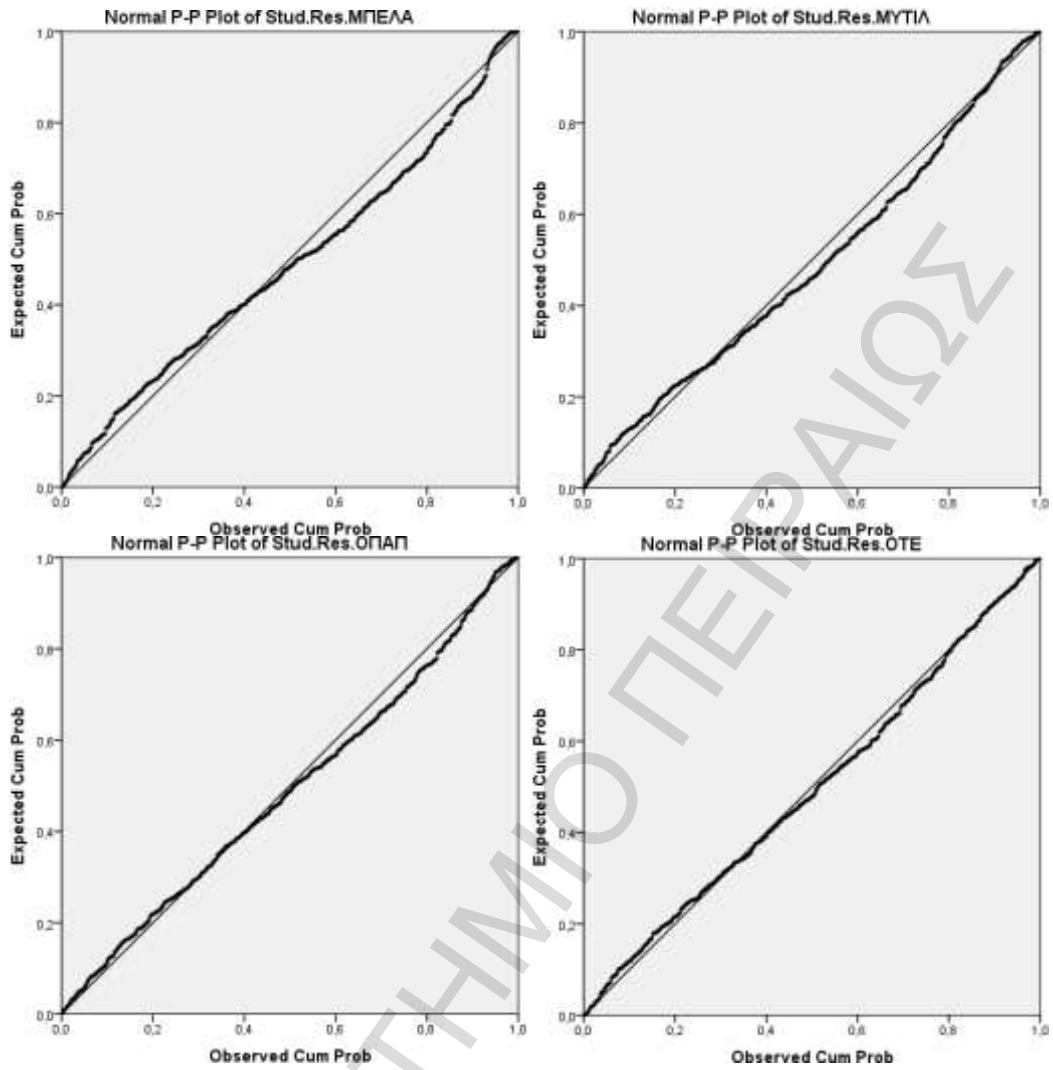


- 2003-2006

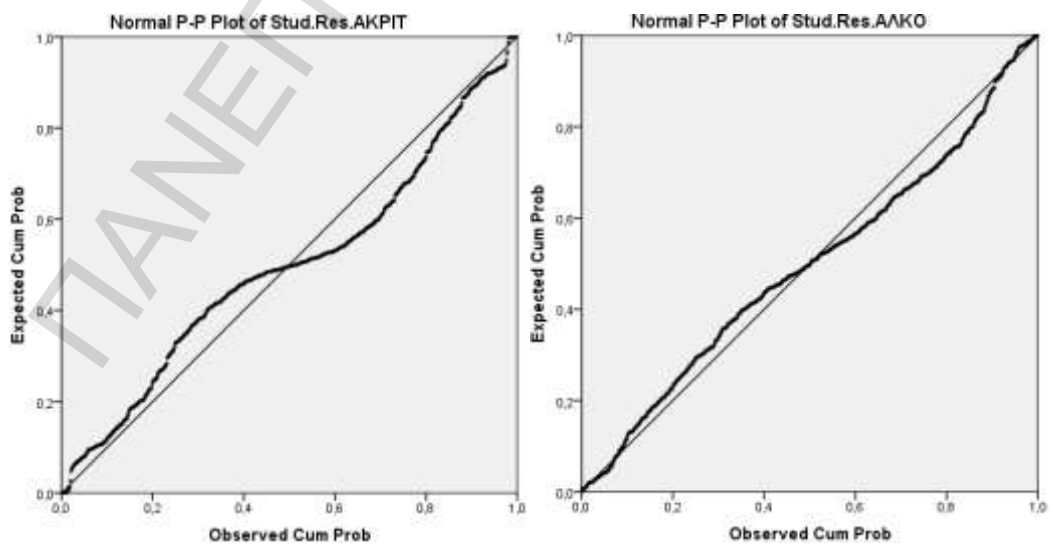


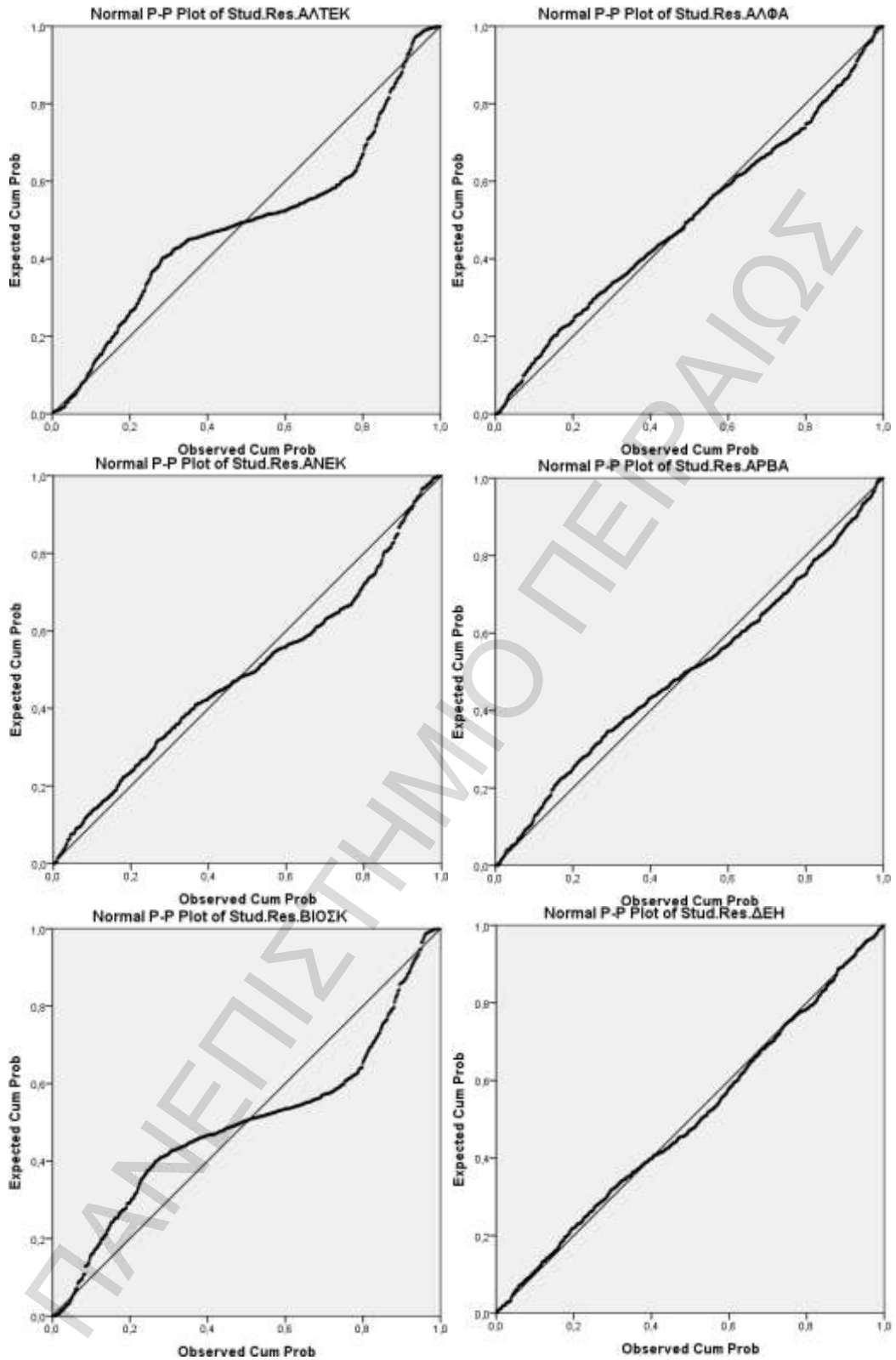


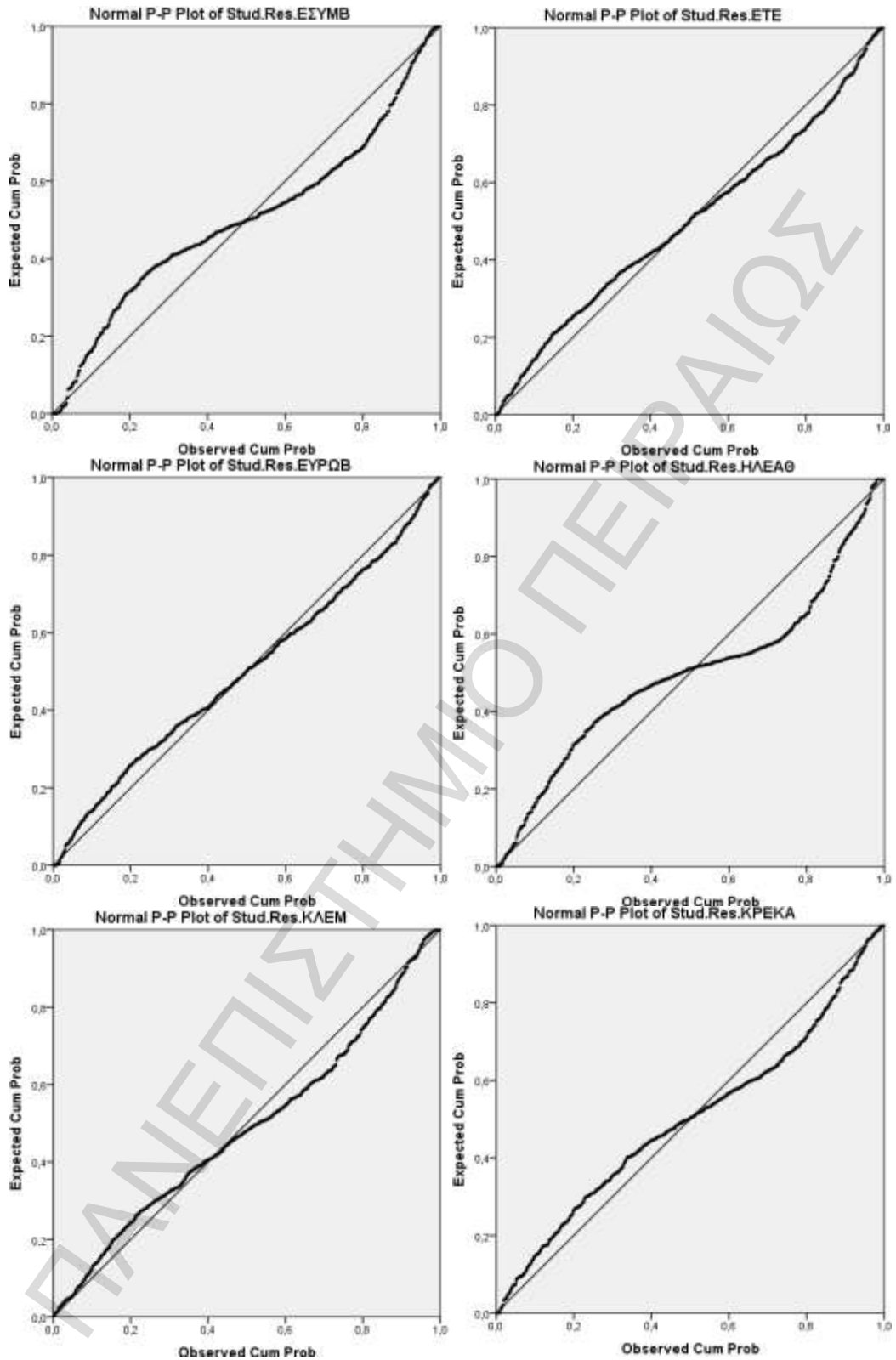


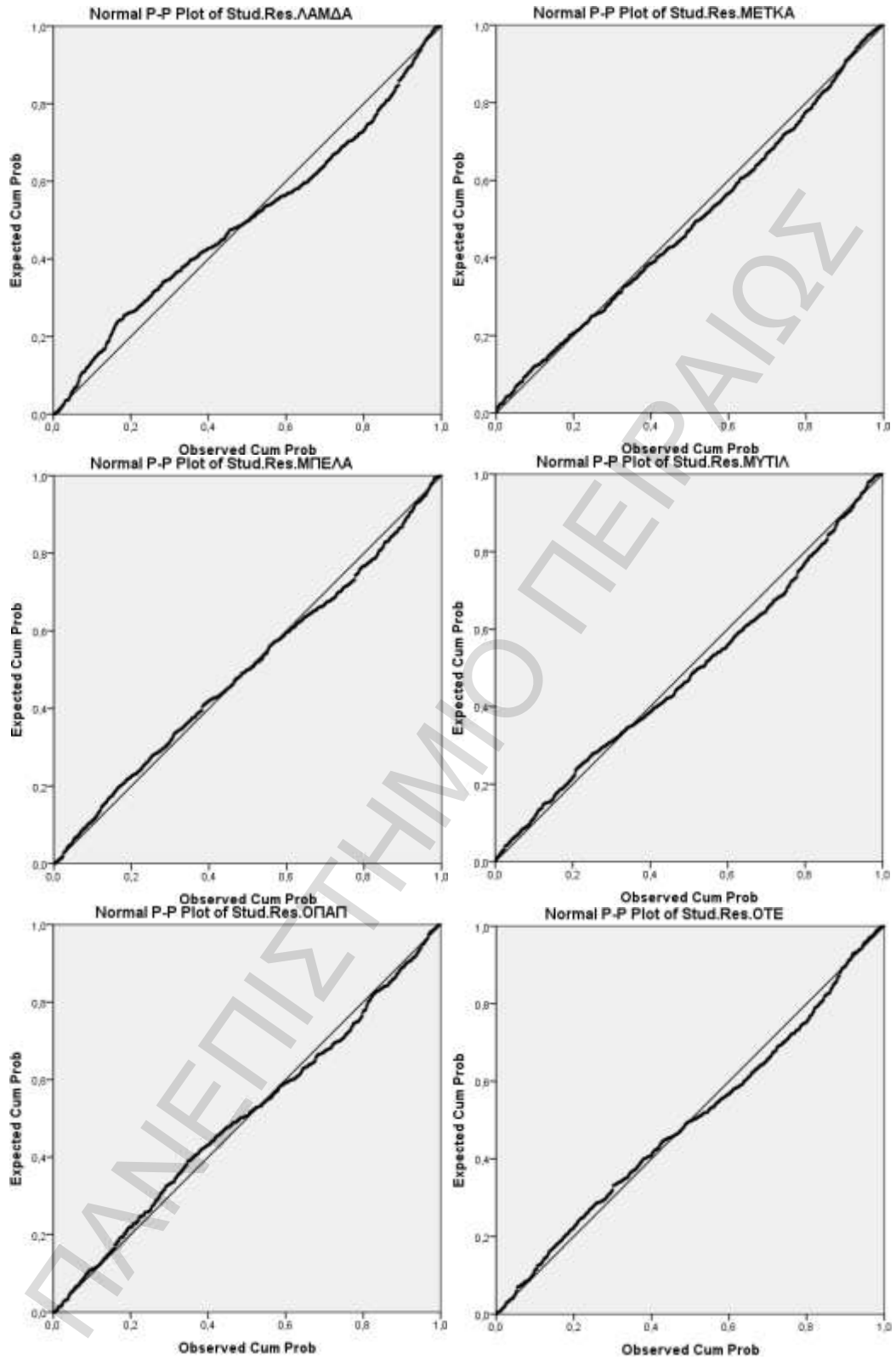


- 2009-2011









Έλεγχος Κανονικότητας

ii. Στατιστικός

- 2000-2002

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. AΛKO
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000522
	Std. Deviation	1,00147528
Most Extreme Differences	Absolute	,086
	Positive	,086
	Negative	-,048
Test Statistic		,086
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. AΛTEK
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0002053
	Std. Deviation	1,00154428
Most Extreme Differences	Absolute	,048
	Positive	,048
	Negative	-,033
Test Statistic		,048
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. AΛΦA
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0003432
	Std. Deviation	1,00251552
Most Extreme Differences	Absolute	,048
	Positive	,048
	Negative	-,040
Test Statistic		,048
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ANEK
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000443
	Std. Deviation	1,00116604
Most Extreme Differences	Absolute	,057
	Positive	,057
	Negative	-,051
Test Statistic		,057
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. APBA
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0004429
	Std. Deviation	1,00207918
Most Extreme Differences	Absolute	,069
	Positive	,069
	Negative	-,051
Test Statistic		,069
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. AKPIT
N		679
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0005175
	Std. Deviation	1,00132603
Most Extreme Differences	Absolute	,087
	Positive	,087
	Negative	-,040
Test Statistic		,087
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. BIOΣK
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0001195
	Std. Deviation	1,00095996
Most Extreme Differences	Absolute	,065
	Positive	,065
	Negative	-,031
Test Statistic		,065
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. EΣYMB
N		240
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000440
	Std. Deviation	1,00208291
Most Extreme Differences	Absolute	,098
	Positive	,098
	Negative	-,061
Test Statistic		,098
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. EYPQB
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0001196
	Std. Deviation	1,00271006
Most Extreme Differences	Absolute	,049
	Positive	,049
	Negative	-,034
Test Statistic		,049
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΔEH
N		254
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000922
	Std. Deviation	1,00227693
Most Extreme Differences	Absolute	,044
	Positive	,043
	Negative	-,044
Test Statistic		,044
Asymp. Sig. (2-tailed)		,200 ^{c,d}

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.
- d. This is a lower bound of the true significance.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res.ETE
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0001161
	Std. Deviation	1,00087366
Most Extreme Differences	Absolute	,066
	Positive	,060
	Negative	-,066
Test Statistic		,066
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. HΔEAO
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000594
	Std. Deviation	1,00128115
Most Extreme Differences	Absolute	,074
	Positive	,074
	Negative	-,040
Test Statistic		,074
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. KΛEM
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0004048
	Std. Deviation	1,00140712
Most Extreme Differences	Absolute	,058
	Positive	,058
	Negative	-,048
Test Statistic		,058
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. KPEKA
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0002213
	Std. Deviation	1,00113211
Most Extreme Differences	Absolute	,085
	Positive	,085
	Negative	-,049
Test Statistic		,085
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΛAMΔA
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0002096
	Std. Deviation	1,00110468
Most Extreme Differences	Absolute	,085
	Positive	,085
	Negative	-,072
Test Statistic		,085
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. METKA
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000460
	Std. Deviation	1,00180416
Most Extreme Differences	Absolute	,074
	Positive	,074
	Negative	-,042
Test Statistic		,074
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. MPEAA
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0001928
	Std. Deviation	1,00145880
Most Extreme Differences	Absolute	,070
	Positive	,070
	Negative	-,043
Test Statistic		,070
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. MYTIA
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0001281
	Std. Deviation	1,00132818
Most Extreme Differences	Absolute	,068
	Positive	,068
	Negative	-,041
Test Statistic		,068
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΟΠΑΠ
N		416
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0001724
	Std. Deviation	1,00149458
Most Extreme Differences	Absolute	,094
	Positive	,094
	Negative	-,064
Test Statistic		,094
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. OTE
N		746
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000599
	Std. Deviation	1,00124867
Most Extreme Differences	Absolute	,029
	Positive	,029
	Negative	-,016
Test Statistic		,029
Asymp. Sig. (2-tailed)		,186 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

• 2003-2006

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. AKPIT
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000814
	Std. Deviation	1,00066486
Most Extreme Differences	Absolute	,073
	Positive	,073
	Negative	-,039
Test Statistic		,073
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. AΛKO
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0001294
	Std. Deviation	1,00072925
Most Extreme Differences	Absolute	,074
	Positive	,074
	Negative	-,052
Test Statistic		,074
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. AΛΦA
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000732
	Std. Deviation	1,00150611
Most Extreme Differences	Absolute	,045
	Positive	,045
	Negative	-,033
Test Statistic		,045
Asymp. Sig. (2-tailed)		,001 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. AΛTEK
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000523
	Std. Deviation	1,00065924
Most Extreme Differences	Absolute	,104
	Positive	,104
	Negative	-,063
Test Statistic		,104
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ANEK
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000155
	Std. Deviation	1,00065295
Most Extreme Differences	Absolute	,068
	Positive	,068
	Negative	-,034
Test Statistic		,068
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. APBA
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0001545
	Std. Deviation	1,00158547
Most Extreme Differences	Absolute	,093
	Positive	,093
	Negative	-,051
Test Statistic		,093
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. BIOZK
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000055
	Std. Deviation	1,00052528
Most Extreme Differences	Absolute	,087
	Positive	,087
	Negative	-,031
Test Statistic		,087
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΔEH
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000644
	Std. Deviation	1,00081009
Most Extreme Differences	Absolute	,026
	Positive	,026
	Negative	-,026
Test Statistic		,026
Asymp. Sig. (2-tailed)		,200 ^{c,d}

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.
- d. This is a lower bound of the true significance.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. EZYMB
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0002607
	Std. Deviation	1,00181977
Most Extreme Differences	Absolute	,059
	Positive	,059
	Negative	-,046
Test Statistic		,059
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res.ETE
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000257
	Std. Deviation	1,00157102
Most Extreme Differences	Absolute	,039
	Positive	,039
	Negative	-,025
Test Statistic		,039
Asymp. Sig. (2-tailed)		,009 ^c

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.
- c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. EYPQB
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000225
	Std. Deviation	1,00179314
Most Extreme Differences	Absolute	,048
	Positive	,048
	Negative	-,033
Test Statistic		,048
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. HΛEAO
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000275
	Std. Deviation	1,00054220
Most Extreme Differences	Absolute	,104
	Positive	,104
	Negative	-,092
Test Statistic		,104
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. KΛEM
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0002233
	Std. Deviation	1,00216144
Most Extreme Differences	Absolute	,070
	Positive	,070
	Negative	-,049
Test Statistic		,070
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. KPEKA
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000944
	Std. Deviation	1,00064446
Most Extreme Differences	Absolute	,064
	Positive	,064
	Negative	-,052
Test Statistic		,064
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΛAMΔA
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000477
	Std. Deviation	1,00066104
Most Extreme Differences	Absolute	,107
	Positive	,107
	Negative	-,054
Test Statistic		,107
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. METKA
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000215
	Std. Deviation	1,00098957
Most Extreme Differences	Absolute	,069
	Positive	,069
	Negative	-,041
Test Statistic		,069
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΜΠΕΛΑ
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000420
	Std. Deviation	1,00114717
Most Extreme Differences	Absolute	,070
	Positive	,070
	Negative	-,045
Test Statistic		,070
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΜΥΤΙΑ
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000548
	Std. Deviation	1,00128415
Most Extreme Differences	Absolute	,053
	Positive	,053
	Negative	-,035
Test Statistic		,053
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΟΠΑΠ
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000513
	Std. Deviation	1,00077493
Most Extreme Differences	Absolute	,048
	Positive	,048
	Negative	-,025
Test Statistic		,048
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΟΤΕ
N		750
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000670
	Std. Deviation	1,00128738
Most Extreme Differences	Absolute	,038
	Positive	,038
	Negative	-,027
Test Statistic		,038
Asymp. Sig. (2-tailed)		,013 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

- 2009-2011

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΑΚΡΙΤ
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000723
	Std. Deviation	1,00127116
Most Extreme Differences	Absolute	,098
	Positive	,098
	Negative	-,082
Test Statistic		,098
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΑΛΚΟ
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000801
	Std. Deviation	1,00086986
Most Extreme Differences	Absolute	,071
	Positive	,071
	Negative	-,049
Test Statistic		,071
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. AATEK
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000604
	Std. Deviation	1,00065531
Most Extreme Differences	Absolute	,158
	Positive	,158
	Negative	-,119
Test Statistic		,158
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. AΛΦA
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0002627
	Std. Deviation	1,00177882
Most Extreme Differences	Absolute	,061
	Positive	,061
	Negative	-,051
Test Statistic		,061
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ANEK
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000635
	Std. Deviation	1,00092890
Most Extreme Differences	Absolute	,101
	Positive	,101
	Negative	-,049
Test Statistic		,101
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. APBA
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000784
	Std. Deviation	1,00091960
Most Extreme Differences	Absolute	,057
	Positive	,049
	Negative	-,057
Test Statistic		,057
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. BIOZK
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000243
	Std. Deviation	1,00070766
Most Extreme Differences	Absolute	,161
	Positive	,161
	Negative	-,134
Test Statistic		,161
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΔEH
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0001441
	Std. Deviation	1,00238487
Most Extreme Differences	Absolute	,034
	Positive	,034
	Negative	-,022
Test Statistic		,034
Asymp. Sig. (2-tailed)		,036 ^c

- a. Test distribution is Normal.
 b. Calculated from data.
 c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. EZYMB
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000107
	Std. Deviation	1,00066011
Most Extreme Differences	Absolute	,120
	Positive	,116
	Negative	-,120
Test Statistic		,120
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
b. Calculated from data.
c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res.ETE
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0002504
	Std. Deviation	1,00160931
Most Extreme Differences	Absolute	,062
	Positive	,062
	Negative	-,062
Test Statistic		,062
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
b. Calculated from data.
c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. EYPQB
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000275
	Std. Deviation	1,00144714
Most Extreme Differences	Absolute	,061
	Positive	,054
	Negative	-,061
Test Statistic		,061
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
b. Calculated from data.
c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. HAEAΘ
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000452
	Std. Deviation	1,00062038
Most Extreme Differences	Absolute	,151
	Positive	,151
	Negative	-,120
Test Statistic		,151
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
b. Calculated from data.
c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. KΛEM
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0001091
	Std. Deviation	1,00085967
Most Extreme Differences	Absolute	,082
	Positive	,082
	Negative	-,049
Test Statistic		,082
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
b. Calculated from data.
c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. KPEKA
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0001434
	Std. Deviation	1,00068530
Most Extreme Differences	Absolute	,092
	Positive	,092
	Negative	-,069
Test Statistic		,092
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

- a. Test distribution is Normal.
b. Calculated from data.
c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΛΑΜΔΑ
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000006
	Std. Deviation	1,00088513
Most Extreme Differences	Absolute	,073
	Positive	,071
	Negative	-,073
Test Statistic		,073
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. METKA
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0001129
	Std. Deviation	1,00108270
Most Extreme Differences	Absolute	,039
	Positive	,039
	Negative	-,023
Test Statistic		,039
Asymp. Sig. (2-tailed)		,009 ^c

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΜΠΕΛΑ
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0001624
	Std. Deviation	1,00130074
Most Extreme Differences	Absolute	,045
	Positive	,045
	Negative	-,031
Test Statistic		,045
Asymp. Sig. (2-tailed)		,001 ^c

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΜΥΤΙΑ
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0001159
	Std. Deviation	1,00161554
Most Extreme Differences	Absolute	,057
	Positive	,057
	Negative	-,031
Test Statistic		,057
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΟΠΑΠ
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0001977
	Std. Deviation	1,00088051
Most Extreme Differences	Absolute	,043
	Positive	,043
	Negative	-,042
Test Statistic		,043
Asymp. Sig. (2-tailed)		,002 ^c

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

c. Lilliefors Significance Correction.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Stud.Res. ΟΤΕ
N		748
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	-,0000201
	Std. Deviation	1,00124998
Most Extreme Differences	Absolute	,049
	Positive	,049
	Negative	-,031
Test Statistic		,049
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000 ^c

a. Test distribution is Normal.

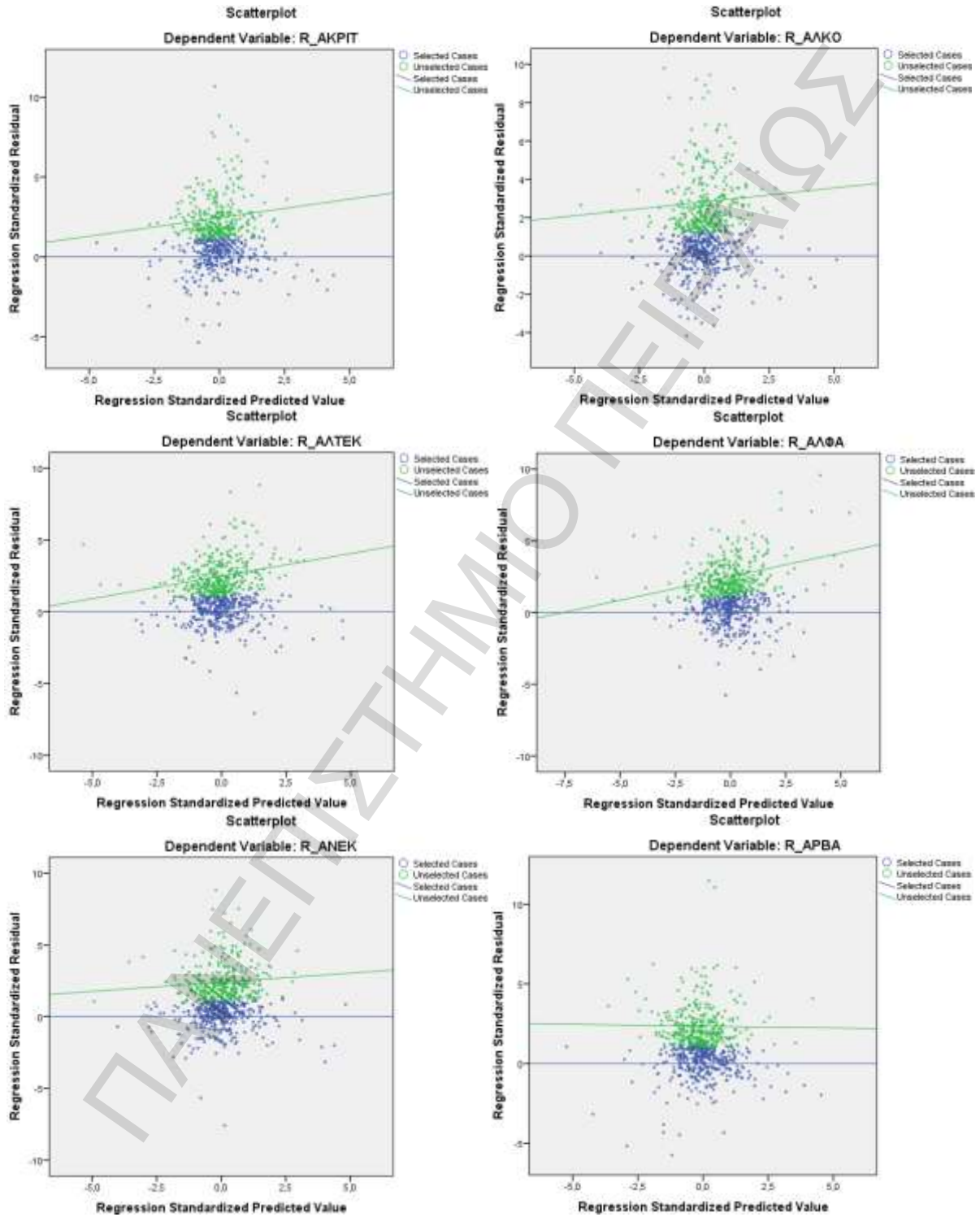
b. Calculated from data.

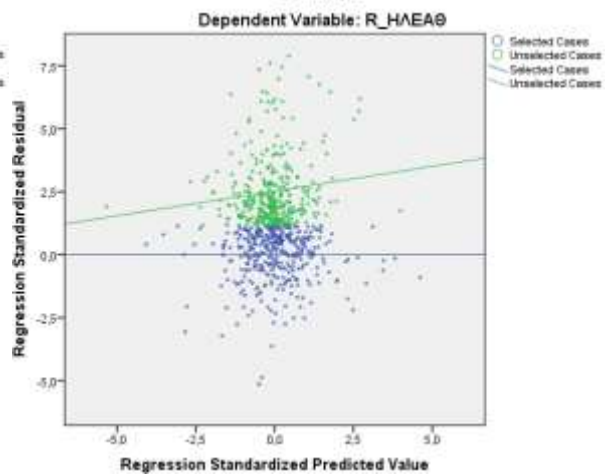
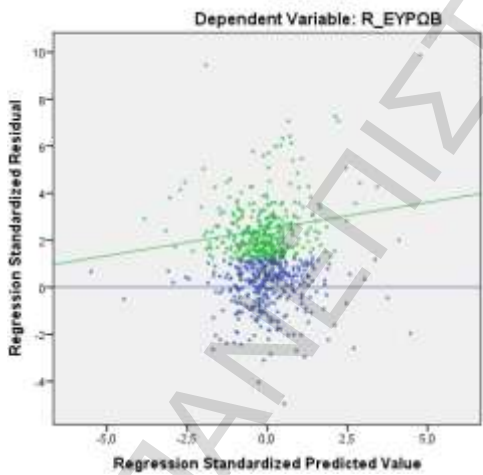
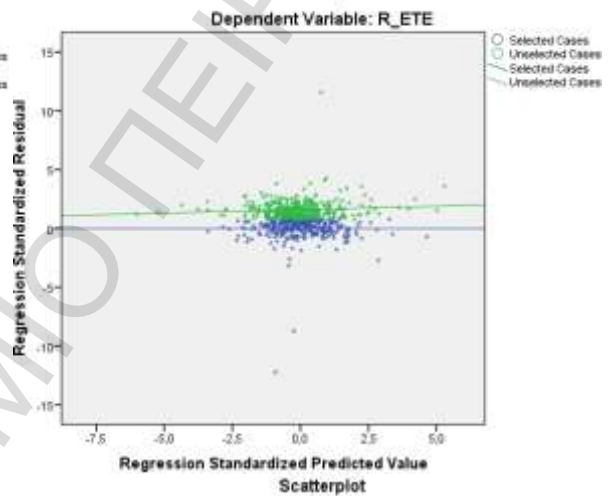
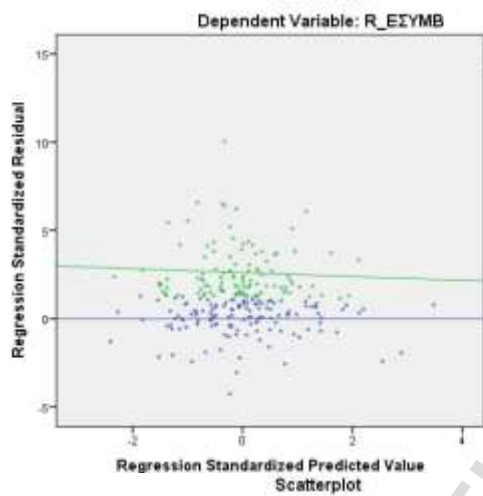
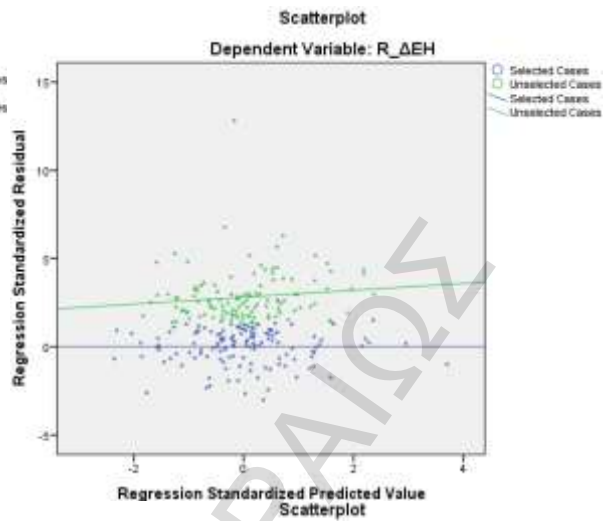
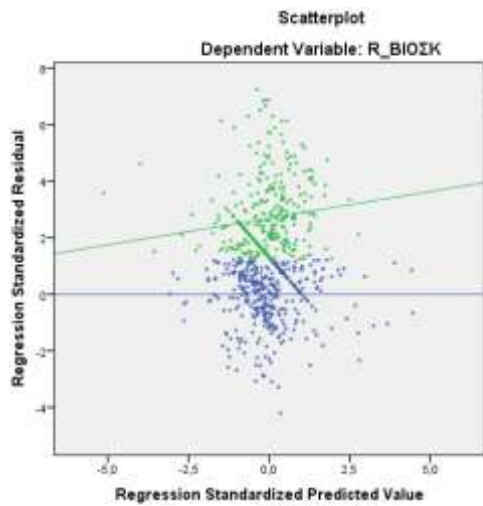
c. Lilliefors Significance Correction.

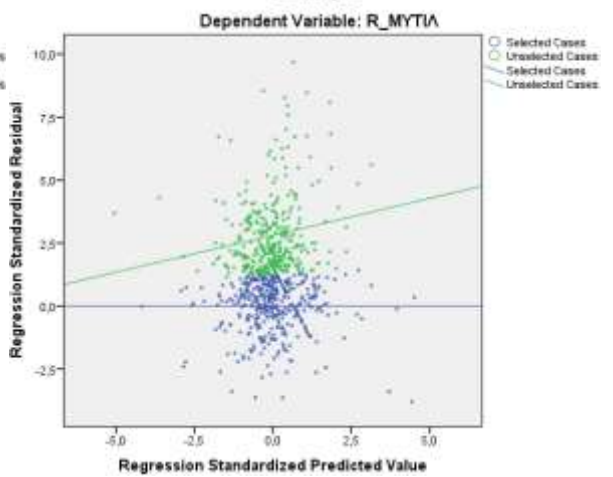
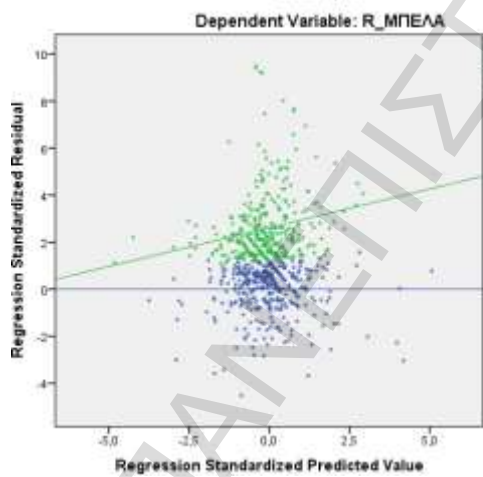
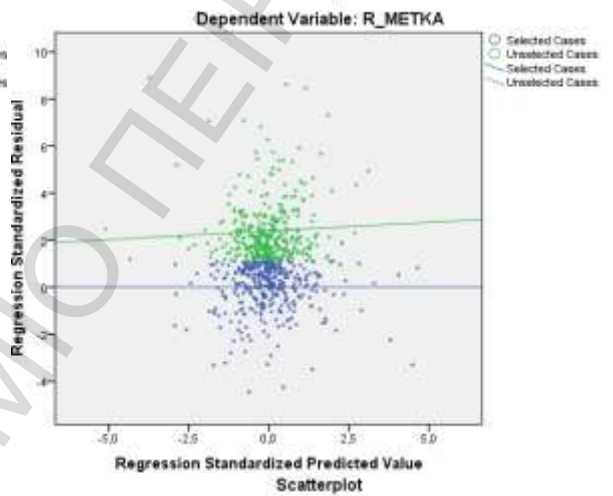
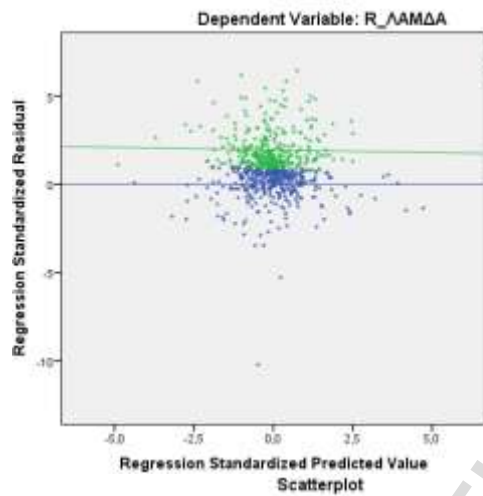
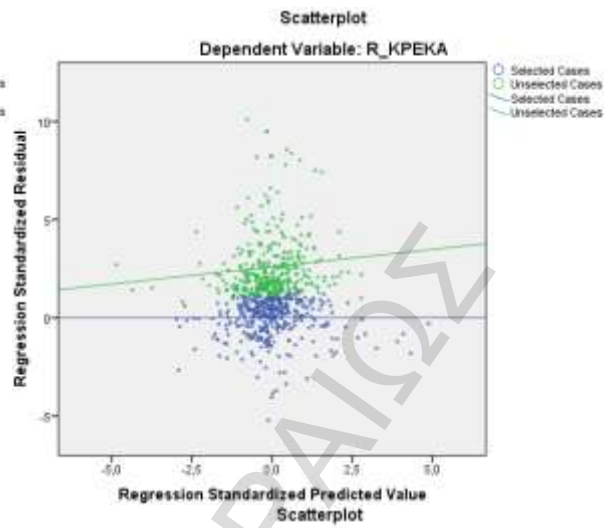
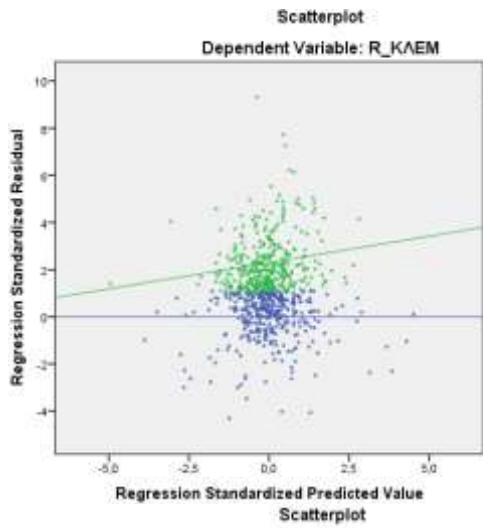
Έλεγχος Ομοσκεδαστικότητας

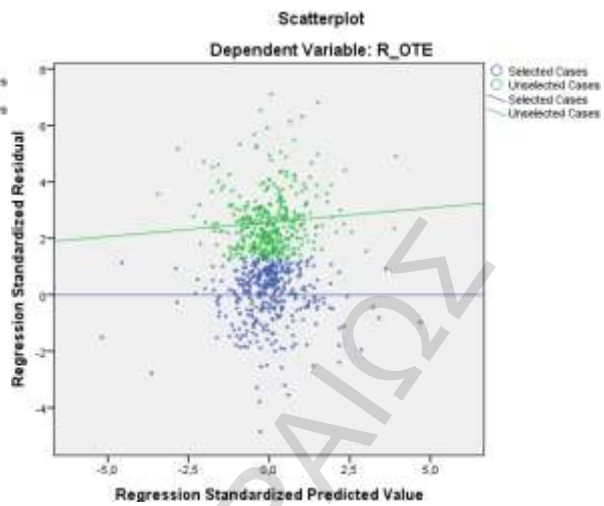
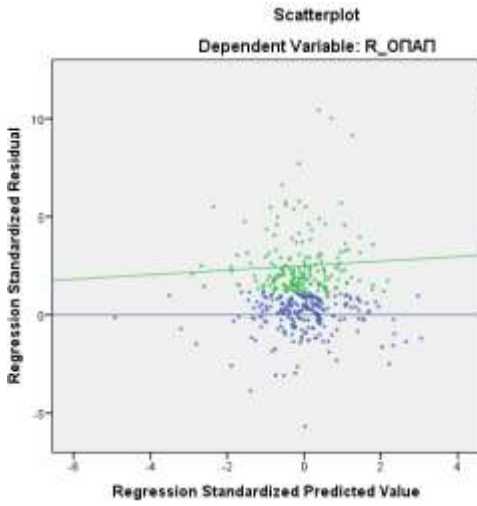
i. Γραφικός

- 2000-2002

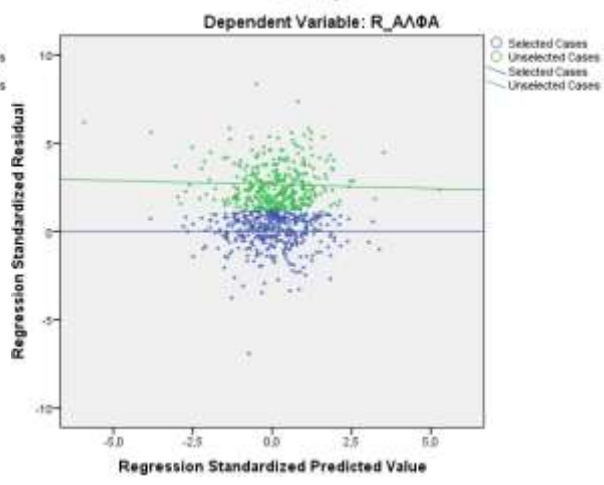
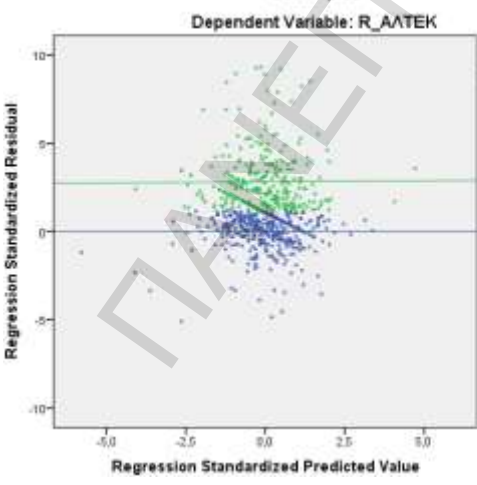
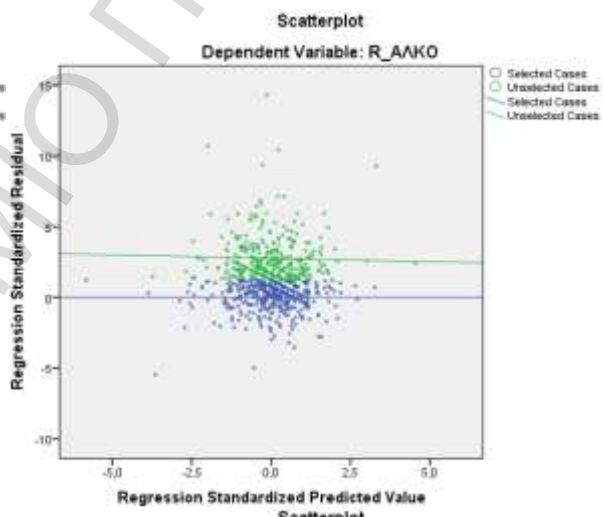
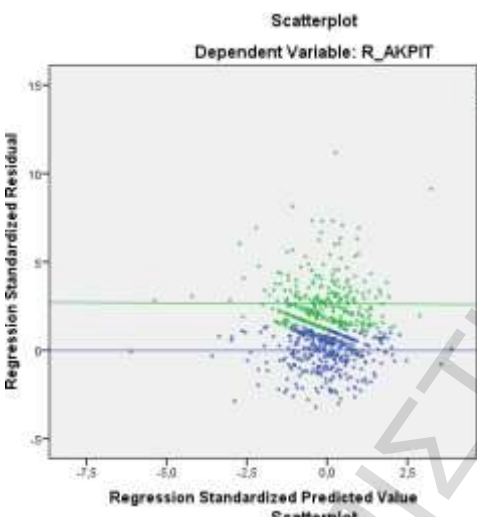


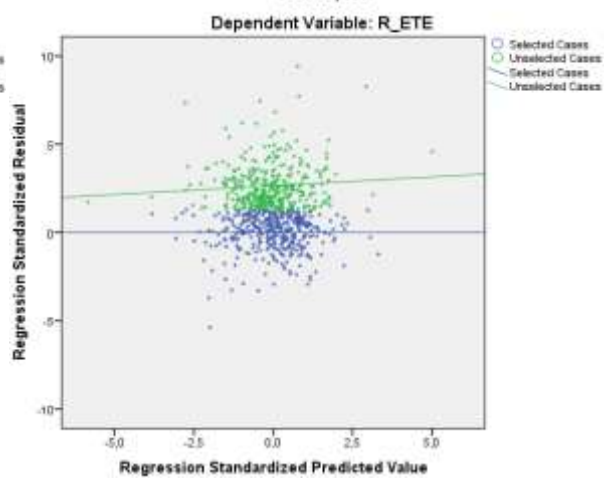
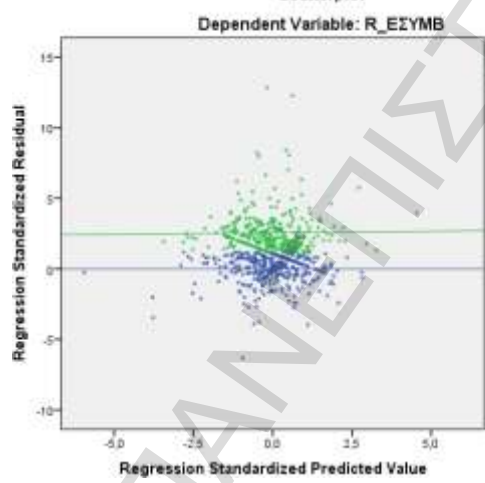
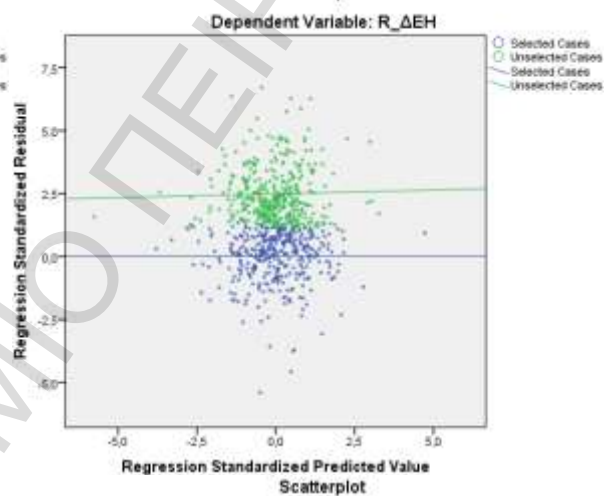
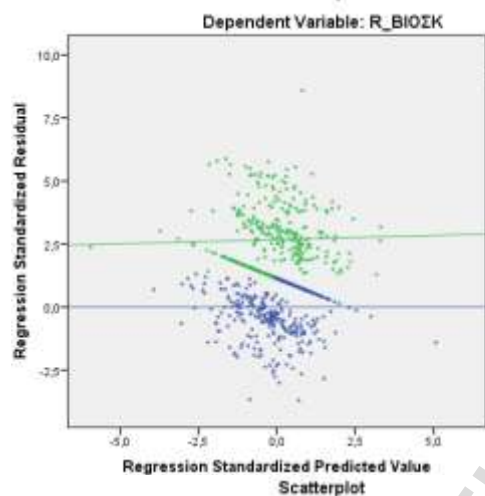
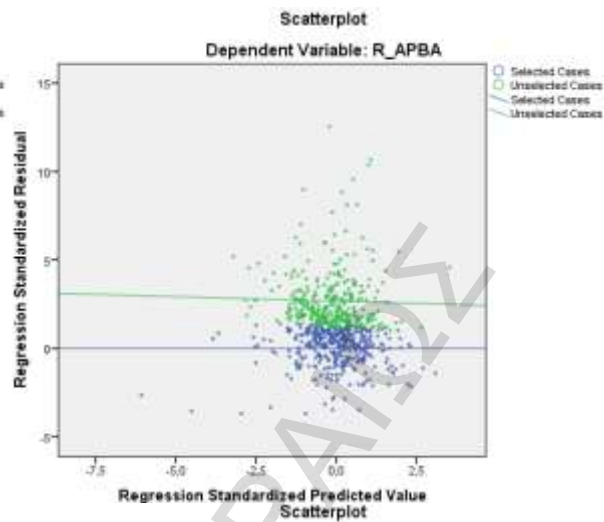
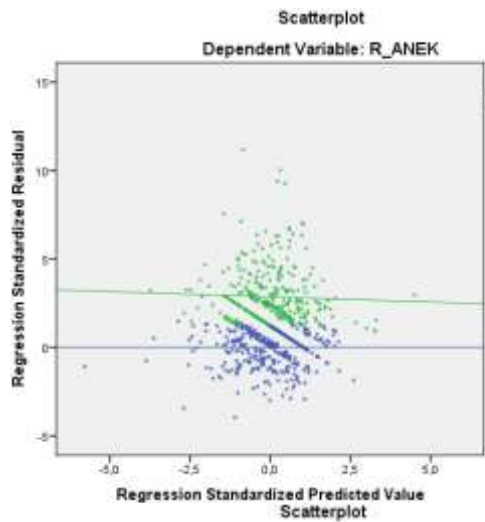


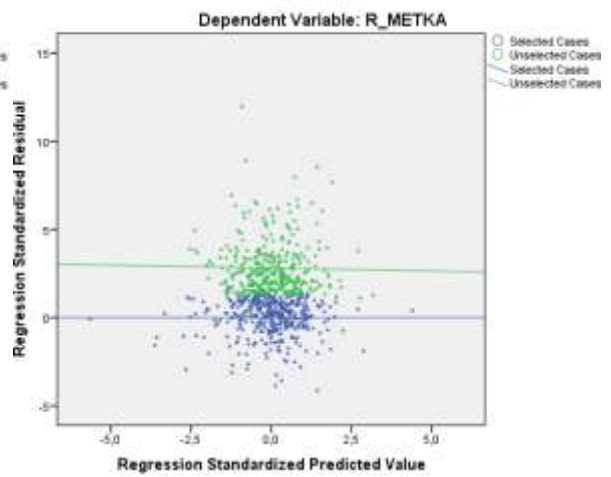
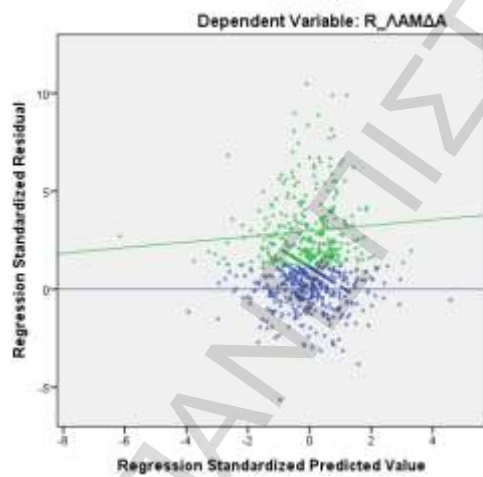
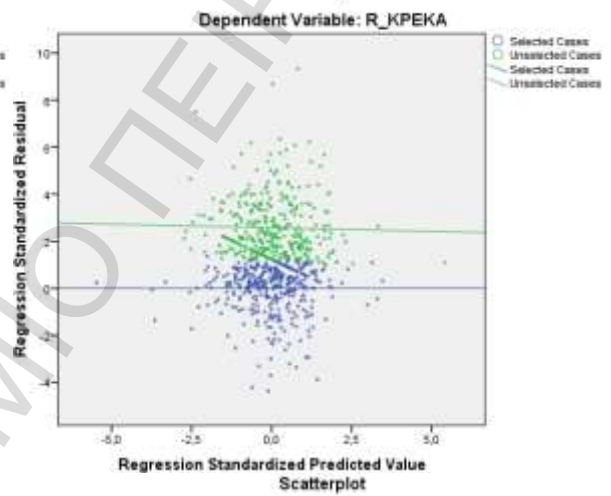
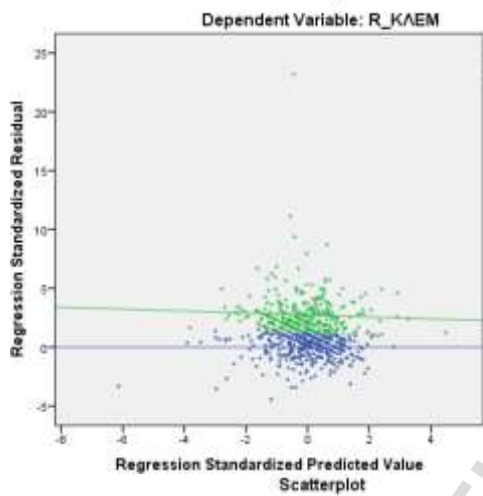
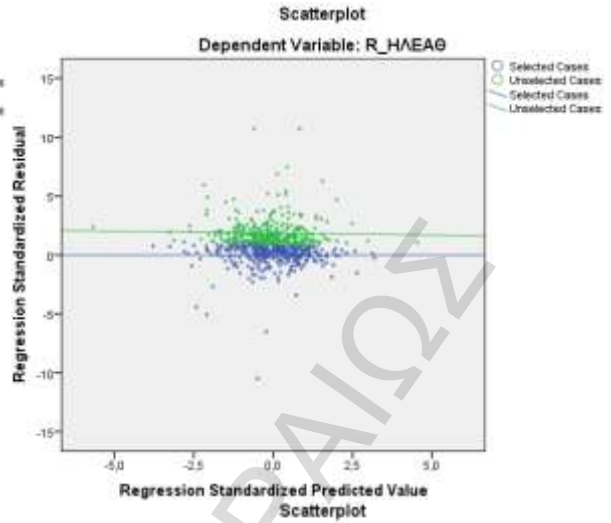
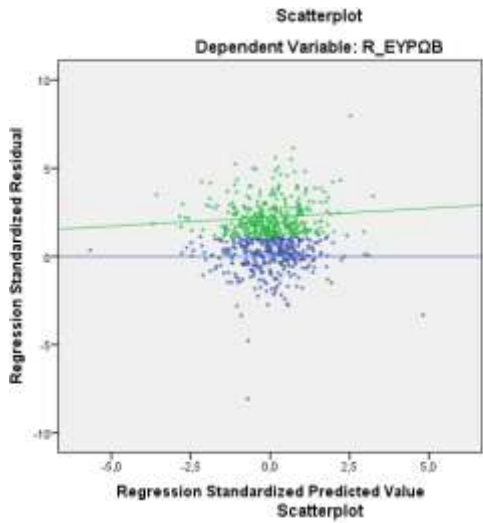


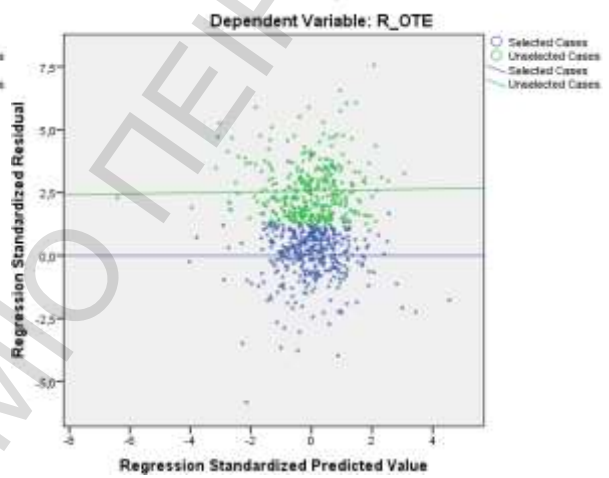
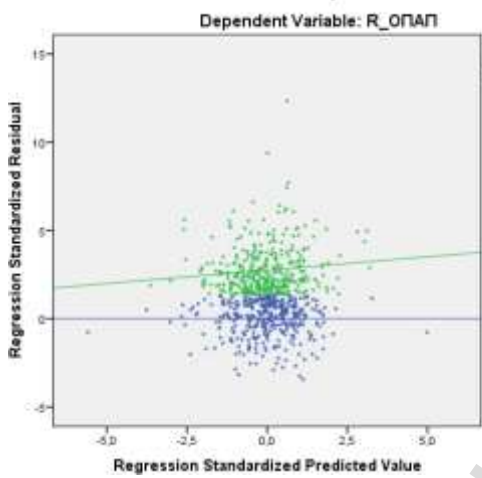
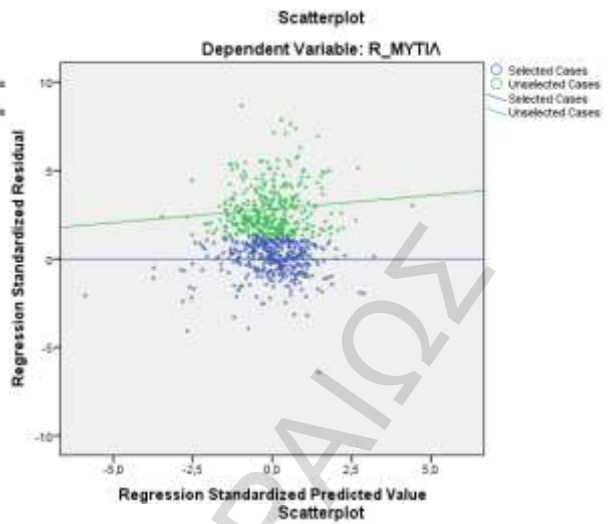
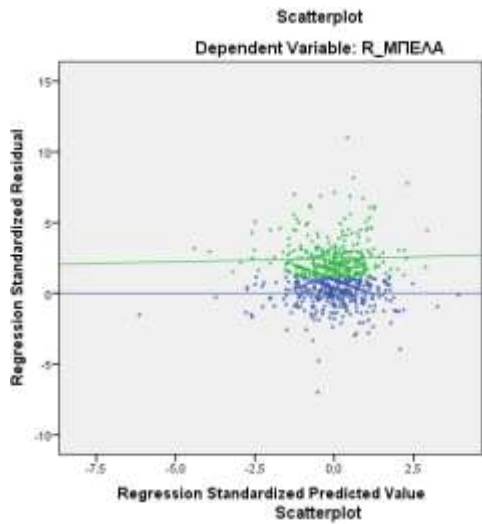


• 2003-2006

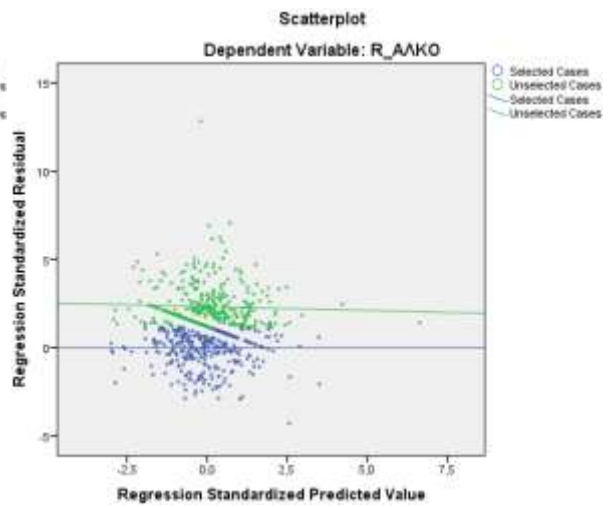
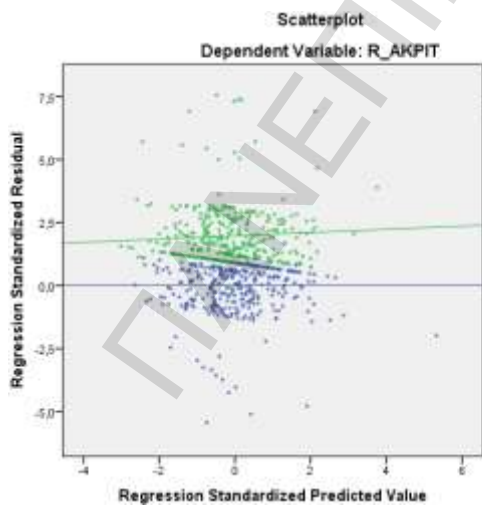


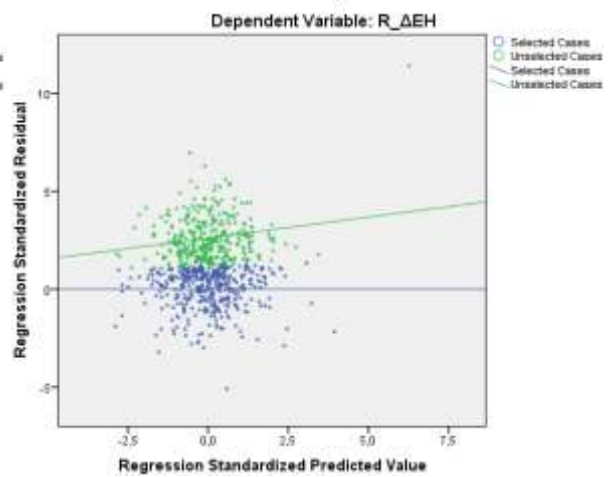
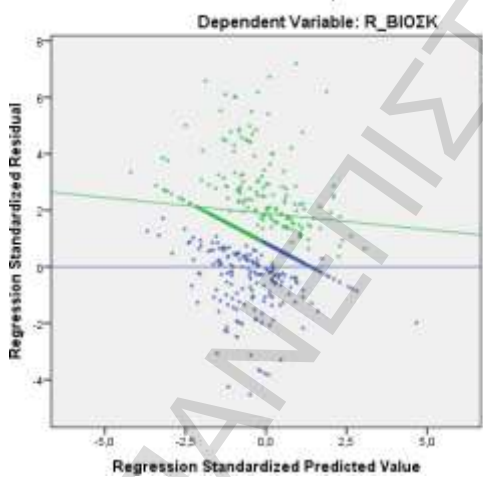
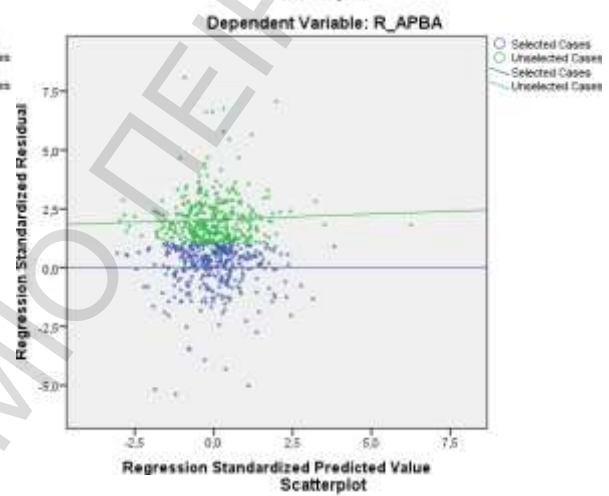
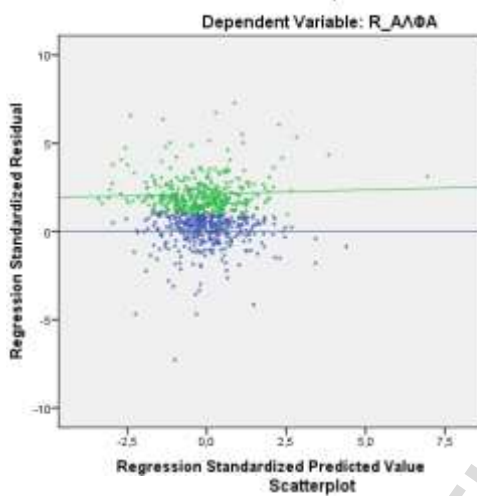
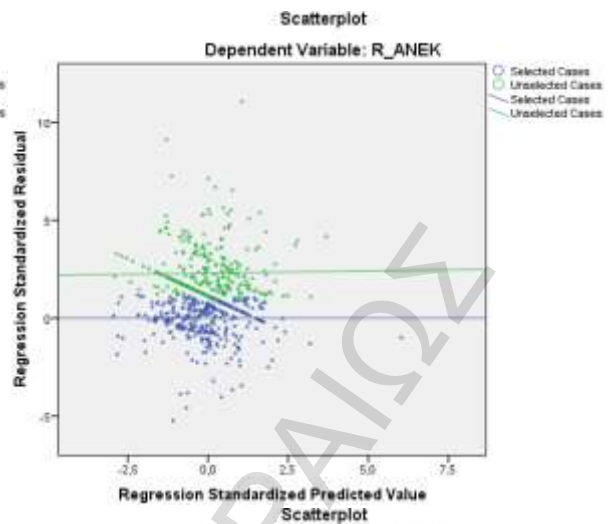
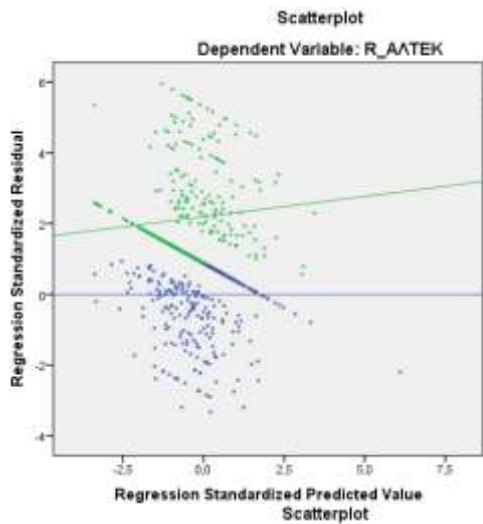


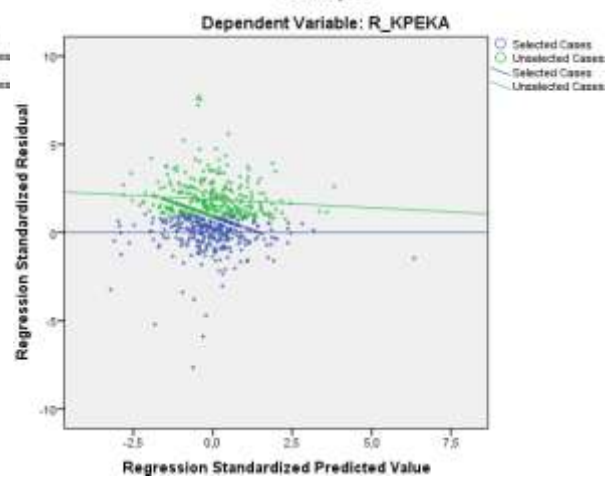
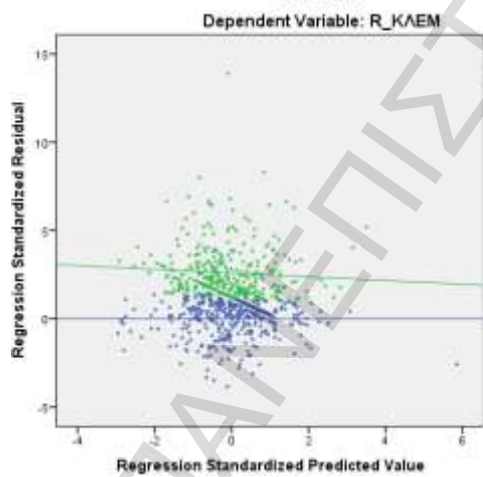
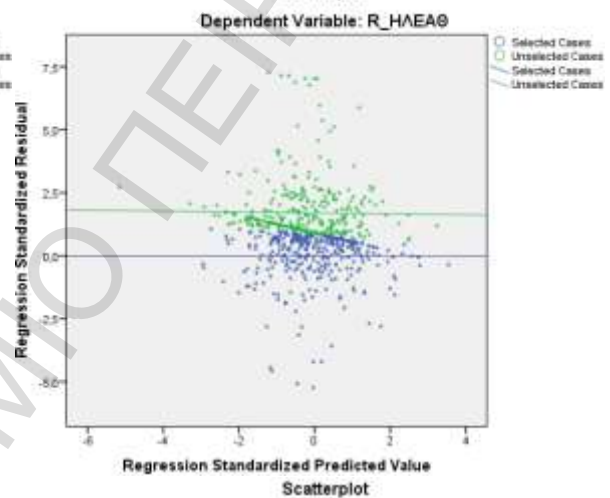
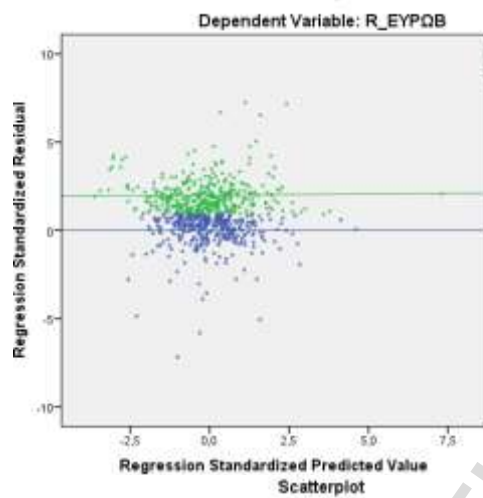
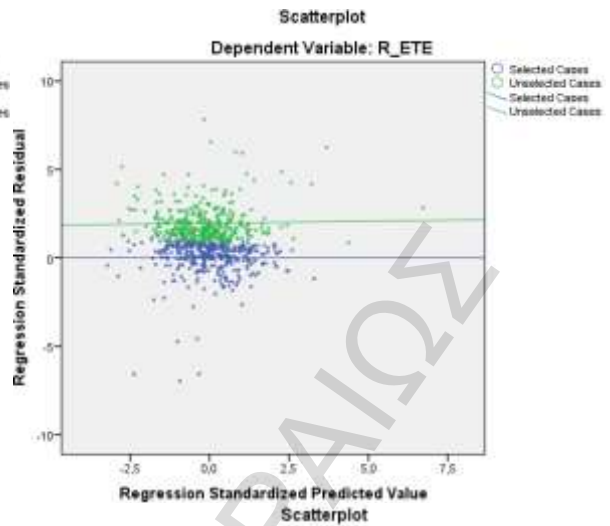
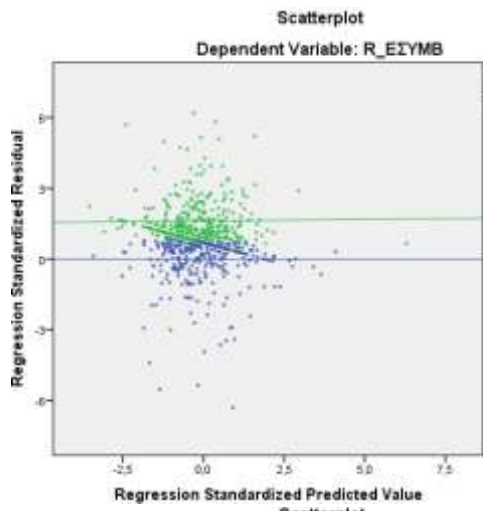


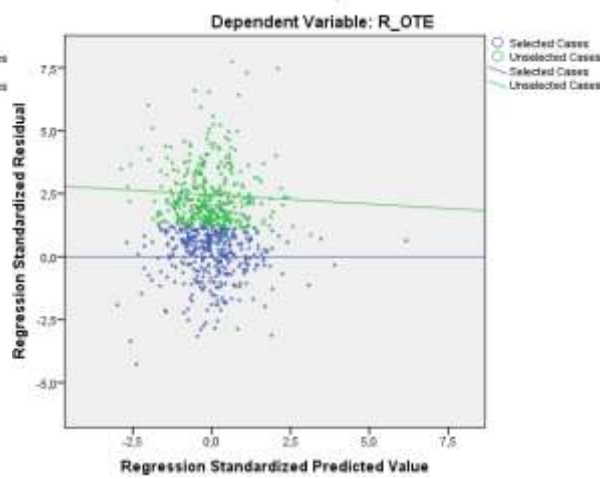
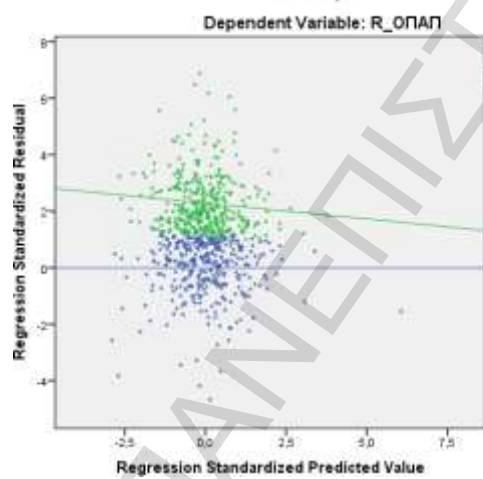
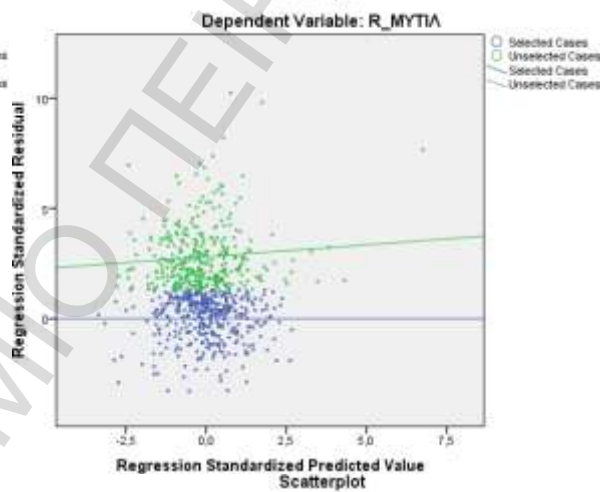
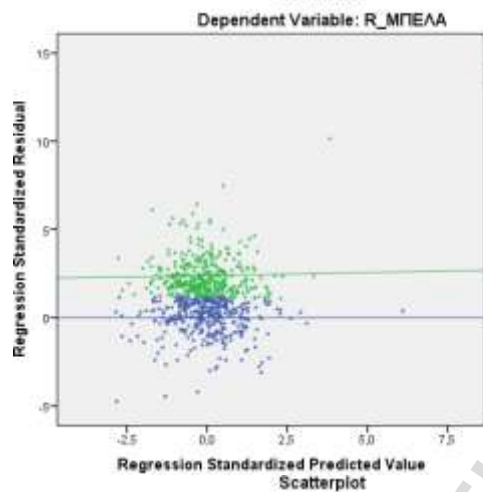
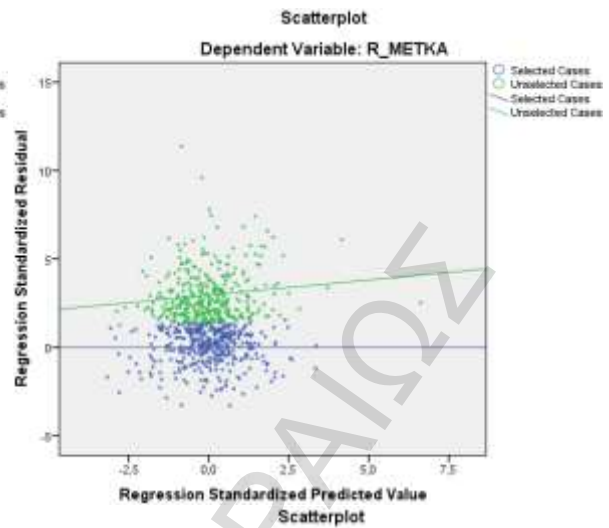
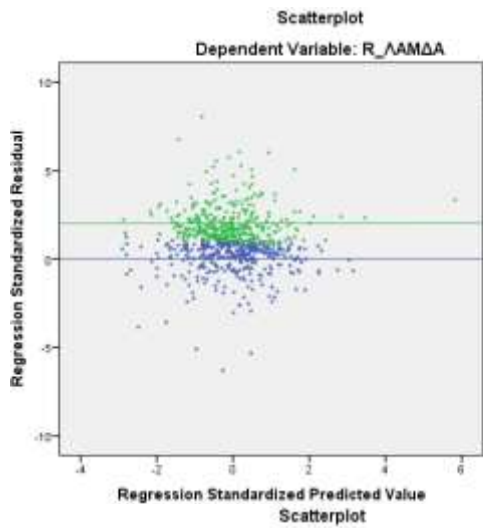


- 2009-2011









Έλεγχος Ομοσκεδαστικότητας

ii. Στατιστικός

- 2000-2002

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.AKPIT	Equal variances assumed	9,044	,003	-26,665	677	,000	-1,43284024	,05374	-1,5383	-1,3273
	Equal variances not assumed			-26,440	601,109	,000	-1,43284024	,05419	-1,5393	-1,3264

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.AKO	Equal variances assumed	38,042	,000	-29,392	744	,000	-1,47260	,05010	-1,57096	-1,37424
	Equal variances not assumed			-28,339	556,452	,000	-1,47260	,05196	-1,57467	-1,37053

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.AATEK	Equal variances assumed	6,441	,011	-30,878	744	,000	-1,50262	,04866	-1,59815	-1,40709
	Equal variances not assumed			-30,622	697,085	,000	-1,50262	,04907	-1,59896	-1,40628

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.AΛΦΑ	Equal variances assumed	4,405	,036	-31,001	744	,000	-1,50606	,04858	-1,60143	-1,41068
	Equal variances not assumed			-30,764	698,899	,000	-1,50606	,04895	-1,60217	-1,40994

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ANEK	Equal variances assumed	7,709	,006	-29,795	744	,000	-1,47745	,04959	-1,57480	-1,38010
	Equal variances not assumed			-29,551	693,641	,000	-1,47745	,05000	-1,57561	-1,37929

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.APBA	Equal variances assumed	7,282	,007	-27,727	744	,000	-1,43072	,05160	-1,53202	-1,32942
	Equal variances not assumed			-27,315	659,667	,000	-1,43072	,05238	-1,53357	-1,32787

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.BIOΣΚ	Equal variances assumed	17,680	,000	-31,507	744	,000	-1,51649	,04813	-1,61098	-1,42200
	Equal variances not assumed			-30,922	642,062	,000	-1,51649	,04904	-1,61280	-1,42019

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΔEH	Equal variances assumed	2,158	,143	-17,869	252	,000	-1,49731	,08380	-1,66233	-1,33228
	Equal variances not assumed			-17,579	212,198	,000	-1,49731	,08517	-1,66520	-1,32941

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.EΣYMB	Equal variances assumed	13,129	,000	-15,984	238	,000	-1,44408	,09034	-1,62205	-1,26610
	Equal variances not assumed			-15,458	182,131	,000	-1,44408	,09342	-1,62841	-1,25975

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ETE	Equal variances assumed	,453	,501	-24,172	744	,000	-1,32711	,05490	-1,43490	-1,21933
	Equal variances not assumed			-24,039	691,747	,000	-1,32711	,05521	-1,43550	-1,21872

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.EYPQB	Equal variances assumed	1,406	,236	-30,266	744	,000	-1,48875	,04919	-1,58532	-1,39218
	Equal variances not assumed			-30,311	722,978	,000	-1,48875	,04912	-1,58518	-1,39232

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.HAEAO	Equal variances assumed	13,098	,000	-29,120	744	,000	-1,46359	,05026	-1,56226	-1,36492
	Equal variances not assumed			-28,579	634,979	,000	-1,46359	,05121	-1,56415	-1,36302

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.KAEM	Equal variances assumed	1,486	,223	-29,217	744	,000	-1,46343	,05009	-1,56177	-1,36510
	Equal variances not assumed			-29,130	722,663	,000	-1,46343	,05024	-1,56206	-1,36480

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.KPEKA	Equal variances assumed	20,566	,000	-27,687	744	,000	-1,42836	,05159	-1,52964	-1,32709
	Equal variances not assumed			-27,002	591,554	,000	-1,42836	,05290	-1,53225	-1,32447

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΛΑΜΔΑ	Equal variances assumed	4,425	,036	-25,753	744	,000	-1,37671	,05346	-1,48166	-1,27176
	Equal variances not assumed			-25,673	720,525	,000	-1,37671	,05362	-1,48199	-1,27143

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.MΕΤΚΑ	Equal variances assumed	4,436	,036	-28,701	744	,000	-1,45147	,05057	-1,55075	-1,35219
	Equal variances not assumed			-28,632	701,024	,000	-1,45147	,05069	-1,55100	-1,35194

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΜΠΕΛΑ	Equal variances assumed	12,581	,000	-28,942	744	,000	-1,45779	,05037	-1,55667	-1,35891
	Equal variances not assumed			-28,558	638,288	,000	-1,45779	,05105	-1,55803	-1,35755

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΜΥΤΙΑ	Equal variances assumed	27,930	,000	-30,527	744	,000	-1,49755	,04906	-1,59386	-1,40125
	Equal variances not assumed			-29,606	584,190	,000	-1,49755	,05058	-1,59690	-1,39820

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΟΠΑΠ	Equal variances assumed	12,079	,001	-19,926	414	,000	-1,40503	,07051	-1,54364	-1,26642
	Equal variances not assumed			-19,234	313,461	,000	-1,40503	,07305	-1,54876	-1,26130

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.OTE	Equal variances assumed	,143	,705	-34,320	744	,000	-1,56672	,04565	-1,65634	-1,47710
	Equal variances not assumed			-34,325	743,964	,000	-1,56672	,04564	-1,65633	-1,47712

- 2003-2006

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.AKPIT	Equal variances assumed	11,627	,001	-29,349	748	,000	-1,46787	,05001	-1,5661	-1,3697
	Equal variances not assumed			-28,572	605,154	,000	-1,46787	,05138	-1,5688	-1,3670

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.A/KO	Equal variances assumed	25,882	,000	-28,969	748	,000	-1,45936	,05038	-1,55826	-1,36047
	Equal variances not assumed			-27,953	559,202	,000	-1,45936	,05221	-1,56191	-1,35681

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.A/TEK	Equal variances assumed	58,516	,000	-28,786	748	,000	-1,46517	,05090	-1,56510	-1,36525
	Equal variances not assumed			-26,904	490,152	,000	-1,46517	,05446	-1,57218	-1,35817

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.A\ΦA	Equal variances assumed	11,479	,001	-33,389	748	,000	-1,55348	,046527	-1,64482	-1,46214
	Equal variances not assumed			-32,965	679,379	,000	-1,55348	,047125	-1,64601	-1,46095

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ANEK	Equal variances assumed	25,574	,000	-30,778	748	,000	-1,50048	,04875	-1,59618	-1,40477
	Equal variances not assumed			-29,750	572,076	,000	-1,50048	,05044	-1,59954	-1,40141

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.APBA	Equal variances assumed	23,831	,000	-27,351	748	,000	-1,41924	,05189	-1,52111	-1,31737
	Equal variances not assumed			-26,502	565,849	,000	-1,41924	,05355	-1,52442	-1,31406

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.BIOΣK	Equal variances assumed	16,987	,000	-32,375	748	,000	-1,53430	,04739	-1,62734	-1,44127
	Equal variances not assumed			-31,705	642,156	,000	-1,53430	,04839	-1,62933	-1,43927

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΔEH	Equal variances assumed	1,210	,272	-33,266	748	,000	-1,54518	,04645	-1,63636	-1,45399
	Equal variances not assumed			-33,255	745,398	,000	-1,54518	,04647	-1,63640	-1,45396

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.EZYMB	Equal variances assumed	7,484	,006	-28,872	748	,000	-1,45897	,05053	-1,55817	-1,35976
	Equal variances not assumed			-28,065	601,876	,000	-1,45897	,05198	-1,56106	-1,35687

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ETE	Equal variances assumed	5,568	,019	-32,345	748	,000	-1,52966	,04729	-1,62250	-1,43682
	Equal variances not assumed			-32,098	694,416	,000	-1,52966	,04766	-1,62323	-1,43609

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.EYPQB	Equal variances assumed	,241	,623	-30,975	748	,000	-1,50118	,048464	-1,59632	-1,40603
	Equal variances not assumed			-30,956	744,258	,000	-1,50118	,048494	-1,59638	-1,40597

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.H/EAΘ	Equal variances assumed	5,047	,025	-23,040	748	,000	-1,28907	,05595	-1,39890	-1,17923
	Equal variances not assumed			-22,916	709,904	,000	-1,28907	,05625	-1,39951	-1,17863

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΚΑΕΜ	Equal variances assumed	9,754	,002	-26,816	748	,000	-1,40744	,05248	-1,51048	-1,30441
	Equal variances not assumed			-25,723	532,023	,000	-1,40744	,05472	-1,51493	-1,29996

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΚΡΕΚΑ	Equal variances assumed	19,333	,000	-30,971	748	,000	-1,50272	,04852	-1,59797	-1,40747
	Equal variances not assumed			-30,469	657,955	,000	-1,50272	,04932	-1,59956	-1,40588

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΛΑΜΔΑ	Equal variances assumed	74,980	,000	-29,097	748	,000	-1,47761	,05078	-1,57730	-1,37792
	Equal variances not assumed			-26,695	452,89	,000	-1,47761	,05535	-1,58639	-1,36883

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.METKA	Equal variances assumed	29,768	,000	-30,808	748	,000	-1,50065	,04871	-1,59628	-1,40503
	Equal variances not assumed			-29,927	589,578	,000	-1,50065	,05014	-1,59913	-1,40217

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΜΠΕΛΑ	Equal variances assumed	11,992	,001	-28,718	748	,000	-1,44973	,05048	-1,54883	-1,35062
	Equal variances not assumed			-28,458	668,650	,000	-1,44973	,05094	-1,54975	-1,34970

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.MYTIΛ	Equal variances assumed	26,037	,000	-33,001	748	,000	-1,54549	,04683	-1,63743	-1,45356
	Equal variances not assumed			-32,313	635,411	,000	-1,54549	,04783	-1,63941	-1,45157

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΟΠΑΠ	Equal variances assumed	10,645	,001	-31,829	748	,000	-1,51744	,04767	-1,61103	-1,42384
	Equal variances not assumed			-31,635	675,563	,000	-1,51744	,04797	-1,61162	-1,42325

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΟΤΕ	Equal variances assumed	4,784	,029	-33,552	748	,000	-1,55174	,04625	-1,64254	-1,46095
	Equal variances not assumed			-33,482	735,294	,000	-1,55174	,04634	-1,64273	-1,46076

- 2009-2011

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.AKPIT	Equal variances assumed	,864	,353	-25,061	746	,000	-1,35335	,05400	-1,45936	-1,24733
	Equal variances not assumed			-24,996	728,653	,000	-1,35335	,05414	-1,45964	-1,24705

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.A\KO	Equal variances assumed	,824	,364	-28,737	746	,000	-1,44997	,05046	-1,54902	-1,35091
	Equal variances not assumed			-28,723	720,398	,000	-1,44997	,05048	-1,54907	-1,35086

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.A\TEK	Equal variances assumed	9,827	,002	-24,151	746	,000	-1,32560	,05489	-1,43336	-1,21785
	Equal variances not assumed			-23,995	700,499	,000	-1,32560	,05525	-1,43407	-1,21713

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.A\ΦA	Equal variances assumed	,009	,925	-29,186	746	,000	-1,46193	,05009	-1,56027	-1,36360
	Equal variances not assumed			-29,183	745,431	,000	-1,46193	,05009	-1,56028	-1,36359

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.A\NEK	Equal variances assumed	9,269	,002	-27,168	746	,000	-1,41264	,05200	-1,51472	-1,31056
	Equal variances not assumed			-26,823	664,657	,000	-1,41264	,05267	-1,51605	-1,30923

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.A\PA	Equal variances assumed	,102	,749	-28,059	746	,000	-1,43368	,05110	-1,53398	-1,33337
	Equal variances not assumed			-28,059	745,289	,000	-1,43368	,05109	-1,53398	-1,33337

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.BIOΣΚ	Equal variances assumed	1,017	,314	-21,779	746	,000	-1,24730	,05727	-1,35973	-1,13487
	Equal variances not assumed			-21,831	744,054	,000	-1,24730	,05713	-1,35947	-1,13514

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΔEH	Equal variances assumed	,602	,438	-33,762	746	,000	-1,55980	,04620	-1,65049	-1,46910
	Equal variances not assumed			-33,573	714,015	,000	-1,55980	,04646	-1,65101	-1,46858

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.EΣYMB	Equal variances assumed	,065	,799	-22,541	746	,000	-1,27312	,05648	-1,38400	-1,16224
	Equal variances not assumed			-22,567	743,240	,000	-1,27312	,05641	-1,38387	-1,16237

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ETE	Equal variances assumed	,128	,720	-27,361	746	,000	-1,41679	,05178	-1,51844	-1,31513
	Equal variances not assumed			-27,357	743,807	,000	-1,41679	,05179	-1,51846	-1,31512

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.EYPQB	Equal variances assumed	,074	,785	-28,177	746	,000	-1,43719	,05101	-1,53732	-1,33706
	Equal variances not assumed			-28,166	741,121	,000	-1,43719	,05103	-1,53736	-1,33702

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.H/AEAO	Equal variances assumed	,610	,435	-20,906	746	,000	-1,21681	,05820	-1,33107	-1,10255
	Equal variances not assumed			-21,026	745,087	,000	-1,21681	,05787	-1,33042	-1,10320

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.K/AEM	Equal variances assumed	14,709	,000	-28,526	746	,000	-1,44761	,05075	-1,54723	-1,34798
	Equal variances not assumed			-27,926	615,348	,000	-1,44761	,05184	-1,54941	-1,34581

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.K/PEKA	Equal variances assumed	,585	,444	-25,294	746	,000	-1,35897	,05373	-1,46445	-1,25350
	Equal variances not assumed			-25,295	745,999	,000	-1,35897	,05372	-1,46444	-1,25350

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res./AMΔA	Equal variances assumed	,384	,536	-27,190	746	,000	-1,41146	,05191	-1,51337	-1,30955
	Equal variances not assumed			-27,181	743,982	,000	-1,41146	,05193	-1,51340	-1,30952

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.METKA	Equal variances assumed	17,595	,000	-33,580	746	,000	-1,55444	,04629	-1,64531	-1,46357
	Equal variances not assumed			-33,013	634,356	,000	-1,55444	,04709	-1,64690	-1,46198

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΜΠΕΛΑ	Equal variances assumed	,183	,669	-31,238	746	,000	-1,50665	,04823	-1,60133	-1,41196
	Equal variances not assumed			-31,216	737,957	,000	-1,50665	,04826	-1,60140	-1,41189

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.MYΤΙΑ	Equal variances assumed	14,824	,000	-31,717	746	,000	-1,51891	,04789	-1,61292	-1,42489
	Equal variances not assumed			-31,199	634,105	,000	-1,51891	,04868	-1,61451	-1,42330

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΟΠΑΠ	Equal variances assumed	,139	,709	-31,516	746	,000	-1,51263	,04800	-1,60685	-1,41840
	Equal variances not assumed			-31,483	738,686	,000	-1,51263	,04805	-1,60695	-1,41830

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Stud.Res.ΟΤΕ	Equal variances assumed	3,586	,059	-31,030	746	,000	-1,50219	,04841	-1,59723	-1,40715
	Equal variances not assumed			-30,995	727,820	,000	-1,50219	,04847	-1,59734	-1,40704

Έλεγχος Ανεξαρτησίας

Στατιστικός

- 2000-2002

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. AKPIT		Stud.Res. AΛKO		Stud.Res. AΛTEK
Test Value ^a	-,02054	Test Value ^a	-,07721	Test Value ^a	-,07172
Cases < Test Value	339	Cases < Test Value	373	Cases < Test Value	373
Cases >= Test Value	340	Cases >= Test Value	373	Cases >= Test Value	373
Total Cases	679	Total Cases	746	Total Cases	746
Number of Runs	354	Number of Runs	351	Number of Runs	327
Z	1,037	Z	-1,685	Z	-3,444
Asymp. Sig. (2-tailed)	,300	Asymp. Sig. (2-tailed)	,092	Asymp. Sig. (2-tailed)	,001
a. Median		a. Median		a. Median	

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. AΛΦA		Stud.Res. ANEK		Stud.Res. APBA
Test Value ^a	-,04163	Test Value ^a	-,05423	Test Value ^a	-,06068
Cases < Test Value	373	Cases < Test Value	373	Cases < Test Value	373
Cases >= Test Value	373	Cases >= Test Value	373	Cases >= Test Value	373
Total Cases	746	Total Cases	746	Total Cases	746
Number of Runs	360	Number of Runs	373	Number of Runs	375
Z	-1,026	Z	-,073	Z	,073
Asymp. Sig. (2-tailed)	,305	Asymp. Sig. (2-tailed)	,942	Asymp. Sig. (2-tailed)	,942
a. Median		a. Median		a. Median	

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. BIOΣK		Stud.Res. ΔEH		Stud.Res. EΣYMB
Test Value ^a	-,05228	Test Value ^a	-,03360	Test Value ^a	-,06391
Cases < Test Value	373	Cases < Test Value	127	Cases < Test Value	120
Cases >= Test Value	373	Cases >= Test Value	127	Cases >= Test Value	120
Total Cases	746	Total Cases	254	Total Cases	240
Number of Runs	369	Number of Runs	124	Number of Runs	107
Z	-,366	Z	-,503	Z	-1,811
Asymp. Sig. (2-tailed)	,714	Asymp. Sig. (2-tailed)	,615	Asymp. Sig. (2-tailed)	,070
a. Median		a. Median		a. Median	

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res.ETE		Stud.Res. EYPQB		Stud.Res. HAEAO
Test Value ^a	,01668	Test Value ^a	,00860	Test Value ^a	-,05223
Cases < Test Value	373	Cases < Test Value	373	Cases < Test Value	373
Cases >= Test Value	373	Cases >= Test Value	373	Cases >= Test Value	373
Total Cases	746	Total Cases	746	Total Cases	746
Number of Runs	357	Number of Runs	348	Number of Runs	319
Z	-1,246	Z	-1,905	Z	-4,030
Asymp. Sig. (2-tailed)	,213	Asymp. Sig. (2-tailed)	,057	Asymp. Sig. (2-tailed)	,000
a. Median		a. Median		a. Median	

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΚΛΕΜ		Stud.Res. ΚΡΕΚΑ		Stud.Res. ΛΑΜΔΑ
Test Value ^a	-,02161	Test Value ^a	-,07484	Test Value ^a	-,04307
Cases < Test Value	373	Cases < Test Value	373	Cases < Test Value	373
Cases >= Test Value	373	Cases >= Test Value	373	Cases >= Test Value	373
Total Cases	746	Total Cases	746	Total Cases	746
Number of Runs	344	Number of Runs	335	Number of Runs	346
Z	-2,198	Z	-2,858	Z	-2,052
Asymp. Sig. (2-tailed)	,028	Asymp. Sig. (2-tailed)	,004	Asymp. Sig. (2-tailed)	,040

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΜΕΤΚΑ		Stud.Res. ΜΠΕΛΑ		Stud.Res. ΜΥΤΙΑ
Test Value ^a	-,02023	Test Value ^a	-,04918	Test Value ^a	-,09988
Cases < Test Value	373	Cases < Test Value	373	Cases < Test Value	373
Cases >= Test Value	373	Cases >= Test Value	373	Cases >= Test Value	373
Total Cases	746	Total Cases	746	Total Cases	746
Number of Runs	346	Number of Runs	344	Number of Runs	327
Z	-2,052	Z	-2,198	Z	-3,444
Asymp. Sig. (2-tailed)	,040	Asymp. Sig. (2-tailed)	,028	Asymp. Sig. (2-tailed)	,001

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΟΠΑΠ		Stud.Res. ΟΤΕ
Test Value ^a	-,07253	Test Value ^a	,01692
Cases < Test Value	208	Cases < Test Value	373
Cases >= Test Value	208	Cases >= Test Value	373
Total Cases	416	Total Cases	746
Number of Runs	192	Number of Runs	381
Z	-1,669	Z	,513
Asymp. Sig. (2-tailed)	,095	Asymp. Sig. (2-tailed)	,608

a. Median

a. Median

- 2003-2006

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΑΚΡΠΤ		Stud.Res. ΑΛΚΟ		Stud.Res. ΑΛΤΕΚ
Test Value ^a	-,06152	Test Value ^a	-,08073	Test Value ^a	-,14454
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	399	Number of Runs	390	Number of Runs	388
Z	1,681	Z	1,023	Z	,877
Asymp. Sig. (2-tailed)	,093	Asymp. Sig. (2-tailed)	,306	Asymp. Sig. (2-tailed)	,381

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. AΛΦA		Stud.Res. ANEK		Stud.Res. APBA
Test Value ^a	-,09303	Test Value ^a	-,06046	Test Value ^a	-,06900
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	367	Number of Runs	374	Number of Runs	407
Z	-,658	Z	-,146	Z	2,265
Asymp. Sig. (2-tailed)	,511	Asymp. Sig. (2-tailed)	,884	Asymp. Sig. (2-tailed)	,023

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. BIOΣK		Stud.Res. ΔEH		Stud.Res. EΣYMB
Test Value ^a	-,06531	Test Value ^a	-,00627	Test Value ^a	-,06908
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	394	Number of Runs	370	Number of Runs	400
Z	1,315	Z	-,438	Z	1,754
Asymp. Sig. (2-tailed)	,188	Asymp. Sig. (2-tailed)	,661	Asymp. Sig. (2-tailed)	,079

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res.ETE		Stud.Res. EYPQB		Stud.Res. HΛEAO
Test Value ^a	-,02790	Test Value ^a	,03054	Test Value ^a	-,01835
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	375	Number of Runs	356	Number of Runs	377
Z	-,073	Z	-1,462	Z	,073
Asymp. Sig. (2-tailed)	,942	Asymp. Sig. (2-tailed)	,144	Asymp. Sig. (2-tailed)	,942

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. KΛEM		Stud.Res. KPEKA		Stud.Res. ΛAMΔA
Test Value ^a	-,08067	Test Value ^a	-,06002	Test Value ^a	-,13834
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	380	Number of Runs	396	Number of Runs	357
Z	,292	Z	1,462	Z	-1,388
Asymp. Sig. (2-tailed)	,770	Asymp. Sig. (2-tailed)	,144	Asymp. Sig. (2-tailed)	,165

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΜΕΤΚΑ		Stud.Res. ΜΠΕΛΑ		Stud.Res. ΜΥΤΙΑ
Test Value ^a	-,08839	Test Value ^a	-,03933	Test Value ^a	-,10103
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	356	Number of Runs	371	Number of Runs	344
Z	-1,462	Z	-,365	Z	-2,339
Asymp. Sig. (2-tailed)	,144	Asymp. Sig. (2-tailed)	,715	Asymp. Sig. (2-tailed)	,019

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΟΠΑΠ		Stud.Res. ΟΤΕ
Test Value ^a	-,03263	Test Value ^a	-,05200
Cases < Test Value	375	Cases < Test Value	375
Cases >= Test Value	375	Cases >= Test Value	375
Total Cases	750	Total Cases	750
Number of Runs	361	Number of Runs	347
Z	-1,096	Z	-2,119
Asymp. Sig. (2-tailed)	,273	Asymp. Sig. (2-tailed)	,034

a. Median

a. Median

- 2009-2011

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΑΛΚΟ		Stud.Res. ΑΛΚΟ		Stud.Res. ΑΛΤΕΚ
Test Value ^a	-,00708	Test Value ^a	-,00708	Test Value ^a	-,01032
Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374
Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374
Total Cases	748	Total Cases	748	Total Cases	748
Number of Runs	445	Number of Runs	445	Number of Runs	370
Z	5,122	Z	5,122	Z	-,366
Asymp. Sig. (2-tailed)	,000	Asymp. Sig. (2-tailed)	,000	Asymp. Sig. (2-tailed)	,714

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΑΛΦΑ		Stud.Res. ΑΝΕΚ		Stud.Res. ΑΡΒΑ
Test Value ^a	-,00010	Test Value ^a	-,03447	Test Value ^a	,00920
Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374
Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374
Total Cases	748	Total Cases	748	Total Cases	748
Number of Runs	383	Number of Runs	419	Number of Runs	410
Z	,585	Z	3,220	Z	2,561
Asymp. Sig. (2-tailed)	,558	Asymp. Sig. (2-tailed)	,001	Asymp. Sig. (2-tailed)	,010

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. BIOΣK		Stud.Res. ΔEH		Stud.Res. ΕΣΥΜΒ
Test Value ^a	,01158	Test Value ^a	-,07144	Test Value ^a	-,00287
Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374
Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374
Total Cases	748	Total Cases	748	Total Cases	748
Number of Runs	379	Number of Runs	371	Number of Runs	397
Z	,293	Z	-,293	Z	1,610
Asymp. Sig. (2-tailed)	,770	Asymp. Sig. (2-tailed)	,770	Asymp. Sig. (2-tailed)	,107

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res.ETE		Stud.Res. ΕΥΡΩΒ		Stud.Res. ΗΛΕΑΘ
Test Value ^a	,00111	Test Value ^a	,00385	Test Value ^a	,02624
Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374
Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374
Total Cases	748	Total Cases	748	Total Cases	748
Number of Runs	383	Number of Runs	392	Number of Runs	353
Z	,585	Z	1,244	Z	-1,610
Asymp. Sig. (2-tailed)	,558	Asymp. Sig. (2-tailed)	,214	Asymp. Sig. (2-tailed)	,107

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΚΑΕΜ		Stud.Res. ΚΡΕΚΑ		Stud.Res. ΛΑΜΔΑ
Test Value ^a	-,04962	Test Value ^a	,00711	Test Value ^a	-,00724
Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374
Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374
Total Cases	748	Total Cases	748	Total Cases	748
Number of Runs	397	Number of Runs	387	Number of Runs	427
Z	1,610	Z	,878	Z	3,805
Asymp. Sig. (2-tailed)	,107	Asymp. Sig. (2-tailed)	,380	Asymp. Sig. (2-tailed)	,000

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΜΕΤΚΑ		Stud.Res. ΜΠΕΛΑ		Stud.Res. ΜΥΤΙΑ
Test Value ^a	-,06713	Test Value ^a	-,00168	Test Value ^a	-,07631
Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374
Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374
Total Cases	748	Total Cases	748	Total Cases	748
Number of Runs	378	Number of Runs	378	Number of Runs	402
Z	,220	Z	,220	Z	1,976
Asymp. Sig. (2-tailed)	,826	Asymp. Sig. (2-tailed)	,826	Asymp. Sig. (2-tailed)	,048

a. Median

a. Median

a. Median

Runs Test		Runs Test	
	Stud.Res. ΟΠΑΠ		Stud.Res. ΟΤΕ
Test Value ^a	,01594	Test Value ^a	-,00729
Cases < Test Value	374	Cases < Test Value	374
Cases >= Test Value	374	Cases >= Test Value	374
Total Cases	748	Total Cases	748
Number of Runs	364	Number of Runs	388
Z	-,805	Z	,951
Asymp. Sig. (2-tailed)	,421	Asymp. Sig. (2-tailed)	,341

a. Median

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Έλεγχος Πολυσυγγραμμικότητας

Στατιστικός

- 2000-2002

Coefficients ^a				Coefficients ^a				Coefficients ^a			
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,430	2,324	1	R_ΓΔ	,426	2,346	1	R_ΓΔ	,426	2,346
	R_ΓΔ_1	,191	5,228		R_ΓΔ_1	,188	5,316		R_ΓΔ_1	,188	5,316
	R_ΓΔ_2	,288	3,477		R_ΓΔ_2	,288	3,477		R_ΓΔ_2	,288	3,477
a. Dependent Variable: R_AKPIT				a. Dependent Variable: R_AAKO				a. Dependent Variable: R_AΛTEK			
Coefficients ^a				Coefficients ^a				Coefficients ^a			
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,426	2,346	1	R_ΓΔ	,426	2,346	1	R_ΓΔ	,426	2,346
	R_ΓΔ_1	,188	5,316		R_ΓΔ_1	,188	5,316		R_ΓΔ_1	,188	5,316
	R_ΓΔ_2	,288	3,477		R_ΓΔ_2	,288	3,477		R_ΓΔ_2	,288	3,477
a. Dependent Variable: R_ΑΛΦΑ				a. Dependent Variable: R_ANEK				a. Dependent Variable: R_APBA			
Coefficients ^a				Coefficients ^a				Coefficients ^a			
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,426	2,346	1	R_ΓΔ	,487	2,052	1	R_ΓΔ	,491	2,037
	R_ΓΔ_1	,188	5,316		R_ΓΔ_1	,238	4,206		R_ΓΔ_1	,241	4,142
	R_ΓΔ_2	,288	3,477		R_ΓΔ_2	,319	3,139		R_ΓΔ_2	,320	3,121
a. Dependent Variable: R_BIOΣK				a. Dependent Variable: R_ΔEH				a. Dependent Variable: R_ΕΣΥMB			
Coefficients ^a				Coefficients ^a				Coefficients ^a			
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,426	2,346	1	R_ΓΔ	,426	2,346	1	R_ΓΔ	,426	2,346
	R_ΓΔ_1	,188	5,316		R_ΓΔ_1	,188	5,316		R_ΓΔ_1	,188	5,316
	R_ΓΔ_2	,288	3,477		R_ΓΔ_2	,288	3,477		R_ΓΔ_2	,288	3,477
a. Dependent Variable: R_ETE				a. Dependent Variable: R_EYPQB				a. Dependent Variable: R_HΛEAG			
Coefficients ^a				Coefficients ^a				Coefficients ^a			
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,426	2,346	1	R_ΓΔ	,426	2,346	1	R_ΓΔ	,426	2,346
	R_ΓΔ_1	,188	5,316		R_ΓΔ_1	,188	5,316		R_ΓΔ_1	,188	5,316
	R_ΓΔ_2	,288	3,477		R_ΓΔ_2	,288	3,477		R_ΓΔ_2	,288	3,477
a. Dependent Variable: R_KAEM				a. Dependent Variable: R_KPEKA				a. Dependent Variable: R_ΛAMΔA			

Coefficients ^a			Coefficients ^a			Coefficients ^a					
Model	Collinearity Statistics		Model	Collinearity Statistics		Model	Collinearity Statistics				
	Tolerance	VIF		Tolerance	VIF		Tolerance	VIF			
1	R_ΓΔ	,426	2,346	1	R_ΓΔ	,426	2,346	1	R_ΓΔ	,426	2,346
	R_ΓΔ_1	,188	5,316		R_ΓΔ_1	,188	5,316		R_ΓΔ_1	,188	5,316
	R_ΓΔ_2	,288	3,477		R_ΓΔ_2	,288	3,477		R_ΓΔ_2	,288	3,477

a. Dependent Variable: R_METKA

a. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

a. Dependent Variable: R_MYTIA

Coefficients ^a			Coefficients ^a				
Model	Collinearity Statistics		Model	Collinearity Statistics			
	Tolerance	VIF		Tolerance	VIF		
1	R_ΓΔ	,466	2,148	1	R_ΓΔ	,426	2,346
	R_ΓΔ_1	,217	4,608		R_ΓΔ_1	,188	5,316
	R_ΓΔ_2	,293	3,410		R_ΓΔ_2	,288	3,477

a. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

a. Dependent Variable: R_ΟΤΕ

• 2003-2006

Coefficients ^a			Coefficients ^a			Coefficients ^a					
Model	Collinearity Statistics		Model	Collinearity Statistics		Model	Collinearity Statistics				
	Tolerance	VIF		Tolerance	VIF		Tolerance	VIF			
1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156
	R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548
	R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264

a. Dependent Variable: R_AKPIT

a. Dependent Variable: R_ΑΛΚΟ

a. Dependent Variable: R_ΑΤΕΚ

Coefficients ^a			Coefficients ^a			Coefficients ^a					
Model	Collinearity Statistics		Model	Collinearity Statistics		Model	Collinearity Statistics				
	Tolerance	VIF		Tolerance	VIF		Tolerance	VIF			
1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156
	R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548
	R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264

a. Dependent Variable: R_ΑΦΑ

a. Dependent Variable: R_ΑΝΕΚ

a. Dependent Variable: R_ΑΡΒΑ

Coefficients ^a			Coefficients ^a			Coefficients ^a					
Model	Collinearity Statistics		Model	Collinearity Statistics		Model	Collinearity Statistics				
	Tolerance	VIF		Tolerance	VIF		Tolerance	VIF			
1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156
	R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548
	R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264

a. Dependent Variable: R_BIOΣΚ

a. Dependent Variable: R_ΔΕΗ

a. Dependent Variable: R_ΕΣΥΜΒ

Coefficients ^a			Coefficients ^a			Coefficients ^a					
Model	Collinearity Statistics		Model	Collinearity Statistics		Model	Collinearity Statistics				
	Tolerance	VIF		Tolerance	VIF		Tolerance	VIF			
1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156
	R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548
	R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264

a. Dependent Variable: R_ΕΤΕ

a. Dependent Variable: R_ΕΥΡΩΒ

a. Dependent Variable: R_ΗΛΕΑΘ

Coefficients ^a			Coefficients ^a			Coefficients ^a					
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156
	R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548
	R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264

a. Dependent Variable: R_ΚΛΕΜ

a. Dependent Variable: R_ΚΡΕΚΑ

a. Dependent Variable: R_ΛΑΜΔΑ

Coefficients ^a			Coefficients ^a			Coefficients ^a					
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156
	R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548
	R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264

a. Dependent Variable: R_METKA

a. Dependent Variable: R_ΜΠΕΛΑ

a. Dependent Variable: R_MYTIA

Coefficients ^a			Coefficients ^a			Coefficients ^a					
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156	1	R_ΓΔ	,464	2,156
	R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548		R_ΓΔ_1	,220	4,548
	R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264		R_ΓΔ_2	,306	3,264

a. Dependent Variable: R_ΟΠΑΠ

a. Dependent Variable: R_ΟΤΕ

• 2009-2011

Coefficients ^a			Coefficients ^a			Coefficients ^a					
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,484	2,067	1	R_ΓΔ	,484	2,067	1	R_ΓΔ	,484	2,067
	R_ΓΔ_1	,235	4,250		R_ΓΔ_1	,235	4,250		R_ΓΔ_1	,235	4,250
	R_ΓΔ_2	,334	2,990		R_ΓΔ_2	,334	2,990		R_ΓΔ_2	,334	2,990

a. Dependent Variable: R_AKPIT

a. Dependent Variable: R_AAKO

a. Dependent Variable: R_ΑΥΤΕΚ

Coefficients ^a			Coefficients ^a			Coefficients ^a					
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,484	2,067	1	R_ΓΔ	,484	2,067	1	R_ΓΔ	,484	2,067
	R_ΓΔ_1	,235	4,250		R_ΓΔ_1	,235	4,250		R_ΓΔ_1	,235	4,250
	R_ΓΔ_2	,334	2,990		R_ΓΔ_2	,334	2,990		R_ΓΔ_2	,334	2,990

a. Dependent Variable: R_ΑΦΑ

a. Dependent Variable: R_ΑΝΕΚ

a. Dependent Variable: R_ΑΡΒΑ

Coefficients ^a			Coefficients ^a			Coefficients ^a					
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,484	2,067	1	R_ΓΔ	,484	2,067	1	R_ΓΔ	,484	2,067
	R_ΓΔ_1	,235	4,250		R_ΓΔ_1	,235	4,250		R_ΓΔ_1	,235	4,250
	R_ΓΔ_2	,334	2,990		R_ΓΔ_2	,334	2,990		R_ΓΔ_2	,334	2,990

a. Dependent Variable: R_ΒΙΟΣΚ

a. Dependent Variable: R_ΔΕΗ

a. Dependent Variable: R_ΕΣΥΜΒ

Coefficients ^a				Coefficients ^a				Coefficients ^a			
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,484	2,067	1	R_ΓΔ	,484	2,067	1	R_ΓΔ	,484	2,067
	R_ΓΔ_1	,235	4,250		R_ΓΔ_1	,235	4,250		R_ΓΔ_1	,235	4,250
	R_ΓΔ_2	,334	2,990		R_ΓΔ_2	,334	2,990		R_ΓΔ_2	,334	2,990

a. Dependent Variable: R_ETE

a. Dependent Variable: R_EYPQB

a. Dependent Variable: R_HΛEAΘ

Coefficients ^a				Coefficients ^a				Coefficients ^a			
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,484	2,067	1	R_ΓΔ	,484	2,067	1	R_ΓΔ	,484	2,067
	R_ΓΔ_1	,235	4,250		R_ΓΔ_1	,235	4,250		R_ΓΔ_1	,235	4,250
	R_ΓΔ_2	,334	2,990		R_ΓΔ_2	,334	2,990		R_ΓΔ_2	,334	2,990

a. Dependent Variable: R_KAEM

a. Dependent Variable: R_KPEKA

a. Dependent Variable: R_ΛAMΔA

Coefficients ^a				Coefficients ^a				Coefficients ^a			
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,484	2,067	1	R_ΓΔ	,484	2,067	1	R_ΓΔ	,484	2,067
	R_ΓΔ_1	,235	4,250		R_ΓΔ_1	,235	4,250		R_ΓΔ_1	,235	4,250
	R_ΓΔ_2	,334	2,990		R_ΓΔ_2	,334	2,990		R_ΓΔ_2	,334	2,990

a. Dependent Variable: R_METKA

a. Dependent Variable: R_MΠEAA

a. Dependent Variable: R_MYTIA

Coefficients ^a				Coefficients ^a			
Model		Collinearity Statistics		Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF			Tolerance	VIF
1	R_ΓΔ	,484	2,067	1	R_ΓΔ	,484	2,067
	R_ΓΔ_1	,235	4,250		R_ΓΔ_1	,235	4,250
	R_ΓΔ_2	,334	2,990		R_ΓΔ_2	,334	2,990

a. Dependent Variable: R_OΠAΠ

a. Dependent Variable: R_OTE